

# 投票意願與經濟不景氣：台灣的情形

楊孟麗\*

## 《 本文摘要 》

本文主要探討經濟不景氣對投票率的影響，除了檢測關於不景氣時的投票率之三個互斥的假設外，並借用與延伸經濟投票的模式以瞭解哪些心理因素會使投票意願降低。在此之前則先建構台灣不投票選民的側面圖，以作為前者的基礎。方法則是以二層線性邏輯迴歸模式分析「2001年選舉與民主化調查研究」資料。研究結果無法支持三個互斥理論中的任何一個。而對自己與社會、過去與未來的經濟環境的評估中，只有對社會未來的經濟環境抱持悲觀態度者會有較低的投票意願，其他三種評估都沒有影響，與經濟投票的研究中，只有未來大環境的評估會影響投票方向的發現相若；但如果選民抱持積極態度或明確歸因於執政黨者，則投票意願較高。至於側面圖方面，一般而言，台灣的選民投票意願不受職業與收入的影響。但教育程度愈高者，愈傾向於不投票，與美國的發現不同。而投票意願隨著年齡增長而增加。女性與參加工會社團等組織對於增高投票意願的影響則在顯著邊緣。另一方面，選民對於政府、制度及政治的觀感都不影響投票意願；倒是選民對政治愈熱衷，政治知識愈高及黨派傾向愈濃，則投票意願愈高。

關鍵字：投票率、經濟不景氣、多層線性邏輯迴歸模式

- 
- 作者為中央研究院蔡元培人文社會科學研究中心博士後研究，本論文使用資料全部採自「2001年選舉與民主化調查研究」，計畫主持人為黃紀教授，該計畫資料由政治大學選舉研究中心執行並釋出。作者感謝上述機構及人員提供資料協助，同時本論文(著)之內容將全由作者自行負責。作者非常感謝中研院歐美所副研究員譚康榮教授在分析及架構上的多種具體建議，與三位不知名審查者的指正與意見。

## 一、前言

也許是因為台灣的投票率一向不低，選民不投票因素的研究似乎不多。但這方面的研究對於民主化的過程也是相當重要的。因為民主社會中若某一特定團體的投票意願特別低落，投票結果將不能代表全體民衆的意願，民主制度的意義也就無法落實。尤其美國的投票研究發現，社會上處於優勢者投票率較高，社經地位低者投票率較低。如此一來，當選的執政者施政方向可能比較符合社會階層較高者的利益，或者政府一再聽到的只有優勢者的聲音，而在社會中處於劣勢者無法將其意見或需求傳達給政府，其結果將是社會間的貧富懸殊愈益增大，公平正義愈益不彰，成為社會的隱憂。為了避免社會不公日益嚴重，發揮民主政治的長處，必須先瞭解不投票者的特徵與想法，才能採取因應對策，鼓勵他們踏出家門去投票。因此不投票的選舉研究也有其重要性。

自民國八十九年陳水扁政府上任以來，國內外各種因素使得台灣在歷經二、三十年的繁榮之後陷入了經濟低潮。九十年的選舉，報章媒體所顯示與預期的，是經濟不景氣將使得民衆對立委與縣市長選舉的興趣闕然。選舉結果，立委選舉投票率比民國八十七年低了2.15個百分點，而縣市長選舉則比民國八十六年稍微高了0.5個百分點（如表1）。因此，若說經濟不景氣使選民的投票意願較低，立委選舉的投票率似乎符合預期，但縣市長選舉卻沒有反應這種現象。那麼，經濟不景氣真的影響了這兩個選舉的投票率嗎？哪些人在這波經濟不景氣中沒有投票呢？

表1 台灣自民國85年起的三種大型選舉投票率

選舉種類與年份	投票率	選舉種類與年份	投票率	選舉種類與年份	投票率
		民84立法委員	67.81%	民82縣市長	70.68%
民85總統	76.04%	民87立法委員	68.31%	民86縣市長	65.92%
民89總統	82.68%	民90立法委員	66.16%	民90縣市長	66.52%

雖然經濟環境的好壞對於選民投票方向的影響之文獻頗為豐富，但台灣還沒有任何關於經濟如何影響投票意願的文獻。然而，就像一般研究選民為什麼不投票的因素一樣，經濟會使哪些人無心投票，也是應該關心的。本文將企圖瞭解經濟不景氣時，哪些人比較不會去投票？也都是社會上的弱勢團體嗎？還是有某些特別想法的人？另一方面，由於台灣關於不投票的文獻還很稀少，筆者還找不到任何一篇專門探討不投票的文獻。因此本文將也稍微彌補這方面的缺漏，先探討一般情況下不投票者的側面圖之後，

再進一步瞭解經濟不景氣時，選民的哪些特徵會使其投票的意願較低。

本文的結構如下：第二節首先探討美國經濟不佳對投票意願的影響之文獻，且藉用並延伸經濟投票的模式，對經濟如何影響投票意願形成研究假設；接著整理台灣與美國一般不投票者的文獻，作為不投票者側面圖的建構基礎，及經濟對投票意願之影響的控制變項。第三節介紹使用的資料，探討以調查資料作（不）投票之研究的可能性，說明使用的方法及建立模式。第四節呈現分析結果，第五節則就結果作討論。

## 二、文獻探討

### (一)經濟不景氣對投票意願的影響

台灣還沒有關於經濟不景氣如何影響投票意願的研究，因此我將藉用美國在這一方面的研究結果，並進一步藉用經濟投票的理論模式，以企圖瞭解民衆對經濟不景氣的反應如何影響投票意願。

近二、三十年來，美國學者認為經濟不景氣對於投票率的影響，有三種截然不同的看法，分別是：使投票率升高的「動員假設」、使投票率降低，及兩者無關。三種都各有研究結果支持，故研究者之間無法獲得共識。Southwell（1988）甚至猜測可能沒有固定的影響，必須視選舉當時的狀況而定。Radcliff（1992）作跨國比較則認為與社會福利制度之完備與否有關。

Schlozman and Verba（1979）的「動員假設」（mobilization hypothesis, Rosenstone, 1982）認為，經濟不好時，無法承受經濟壓力的民衆，會將憤懣的矛頭指向政府，積極投票給反對黨以強烈表達對政府的不滿，因此投票率上升。而且根據「否定投票」（negative voting）的理論，民衆反對某個政策或政黨時，所採取的政治手段，常比贊成時更積極（Lau, 1982, 1985）。由此推論，經濟不景氣時，民衆想懲罰執政黨及改善自己生活的心理，可能促使其更會去投票。例如美國1982年的國會選舉，投票率比1978年高，尤其工人與黑人投票的比率都比以往高，一般就是以這個理論詮釋（Southwell, 1988）。但是 Schlozman and Verba（1979）以失業者作的研究，並沒有支持自己提出的假設。

許多學者則認為經濟不景氣會降低投票意願。他們的理論是：窮人和失業者忙於應付經濟壓力，開闢財源或找工作，自顧不暇，無心理會距離現實遙遠的選舉。尤其失業使個人的價值感及自尊心大受挫折，心情跌到谷底；而且沒有工作之後，由於朋友害怕聚會的費用會加重失業者的經濟負擔，不敢再邀後者赴會，也使其與同事之間的聯絡互

動切斷，這些都使失業者愈益封閉，不理會外界的事務，因此使投票意願低落。這個理論獲得頗多研究發現的證實，如 Wofinger and Rosenstone ( 1980 )、Rosenstone ( 1982 ) 及 Caldeira, Patterson and Markko ( 1985 )。

認為經濟與投票率無關的說法則是因為發現：大部分的人認為，自己經濟狀況不佳是自己私人的問題，沒有想到要歸咎於政府。由此推論，個人的經濟狀況應該不會影響投票意願 ( Brody and Sniderman, 1977; Scholzman and Verba, 1979 )。Kinder and Kiewiet ( 1979 ) 研究後甚至結論，對經濟情況的不滿和對政治的判斷，兩者是兩個獨立無干的思考。尤其根據 Scholzman and Verba ( 1979 ) 的研究，失業雖然對生活造成相當困擾，自尊與自信大受挫折，但失業者仍然與其他人一樣，相信「社會機會均等」的理想，也不會特別支持某項經濟相關的政策。因此個人的經濟狀況應跟投票與否無關。也有一些研究發現符合這項說法，例如 Fiorina ( 1978 )，Conway ( 1981 ) 及 Kinder and Kiewiet ( 1979, 1981 )。

從以上三個相斥的假設發現，過去一般探討經濟不景氣與投票意願之間的關係，都僅由選民的外在經濟條件來作判斷，沒有觸及其他觀感或心理層面 ( 註一 )，是「宿命」的 ( deterministic ) 模式。但 Campbell 等人在 1960 年曾明白假定：「決定是否投票，跟決定要投給誰，都直接跟心理因素有關」 ( Campbell et al., 1960 )。因此民衆因經濟不佳而產生的觀感與態度，應該也會影響其投票意願，但卻沒有任何學者將它 ( 們 ) 納入經濟不景氣下投票與否的決定因素中，誠為這方面研究之缺憾。

其實早有學者大膽認為，各種經濟因素對於選舉造成的影響，主要反映在投票率，而非投票方向 ( Arcelus and Meltzer, 1975 )，但由於當時的研究範圍只限於選民對過去經濟狀況的評估，而且沒有任何重要的發現 ( Arcelus and Meltzer, 1975; Fiorina, 1978 )，使得心理因素對於經濟不佳時的投票率之研究不再往這方面發展。時至今日，經濟投票的研究，已有相當一致的發現，應可將其擴充至投票率的研究上。因此我將簡單介紹這個概念，並進一步延伸其意涵，以解釋選民於經濟低迷之際如何決定是否投票。

經濟投票主要的理論是：選民對於未來整個大環境景氣的預測，是他決定將票投給某位候選人的關鍵。過去景氣如何，並不影響他的投票決定 ( McKuen et al., 1992 )；若選民預期未來社會經濟繁榮，則傾向投給執政黨，反之則投給反對黨。相對而言，選民對於過去或未來自家經濟狀況的衡量，對於其是否投給執政黨，影響則較低 ( Kinder and Kiewiet, 1981; Duch et al., 2000 )。

對未來大環境的不樂觀，使得有些選民不信賴目前的執政黨或對執政黨失望，憤而出門投票給反對黨，這可算是頗積極的作法。可以想見的，這些選民必是將不景氣歸因

於執政黨，頗符合「動員假設」；或者因為強烈感受到經濟不景氣的衝擊，認為當務之急是改善經濟，願意出門為當務之急作努力；也是積極的作法。消極點的作法呢？是否也有人正是因為對於未來大環境不樂觀，而意氣消沈不想去投票？對自家過去的經濟環境之評估已被發現不影響其投票意願，但自家未來經濟環境的評估則尚未見諸文獻。

根據以上的文獻探討及思考，我們可以假設：1.將不景氣歸因於執政黨，或認為改善經濟是當務之急者，當會提高其投票意願；2.對自家環境過去的評估不影響其投票意願。然而對於經濟的大環境之過去及未來作悲觀評估者，及對自家環境的未來作悲觀評估者，投票意願是否較高或較低，尙難以作一定的假設，只好先假設它們都沒有影響。

我將使用「2001年選舉與民主化調查研究」資料來探討前述三個互斥「宿命」模式的正確性、上述兩個假設（歸因於執政黨及改善經濟是當務之急），及經濟投票的模式。三個互斥的「宿命」模式意味著窮人和失業者投票意願的高低方向應該一致；歸因與當務之急則使投票意願升高；而經濟投票中的四項評估則假設都沒有顯著影響。

## (二)不投票者的側面圖 ( profile )

由於台灣不投票方面的研究甚少，搜尋時僅發現零星幾篇研究所作的附帶分析（蔡啓清，1989；傅恆德，1994；謝邦昌與江志民，1998；陳敦源，2000）。其中謝邦昌和江志民（1998）所使用的是官方的統計資料。他們發現，女性、社經地位較高或學歷較高者，中部地區的選民，及反對黨的黨派傾向較濃厚者，都比較傾向去投票；退休老人的投票率則較低。但因為沒有呈現數據資料，無從得知其中的差異大小。比較這四項分析，謝江研究中，教育水準較高者有較高的投票率，而陳敦源分析台北市的「投票所外民調」（exit poll）中也有相同的發現，蔡啓清（1989）對台中市民眾作的調查研究發現則相反但亦無提供任何數據資料。傅恆德（1994）以兩個模型探討兩次選舉的影響因素，則發現已婚者及中年人的投票率在兩者中都顯著較高，其他特質的影響則沒有一致的結果。謝江和陳兩者都是使用加總資料（aggregate data），而其他人則使用一般的調查研究。

美國不投票者的研究起步得頗早，研究結果幾乎已經都達到共識。但是否與台灣的情形相同，則有待本文進一步檢視。以下探討美國在這方面的研究結果。

不投票者的特質大致可分兩類。第一類是人口學方面的特徵及其與外界的聯絡網路。第二類是心理因素，包括公民責任感、自認為的政治參與能力、實際政治知識、黨派認同的強弱、對於政府是否關心民衆需求的認定（external efficacy）、對政治的興趣及對民主制度的評價。

個人的特質中，教育程度、收入、年齡、性別、種族、婚姻狀態及是否加入工會或

社團組織，一再被美國學者發現是影響投票或註冊投票之意願的重要因素（Wolfinger and Rosenstone, 1980；Rosenstone, 1982；Sigelman et al., 1985；Leighley and Nagler, 1992；Timpone, 1998）。個人資源有限，也就是教育程度較低，收入較低，或職業地位較低者較不會去投票，其中教育程度被認為是最重要的變項。在公家機關服務者，投票率往往較高（Bush and Denzau, 1977；Sigelman, et al., 1985）。Leighley and Nagler（1992）研究美國1972至1984年間投票情形，則發現美國女性的投票率逐漸提高，以致與男性無異。年紀愈大者投票率通常較高，是許多研究的共同發現，但臨界中年的晚期，投票率又往下降。一般猜測是退休後與社會的互動減少，投票就不再是生活中的重要事件，因此投票率至此又開始降低（Sigelman et al., 1985）。

相對地，加入工會或社團組織的選民投票率較高（Timpone, 1998），可能正是由於與外界接觸較頻繁，提高了對選舉的注意力及投票的意願。尤其美國的工會為了與資方談判，爭權益，是非常活躍的團體，不免需要政治黨派的支持，也成為政黨積極爭取支持的對象。因此美國的研究顯示，工會成員比一般沒有加入工會的選民更關心選舉。台灣目前的研究報告則還沒有這樣的發現。這可能是因為先前討論過的幾篇報告中，台灣的社會運動在選舉當時尚未蓬勃發展，工會不活躍，因此工會或社團組織對於個人投票意願的影響不明顯。但民國85年至90年間恰逢台灣社會運動的聲勢日益壯大，民衆是否因為參加了工會組織或其他社團而增高投票意願？我們可以在此作檢測。

已婚者的投票率比無婚者的投票率高，也經過多項研究的驗證（Leighley and Nagler, 1992；Sigelman et al., 1985）。這可能也是因為社交圈（與外界接觸的管道）經由配偶的連結而擴大之故；與加入工會或社團的效果相似。由此聯想，如果受訪者本身沒有加入工會，但受訪者的配偶有加入，則這位受訪者將會比配偶沒加入工會的受訪者，更可能去投票。

選民的心理因素中，公民責任感、對政治的興趣、自認參與政治的能力、實際的政治知識、對政黨的偏好程度，及對於民主制度的評價與對於政府的信賴與信心，都影響其投票的意願（Campbell et al., 1960；Verba and Nie, 1972；Cassel and Hill, 1981；Abramson and Aldrich, 1982；Timpone, 1998；Sigelman et al., 1985）。公民責任感愈高；對政治的興趣愈高，愈常討論政治；自認有能力瞭解政治；實際的政治知識愈多；或對政黨的認同感愈高，都會使投票意願升高。另一方面，如果不同意選舉或民主制度的價值，或認為投票給什麼人，什麼人當政府都一樣，則投票不具意義，投票意願也就不高。再者，如果認為政府關心民衆的聲音，民衆能影響政府，或者對所謂政府是抱持正面肯定的態度，受訪者也較可能投票表示對「政府」的支持。有些學者認為，美國近年來愈益降低的投票率，正是因為抱持正面的政治態度的選民愈來愈少（Teixeria,

1987；Cassel and Hill, 1981；Abramson and Aldrich, 1982）。

根據以上美國的文獻，我們可以把一般情況下不投票選民的側面圖，分為其背景與社經地位，及其政治態度與對政治的興趣。就台灣而言，具有本土特色者，應該是背景方面的省籍。蔡啓清（1989）發現外省籍選民的投票率最高，其他學者則無相同發現，因此我把省籍納入本次的側面圖之內。政治態度與興趣的影響，台灣則幾乎沒有這方面的資料，所以我將利用以上這些變項形成不投票者側面圖，於分析中檢測。

### 三、資料、方法與模型

#### (一)資料

我使用的資料是「2001年選舉與民主化調查」，依變項是民國八十六年至民國九十年中，包括兩次縣市長選舉，兩次立委選舉及兩次總統選舉，共六次的投票行為。之所以選用這份資料，正是因為它涵蓋了六次的投票行為紀錄，可以讓我以特殊的模型，利用這個多次觀察的優點，找出穩定的個人（不）投票傾向，再進一步從這些人中找到共同的特質，建立不投票者的側面圖。尤其有趣的是，這份資料涵蓋了90年經濟不景氣時受訪者的投票行為，可能讓我以側面圖為基礎，進一步以這兩次的投票行為，探討經濟不景氣如何透過經濟壓力與選民個人的經濟狀況與看法，影響他的投票傾向。

雖然讓選民在民國九十年時回想四、五年前的事，不免因為嚴重的記憶流失而產生誤差，資料品質或正確性可能不如多次追蹤同樣一群人所獲得的資料。但目前為止台灣的選舉調查，每次都採用一批新的受訪者，沒有作長期追蹤。雖然這種作法能滿足多種選舉研究，卻較不符合不投票研究的需求。主要原因是：單一次的投票行為常包含大量隨機誤差（例如：受訪者因一時心血來潮而去投票，或當時有事而無法投票），可能使得每個研究的分析結果顯得很不一致，而無法獲得有效的結論。若能觀察同一人在多次選舉中的投票行為，則可推論出其最明顯的投票傾向，進而瞭解影響其投票與否的因素，增加統計的檢力及推論的正確性。因此，在多次追蹤同一人的選舉行為資料尚未存在於台灣之前，本次的回憶資料算是實際情況下的最佳選擇。

此外，以調查資料探討投票與否的相關因素，常受社會讚許（social desirability）或記憶錯亂的問題困擾，沒有投票的受訪者可能希望讓自己顯得有符合標準公民的要求，或因為記憶被媒體的訊息所擾亂，而宣稱自己有投票，使得調查資料的投票率比實際的投票率高出許多。但是，以調查資料所得到的分析結果，與以實際投票記錄所得到的分析結果，差異多大？美國的研究發現，虛報的比率普遍很高，差異也很大，大約在

25%之間，但最低可達12%，最高可達31%（Silver et al., 1986；Clausen, 1968；Traugott and Katosh, 1979；Katosh and Traugott, 1981；Shaw, et al., 2000）。然而，研究也發現，虛報者和真正有投票者在各變項上的特色幾乎沒有差異，反而是虛報者跟誠實說自己沒投票者之間有顯著差異（Silver et al., 1986；Presser and Traugott 1992）；還有研究則發現虛報跟個人背景或社會態度無關（Flanigan and Zingale, 1983；Wolfinger and Rosenstone, 1980：118）。而這兩種情況都會使實際資料與調查資料的分析結果相若。因此所有的研究幾乎一致發現，以調查資料所獲得的不投票者側面圖，和以實際資料得到的側面圖非常相似，各變項解釋的強度大小排列在兩種情況下幾乎相同，只是前者所得到的結果顯著度較強（Katosh and Traugott, 1981；Sigelman, 1982；Shaw et al., 2000）。所以儘管「2001年選舉與民主化調查」資料在九十年以前的投票行為記錄上可能有不少測量誤差，但我們還是可以利用它建立不投票者側面圖，並做為台灣在經濟如何影響投票意願的研究起步。

## (二)方法

前段已提及，受訪者有多次的觀察資料，研究者就能在分析時從其中找出較穩定的行為模式，進而找出與這些行為模式相關的因素，建立較穩定的模型。因此我必須將六次的選舉行爲一次同時納入分析模式中，才能充分利用這項資料的優點，獲得較穩定正確的結果。如此一來，傳統的迴歸分析法已不合所需，因為若以傳統的迴歸分析，勢必忽略其中每六筆資料來自同一人的特性，因而違反了傳統迴歸分析法中每個觀察值必須是「獨立」（independence）及「變異數相等」（homoscedasticity）的兩個重要假定。因此我將使用多層線性模式（Hierarchical Linear Model，簡稱HLM，Raudenbush and Bryk, 2002）作分析。使用的軟體版本是HLM5（Raudenbush et al., 2000）。因為依變項投票行為的答案只有兩種可能（「有」，「沒有」），因此必須使用其中的邏輯迴歸（logistic regression）。採用的估算方法是Laplace approximation（Yang, 1998；Raudenbush et al., 2000），Laplace估算法已經過電腦模擬資料的測試，確定它的精確度頗高。有研究者將它應用到另一種問題，也發現它使運算結果的精確度提高許多（Olsen and Schafer, 2001）。

HLM在國外已被廣泛應用於多種領域，最常見的是教育與社會學領域。它解決了教育或社會學資料中，多筆資料常來自同一單位時所產生的分析問題。例如假設共有3000位學生，而其中每20位來自同一班級。由於相同班級的學生之間，同質性較高，而不同班級的學生之間異質性較高；如果作分析時忽略資料的這種特性，會使得迴歸所獲得的係數之標準誤顯得比較小，因而較能達到顯著水準。但這樣的分析方式違犯了迴歸



分析中，各觀察值是獨立的而且變異量是相同的兩項重要假定，因此類似這種有「層次」的資料，不能僅以一般的迴歸處理，必須要把這種特性納入分析的考量中。HLM則在分析的過程中，將資料的變異量劃分成不同層次的變異量，獲得正確的係數之標準誤。HLM的另一項優點是，在本文的研究情境中，由於不但每人都有多次資料，每一次選舉也含有許多人的投票行為，因而每個人的資料都彼此互為其他人的行為提供一些訊息，使得分析結果較穩定（可參考 Raudenbush and Bryk, 2002）。政治學期刊中也有幾篇文章介紹 HLM 或相關模式的概念及其在政治學研究的應用，例如 Western (1998) 及 Steenbergen and Jones (2002)。

HLM 分析的大致概念是：底層（例如第一層）所估得的迴歸係數，在較高層（第二層）被當作依變項並以該層的自變項解釋。例如本文中第一層的依變項是個人六次的投票行為，第一層的自變項是總統選舉與90年選舉的虛擬變項（dummy variable），第二層的自變項則是每位受訪者的資料。HLM 將整份資料所顯示的變異量分成第一層個人自己在不同時機的行為之間的變異量（intra-person variability），及第二層每個人之間的變異（inter-person variability），並為每個人算出第一層的截距及各變項的係數值。第二層則以這些截距和係數值作為依變項，而以個人的背景或心理因素來解釋這些截距或係數。

### (三)建立模型

研究假設將以兩個模型來探索，兩者也都以資料所提供的權數作為第二層的權數。我以第一個模型來探討一般影響投票的因素，建立不投票者側面圖，作為經濟不景氣如何影響投票率之分析研究（模型二）的基礎。由於截距基本的意義，是控制了其他變項之後，依變項的平均值；故本文中第一層的截距是控制了總統選舉（及90年的選舉）的特殊影響之後，受訪者在六次選舉中是否投票的平均表現。因此在第一個模型，我以第二層中個人的各項資料來解釋第一層時每人所得到的截距估計值。由於可能還有其他因素會影響每個人截距的大小，但模型沒有抓住這些因素，因此假設這些截距是隨機截距（random intercept）呈常態分佈。此外，由於總統選舉的係數值（註二），變異量很小，因此假定總統選舉對每個人的影響是相同的，所以我將總統選舉的係數假設為固定的（fixed coefficient）。以方程式表示如下：

第一層：

$$f(y_{ij}) = \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{president})_{ij} + u_{ij} \quad (1)$$

$$\text{var}(u_{ij}) = \sigma^2$$

第二層

$$\beta_{oj} = \gamma_{o0} + \sum_{k=1}^K \gamma_{ok} Z_{kj} + \sum_{n=K+1}^{K+7} \gamma_{on} Z_{nj} + \epsilon_{oj}, \quad (2-1)$$

$$\epsilon_{oj} \sim N(0, \tau^2)$$

$$\beta_{ij} = \gamma_{i0} \quad (2-2)$$

上式中， $f(y_{ij}) = \log\left(\frac{\mu_{ij}}{1 - \mu_{ij}}\right)$ ，其中  $y_{ij}$  是第  $j$  個受訪者在第  $i$  次的選舉；受訪者  $j$  沒有投票則  $y_{ij} = 1$ ，否則  $y_{ij} = 0$ 。理論上， $i = 1, 2, \dots, 6$ ，但由於六次選舉中有些已過了幾年，許多受訪者已經忘記是否投票，不願回答，當時沒有投票權，戶籍在直轄市所以不能在縣市長選舉中投票，或當時服役或擔任選務工作而無法投票，都被視為漏失資料。因此每位受訪者能觀察到的選舉行為最多六次，但並不一定都是六次。經過 HLM 刪除這些漏失資料及只有一個觀察值的受訪者資料後（HLM 無法分析），本文中的第一層共有 9023 個觀察值，第二層則有 1872 位受訪者。

$\mu_{ij} = \text{prob}(y_{ij} = 1 \mid \gamma_{o0}, \gamma_{i0}, \gamma_{ok}, Z_{kj}, Z_{nj}, (\text{president})_{aj}, k = 1, 2, \dots, K)$  是第  $j$  位受訪者在第  $i$  次選舉中沒有投票的機率，可根據其各項資料及模型的係數值計算得出。 $\log\left(\frac{\mu_{ij}}{1 - \mu_{ij}}\right)$  稱為 log-odds 也就是「勝算比取自然對數的值」，是邏輯迴歸分析中實際的依變項；將所有的資料數值及係數值代入（1），（2-1）與（2-2）計算，就能得出其值。 $\mu_{ij}$  是第一層的誤差值（random error）。

$\beta_{oj}$  是受訪者  $j$  在第一層的截距，可視作受訪者  $j$  不投票的平均傾向，因為  $\mu_{ij}$  是不投票的機率。 $(\text{president})_{aj}$  是虛擬變項，該次若為總統選舉，則  $(\text{president})_{aj} = 1$ ，否則  $(\text{president})_{aj} = 0$ ， $\beta_{ij}$  為其係數。 $\gamma_{o0}$  是  $\beta_{oj}$  在第二層的截距， $Z_{kj}$  是受訪者  $j$  的特質，包括其社經地位與背景，及其在政治方面的態度與興趣； $\gamma_{ok}, k = 1, 2, \dots, K$ ，是  $Z_{kj}$  的係數， $Z_{kj}$  的定義及其平均值與標準差列於附錄一。最後，為了控制各地區在投票行為上的差異，我採用資料中的地理區塊作為控制變項。資料中將全省 21 個省轄市及兩個直轄市分為八個區塊，分別是大台北都會區、大高雄都會區、北縣基隆地區、桃竹苗、中彰投、雲嘉南、高屏澎及宜花東，而  $Z_{nj}$  是各縣市區塊的虛擬變項，但以大台北都會區為參照（reference）區塊，因此共有 7 個虛擬變項， $n = K + 1, K + 2, \dots, K + 7$ ； $\gamma_{on}$  則是相對的係數值。例如若受訪者  $j$  是高雄市的選民，而  $Z_{K+2,j}$  是代表大高雄都會區的虛擬變項，則他在  $Z_{K+2,j}$  的值為 1，在其他  $Z_{nj}$  的值為 0， $n = K + 1, K + 3, K + 4, \dots, K + 7$ 。 $\epsilon_{oj}$  是誤差值，也就是每個人的  $\beta_{oj}$  值與第二層的預測值  $\gamma_{o0} + \sum_{k=1}^K \gamma_{ok} Z_{kj} + \sum_{n=K+1}^{K+7} \gamma_{on} Z_{nj}$  之間的差距。 $\epsilon_{oj}$  使得  $\beta_{oj}$  成為隨機截距（random intercept），若無  $\epsilon_{oj}$  則  $\beta_{oj}$  稱為固定

截距 (fixed intercept)。 $\epsilon_{oj}$  呈常態分佈，是因為迴歸分析中的  $\beta_{oj}$  係數值假定呈常態分佈，而 Laplace 估算法也是直接以之呈常態分佈的假定作估算。 $\gamma_{10}$  是  $\beta_{ij}$  在第二層的截距， $\beta_{ij}$  是「固定係數」(fixed coefficient)。

將 (1) 式中的  $\beta_{oj}$  與  $\beta_{ij}$  由 (2-1) 與 (2-2) 取代，第一個模型即簡化成「合併模式」(combined model)：

$$f(y_{ij}) = \gamma_{00} + \sum_k^K \gamma_{ok} Z_{kj} + \sum_{n=K+1}^{K+7} \gamma_{on} Z_{nj} + \gamma_{10} (\text{president})_{aj} + \epsilon_{oj} + u_{ij} \circ$$

由上式可以清楚看出， $f(y_{ij})$  的值決定於個人  $j$  的背景及社經地位，該次是否為總統選舉，兩個預測誤差值， $\epsilon_{oj}$  及  $u_{ij}$ 。若要預測總統選舉時的  $f(y_{ij})$ ，則以上合併模式中所有變項與係數乘積之和即為總統選舉時之  $f(y_{ij})$ 。若所預測者非總統選舉，則合併模式中之  $(\text{president})_{aj} = 0$ ，因此  $f(y_{ij})$  將不含  $\gamma_{10}$  之值。

為了要檢驗因經濟而產生的各種改變是否影響投票意願，我建立了第二個模型。其特點是以第一個模型為基礎，在第一層多了一個虛擬變項指出九十年的選舉，接著在第二層以受訪者的各項資料分別解釋第一層的截距及九十年虛擬變項的係數。模型如下：

$$\begin{aligned} \text{第一層：} f(y_{ij}) &= \beta_{oj} + \beta_{ij} (\text{president})_{aj} + \beta_{2j} (\text{election90})_{aj} + e_{ij}, \\ \text{var}(e_{ij}) &= \zeta^2 \end{aligned} \quad (3)$$

$$\text{第二層：} \beta_{oj} = \gamma_{00} + \sum_{k=1}^K \gamma_{ok} Z_{kj} + \sum_{n=K+1}^{K+7} \gamma_{on} Z_{nj} + \phi_{oj}, \quad \phi_{oj} \sim N(0, \tau) \quad (4-1)$$

$$\beta_{ij} = \gamma_{10} \quad (4-2)$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20} + \sum_{m=1}^M \gamma_{2m} Z_{mj}, \quad (4-3)$$

(3) 式中，當受訪者  $j$  該次的觀察值是屬於民國九十年的投票行為時， $(\text{election90})_{aj} = 1$ ，否則  $(\text{election90})_{aj} = 0$  (註三)。 $\beta_{2j}$  則是其係數。因此  $\beta_{oj}$  還是一般情況下不投票者的「勝算比取自然對數的值」，而  $\beta_{2j}$  則是九十年時的情況對於該對數值的額外影響。到了第二層， $\beta_{oj}$  與  $\beta_{2j}$  都由受訪者特質再加以解釋。(4-1) 式中的自變項  $Z_{kj}$  及  $Z_{nj}$  與 (2-1) 式中的  $Z_{kj}$  及  $Z_{nj}$  完全相同，(4-3) 式中的  $Z_{mj}$  則是受訪者  $j$  九十年時的社經地位 (職業與經濟狀況) 及其對經濟情況的態度反應。 $\beta_{oj}$  屬於常態分佈，因此是隨機截距。由於  $\beta_{ij}$  和  $\beta_{2j}$  的變異量很小，所以將之設為固定的， $\beta_{ij}$  和  $\beta_{2j}$  都是固定係數 (fixed coefficient)。

同樣地，將 (3) 式中的  $\beta_{oj}$ 、 $\beta_{ij}$  與  $\beta_{2j}$  以 (4-1) 至 (4-3) 式取代，(3) 變成：

$$f(y_{ij}) = \gamma_{00} + \sum_k^K \gamma_{0k} Z_{kj} + \sum_{n=K+1}^{K+7} \gamma_{10} (\text{president})_{dj} \\ + (\text{election90})_{dj} [\gamma_{20} + \sum_{m=1}^M \gamma_{2m} Z_{mj}] + \phi_{0j} + e_{ij}$$

其中第二行的第一項， $(\text{election90})_{dj} [\gamma_{20} + \sum_{m=1}^M \gamma_{2m} Z_{mj}]$ ，即是用以捕捉九十年時選民的各项經濟與心理因素對於當時投票意願的額外影響。因此，如果要猜測某位受訪者民國九十年時的兩次投票機率，只要將他在以上所有變項值與其係數的乘積相加（這時  $(\text{president})_{dj} = 0$ ，故不含  $\gamma_{10}$  之值），得到其不投票的「勝算比取自然對數的值」，再利用數學算式算出  $1 - \mu_{ij}$  即得。

## 六、結果分析

表2的第二列是不投票者的側面圖，第三列則另加入九十年的特殊影響因素；兩者都是控制了地理區塊後的結果。兩欄的最後兩行是模型的適合度，各是其 deviance 及所用掉的自由度。第二個模型顯著比第一個模型較佳；第一個模型則比不含任何自變項的「截距模型」（intercept model）佳。

如前所述，邏輯迴歸模型中，自變項係數與不投票機率（ $\mu_{ij}$ ）之間的關係是透過「勝算比取自然對數的值」而影響  $y_{ij}$  值為1的機會，並非單純的增減關係。因此同樣的變項值與係數值，會由於其他變項值的改變，而對  $y_{ij}$  得1的機會有不同的影響。所以自變項對不投票機率的影響，不能像一般迴歸分析中藉由「控制」其他自變項的方式就能清楚說明，只能說它對於「勝算比取自然對數的值」之增減影響。幸好，還是有簡單的原則可掌握影響的強弱。由於  $\mu_{ij}$  是機率， $\frac{\mu_{ij}}{1 - \mu_{ij}}$  的值愈比1大， $\mu_{ij}$  愈大於 .5，依變項  $\log\left(\frac{\mu_{ij}}{1 - \mu_{ij}}\right)$  也愈比零大；當  $\frac{\mu_{ij}}{1 - \mu_{ij}}$  的值比1小時， $\mu_{ij}$  愈小於 .5，依變項  $\log\left(\frac{\mu_{ij}}{1 - \mu_{ij}}\right)$  也愈比零小。因此若自變項的係數為負值時，表示該自變項使依變項為正的機會減少， $\mu_{ij}$  大於 0.5 的機會也相對減少；若係數為正時，表示該自變項使依變項為正的機會增大， $\mu_{ij}$  大於 0.5 的機會也相對增大。所以要了解哪些因素使選民比較不會去投票（ $y_{ij} = 1$ ），只要看該自變項的係數是否為正，而且達到顯著水準。若自變項的絕對係數為正，且達到顯著水準，則該變項的值愈大，選民不去投票（ $y_{ij} = 1$ ）的機會愈大。反之，若係數為負，則該變項的絕對值愈大，選民去投票（ $y_{ij} = 0$ ）的可能性愈大。例如本文三個互斥的理論中，若窮人與失業者的係數都為正且都達到顯著水準，則表示其投票機率都降低，符合「降低投票率」的假設；若都為負且達到顯著水準，則表示其投票率都升高，符合動員理論。而歸因與當務之急的假設則預期會增加投票的機會，因此其係數值必須

為負，且達到顯著水準，才能支持研究假設。

雖然歸因與當務之急的假設都是有方向的（directional），應使用單尾 t-檢定來決定各係數是否達到顯著，但三個互斥的理論和經濟投票相關的變項都必須以雙尾檢定，因此以下在標註顯著程度時，還是以雙尾檢定為準，以避免使結果的呈現混亂不一。

比較第二欄與第三欄的  $\beta_{oj}$  部分，除了截距（ $\gamma_{00}$ ）之外，兩者極為相似，第三欄部分的變項解釋力並不因為多加了九十年的選舉而減弱，反而大多從顯著邊緣增高為顯著，顯示九十年時影響受訪者投票與否的決定，除了一般的因素外，還有當年特殊環境所造成的影響；而一般不投票者的側面圖模型也頗穩定。

### (一)不投票者側面圖

側面圖中，年齡愈輕，投票的機率也愈低，並且因為「年齡層平方」的係數幾乎達到顯著，且方向與「年齡層」的係數相反，顯示年齡達到某一定歲數以後，投票率又見下降。我利用求極大值的方法，發現投票率達到最高時，的確是在第九及第十個年齡層之間，也就是民國九十年時是在60歲與69歲之間的人，這恰好是這五年間退休左右的年齡，因此投票的可能性的確隨年齡增長而增加，直到退休之後才又開始降低，與國內外結果相同。婚姻關係降低了不投票的傾向，也與國內外的研究相同。參加工會或社團組織稍微降低了不投票的傾向但在顯著邊緣，顯示社會網路較寬廣者投票意願較高，與美國的發現相同。男性投票的可能比女性稍低，也是在顯著邊緣，方向與謝邦昌及江志民（1998）的結果相同，但與美國的文獻報告（男女無異）不同。表2的省籍是以閩南籍及其他極少數的種族（共佔約77%）做為參考點，但在此所有省籍的自變項都沒有達到顯著水準，表示外省籍並沒有比其他省籍更可能去投票，與蔡啓清（1989）的結果不同。

與國內及美國文獻不同的是，各種職業層級、家庭低收入及在公家機關任職，三者對於投票率都沒有影響，只有學生的投票率稍低，幾乎達到顯著水準。尤其教育水準愈高，不投票的機率愈高，其方向更是與國內外的研究發現相反。雖然教育層級與年齡層的乘積達到顯著且方向與前者相反，表示教育的影響力部分來自其與年齡層的負相關，但強度只有前者的11%；且教育的係數值若非與年齡層的係數值相同就是比較大。這些意味著：若要使投票的「勝算比取自然對數的值」維持一定，教育程度愈高時，年齡層必須相對增高。因此，教育水準愈高，愈傾向於不投票，似乎不只是因為教育與年齡的高度相關使然，教育程度高者本身，根據分析結果而言，還是有較高的不投票傾向。

最後，在一般選舉中，美國文獻所發現的政治態度的影響力，在此並沒有發揮相同的影響力。政治知識愈高、政黨認同愈強及討論政治的頻率愈高，受訪者本身對政治的

關注興趣，都顯著鼓勵他去投票；無保留支持「政府」這個概念的受訪者，也較傾向去投票。但是自認的參與政治的能力、對於政府或民主制度的觀感及評價則沒有影響。

## (二)經濟不景氣對投票的影響

從第三欄可看出，除了一般因素外，九十年的特殊環境也對受訪者當時的投票意願造成額外影響。第二欄與第三欄的職業階層都是以最高的「管理階層、政治人物及各種專業人士」為參照組。結果則顯示，經濟不景氣所帶來的影響似乎擴及所有職業層級，投票意願較低落，但只有工人的效果達到顯著水準。在家幫忙及待業者的投票意願較低但僅在顯著邊緣，顯示工作層級較低者或沒工作者，投票意願較低。這時在公家機關工作的係數絕對值變得很大（-1.87），顯示這時候在公家機關任職者投票的可能性比在私人機構任職者高出許多。但低收入者卻有顯著較高的投票機率，恰與失業者及低職業層級者的方向相反；顯示經濟不景氣時，社會的弱勢者投票與否的傾向不一致。

對過去或未來經濟的四種悲觀評量中，唯有對大環境未來的經濟抱持悲觀看法者，顯著傾向於不投票，其他都沒有影響。抱持較積極的態度，認為當務之急是改善經濟者，或將經濟不景氣歸因於政府或執政黨者，投票的傾向顯著較強。這兩者則與研究假設相同。

表2 選民投票行為的影響因素<sup>+</sup>

	$\beta_{0j} + \beta_{1j}(\textit{president})_{di}$	$\beta_{0j} + \beta_{1j}(\textit{president})_{di} + \beta_{2j} + (200 \textit{lelection})_{di}$
$\beta_{0j}^+$		
截距( $\gamma_{00}$ )	.32(.82)	-.22(.86)
年齡層(五歲為一層)	-.38(.16)*	-.34(.17)*
年齡層平方	.02(.01) <sup>§</sup>	.02(.01) <sup>§</sup>
已婚或有伴侶	-.47(.19)*	-.47(.20)*
參加工會或社團組織	-.11(.06) <sup>§</sup>	-.12(.06)*
男性	.30(.16) <sup>§</sup>	.32(.16)*
客家籍 <sup>#</sup>	-.25(.21)	-.25(.22)
外省籍 <sup>#</sup>	-.02(.23)	.05(.25)
教育	.38(.11)**	.45(.12)***
教育與年齡層的乘積	-.04(.02)*	-.05(.02)**
家庭低收入	.05(.20)	.21(.24)
過去或現在任職公家機關 <sup>#</sup>	-.17(.29)	.43(.32)

過去或現在的職業:軍警調或教師 <sup>#</sup>	-.36(.39)	-.53(.43)
過去或現在的職業:服務業	.39(.25)	.34(.29)
過去或現在的職業:學生 <sup>#</sup>	.53(.32) <sup>§</sup>	.13(.41)
過去或現在在家幫忙 <sup>#</sup>	.03(.26)	-.16(.30)
過去或現在的職業:技術人員或辦公室人員 <sup>#</sup>	.13(.28)	.03(.31)
過去或現在的職業:工人 <sup>#</sup>	-.10(.22)	-.33(.25)
民85年時已退休	-.81(.52)	-.70(.55)
政治興趣:討論政治的頻率	-.36(.09) <sup>***</sup>	-.36(.09) <sup>***</sup>
民主非最好的制度	.33(.21)	.34(.22)
沒有政治無力感	-.01(.03)	-.01(.04)
有過問政治的能力	.00(.07)	-.01(.07)
不同的政府沒差別	.19(.18)	.18(.18)
投票給不同的人沒差別	.10(.18)	.08(.18)
政治知識	-.13(.06) <sup>*</sup>	-.12(.07) <sup>§</sup>
政黨認同	-.36(.08) <sup>***</sup>	-.34(.08) <sup>***</sup>
政府能力與操守的形象	-.03(.05)	-.02(.06)
對政府的「尊崇」	-.28(.08) <sup>**</sup>	-.30(.09) <sup>**</sup>
$\beta_{1j}$ 總統選舉截距( $\gamma_{10}$ )	-.94(.09) <sup>***</sup>	-.68(.11) <sup>***</sup>
$\beta_{2j}$ 2001年選舉		
截距( $\gamma_{20}$ )		.54(.17) <sup>**</sup>
現任職公家機關		-1.87(.29) <sup>***</sup>
現在的職業:軍警調或教師 <sup>#</sup>		.43(.34)
現在的職業:服務業		.19(.25)
現在的職業:學生 <sup>#</sup>		.49(.33)
現在的職業:在家幫忙 <sup>#</sup>		.39(.23) <sup>§</sup>
現在的職業:技術或辦公室人員 <sup>#</sup>		.19(.23)
現在職業:工人 <sup>#</sup>		.53(.21) <sup>**</sup>
現在待業中		.53(.27) <sup>§</sup>
已退休		-.34(.33)
家庭低收入		-.47(.22) <sup>*</sup>
台灣這一年比以前糟		.02(.14)
台灣未來會更糟		.43(.16) <sup>**</sup>
家中這一年比以前糟		.09(.13)

家中未來會更糟		.11(.17)
歸因於民進黨或政府		-.40(.16)*
現在最要緊的是改善經濟		-.40(.12)**
模型適合度		
偏差(deviance) <sup>~</sup>	21654.27	21573.90
所估計的參數個數 <sup>~</sup>	38	55

<sup>+</sup>以上模式之係數是控制了受訪者所在縣市區域後所得的結果。這些區域中，中彰投地區的投票率都顯著較高，與謝邦昌與蔣志民（1998）的發現相同。

<sup>\*</sup>p<.1；<sup>\*</sup>p<.05；<sup>\*\*</sup>p<.01；<sup>\*\*\*</sup>p<.001。以上的p值都是雙尾檢定下的標準。

<sup>#</sup>籍貫以閩南及其他為參照團體；職業都是以最高的職業層級（管理階層、政治人物、各種專業人士）為參照團體。

<sup>~</sup>Intercept model（也就是完全沒有使用任何自變項的模型）的 deviance = 22173.08, no. parameters estimated = 2.

## 七、結論

本文探討了經濟不景氣下的各種理論假設，並先建立不投票者的側面圖，以作為前者的基礎。使用的資料是「2001年選舉與民主調查研究」資料，所用的方法則是多層線性模式（HLM）中的邏輯迴歸。

分析結果中，側面圖的特徵中與國內外研究報告相符的是：1. 婚姻提高了投票的機率；2. 年齡愈大，投票率愈高，但年齡達到退休之後，投票率又開始稍微下降。與美國情況不同者則有職業與教育程度的影響。職業等級、是否在公家機關做事與低收入等因素，在美國被認為頗有影響力，但在本文一般選舉的情況下並沒有影響效果。本次分析與國內外研究結果都相反的是，教育程度愈高者投票可能性愈低，而且即使本次資料中教育與年齡成高度負相關（資料中，教育層級與年齡層的相關是-.570），模型中兩者的交互作用也顯著，仍不能完全抵銷教育對不投票的影響。有趣的是這兩個國內研究（謝邦昌與蔣志民，1998；陳敦源，2000），都是使用官方的加總資料，而蔡啓清（1989）使用調查資料所獲得的結果則與本文相同。最後，參加工會或社團在民國85年和90年間似乎有使選民投票的傾向升高的跡象，但僅在顯著邊緣。

選民的政治態度中，僅有對政治的興趣（即討論政治的頻率）、政黨認同、政治知識的高低及對政府的尊敬會對投票率產生影響。公民的責任感則因為資料中沒有相關的



問題而無法測試。至於其他美國文獻發現有關的因素，例如是否認為政府在意人民的想法（external efficacy）、對民主制度的贊同與否，及自認的政治能力等，都對投票意願沒有影響。綜觀這些顯著的變項之特性，似乎台灣選民的投票熱忱主要是建立在自己主觀的認知、興趣或利益上，跟他對於政府或制度的實際評價無關。也許台灣民衆已經習慣了台灣政壇真真假假的不可解，因此對政府與制度的觀感都不影響他們的決定，只要是對政治有興趣，不投票的傾向就會降低。有趣的是，如果受訪者愈是相信政府所做都是對的，不投票的機會就愈小，而這個想法與政府能力與操守形象的認定有高相關（相關係數是.673），但後者的影響卻幾近於零。這似乎意味著選民對於「政府」這個抽象概念的尊崇，比他實際的觀感重要，也促使他去投票，表達對「政府」的支持。

影響投票意願的一般因素在九十年的選舉中繼續發揮它們的影響，而選民對經濟不佳的反應，又使影響投票意願的變數增加了一些。選民的社經地位在這時產生了效果。雖然只有工人的效果達到顯著水準，但職業地位較低，不投票的機會都比管理階層、政客及專業人員等高職業層級者高。而受害最深的待業者，不投票的機會也稍高，在顯著邊緣。因此職業方面的結果方向與「自願不暇使投票率下降」的理論還算相符（Rosenstone, 1982；Caldeira, et al, 1985）。但家庭低收入的影響卻是相反的方向，較符合Schlozman and Verba（1979）的「動員」理論。綜合而言，經濟不景氣對於投票意願的影響，由於窮人和工人之間的投票率方向不一致，因此不能支持這三個互斥理論中的任何一個。

因經濟不景氣產生的心理影響中，對未來大環境作悲觀評估的選民，投票意願較低，其他三種評估都不具影響力。這顯示對未來大環境的評估不但影響投票的方向，也影響去投票的意願。而悲觀則降低，而非增高，投票意願；顯示一般選民消極的心理大過報復動員的心態。另一方面，如果選民將經濟問題歸因於陳水扁政府或民進黨，或者積極尋求改善，則傾向於出門投票。仔細觀察這三個顯著的係數，他們的強度大小非常相像，但方向相反。因此可以解釋為：選民若持悲觀的看法，但將問題歸因於執政黨，或希望解決問題，則悲觀幾乎不產生作用。

總言之，分析結果顯示九十年的選舉的確受了經濟的影響，但選民如何因應，一方面受本身經濟條件限制的影響，另一方面，他如何詮釋這個環境，及以什麼樣的心態去面對這樣的環境，都影響了他投票與否的選擇，而不只是單純的一個理論可以預期。

就以上整體的分析結果而言，弱勢者不投票對民主政治造成的隱憂也許並不存在於台灣；反而是高學歷者較低的投票率較令人擔憂。如果不投票意味著對政治的冷漠，而高學歷者身為衆所矚目的社會菁英，卻不願為民主政治貢獻一己的理性思辨，那麼民主政治希望集衆人之智治衆人之事的理想也難以在台灣達成。

然而本次的分析結果有許多限制，使得詮釋必須保守謹慎：

一、由於這份資料是請受訪者回顧五六年前的投票行為，所以有許多因為記憶的流失而產生的漏失資料（忘記、拒答）。再加上當時無投票權的人，及每個人在第一層至少要有兩個觀察值的限制，使得第一層的可分析資料不足所有資料（2022 \* 6）的75%，第二層的受訪者也少了150位。另一個影響是：記憶的流失可能使得資料有「自我選擇的偏差」（selection bias）。筆者曾將受訪者對政治的熱衷程度（政黨認同、討論政治的頻率及政治知識）與這六次的投票行為中「忘記了」或「拒答」的資料作相關性分析，發覺若選民對政治愈不熱衷，或年齡愈大，就愈可能拒答或遺忘；尤其時間距離愈久，相關愈高，最高可達-.331（政黨認同與民國八十七年的立委選舉的相關）。因此本文的結果可能稍微高估了政治熱衷程度及年齡的影響。

二、本資料只是受訪者自述的投票記錄，沒有經過比對實際的投票記錄作驗證。而文獻顯示，以自述資料所作的分析，雖然強弱排序幾乎一致，但會使變項的影響力顯得比實際的情形（以驗證過的記錄作的分析）明顯，所以必須將分析的結果視為大致的趨勢，而無法細細計較其間的大小強弱。

三、分析過程中作了多項假定，但這些假定對於研究結果的影響如何，也無從考驗。首先，為了瞭解影響不投票的一般因素，筆者利用資料中「以前或退休前的職業」的變項，推估受訪者失業前的職業。儘管已經將民國八十五年時就已經滿65歲者排除在外，視為當時已退休，但這項作法還是有一個不可避免的假設前提：所推估的職業就是受訪者在民國九十年以前，四次選舉時的職業。而且本文也必須假定受訪者的想法與態度在這五六年間都相同；而這也許是一項脆弱的假定。因為自民國89年的政黨輪替之後，由於政黨認同的關係，有些選民可能對「政府」各方面的態度與評量，有完全不同的看法；而根據文獻，這些會影響其是否投票的決定。但實際情形究竟如何？有待進一步探討。

然而，綜上所述，再衡量分析所得的結果，也許這些結果還是具有一定的外在效度（external validity）。雖然不能依照研究結果斷定各種因素的影響強弱，而且結果可能低估了選民對政府政治的評量之影響，卻高估了政黨認同的影響，但至少分析結果大多與台灣及美國的研究發現及理論預期相符合；這顯示這份資料及本文的分析結果還是有相當的可信度。

## 附錄一

變項名稱與定義及來源	平均值	標準差
男性 = 1 ( L20 ) #	.51	.50
已婚或有固定異性伴侶 = 1；其餘 = 0 ( L04 ) #	.73	.44
年齡層 ( 以歲數為單位，最小的年齡群是小於25歲 = 1，最大者大於或等於75歲 = 12 ) ( L01 ) #	5.08	3.09
年齡層平方	35.37	37.89
閩南籍及其他	.77	.42
外省籍	.12	.33
客家籍	.11	.32
宜花東	.11	.31
北縣與基隆	.08	.28
桃竹苗	.11	.31
中彰投	.16	.36
雲嘉南	.16	.37
高澎屏	.08	.26
台北都會區	.22	.41
高雄都會區	.08	.27
家庭低收入 ( 收入在二萬六千元以下 = 1；其餘 = 0 ) ( L17 ) #	.14	.35
參加工會或社團組織 ( 自己加入工會 = 2；家人加入工會 = 1；加入宗親會等社團 = 1；而後將三變項相加而成 ) ( L09, L10, B04 ) #	.97	1.22
現在公家機關服務 ( L11 ) #	.11	.31
現在或曾在公家機關服務 ( 民國85年未滿65歲者 ) ( L11, L13 ) #	.13	.34
教育程度 ( 分7個層級 ) ( L06 ) #	3.67	1.54
教育程度 ( 7個層級 ) 與年齡層 ( 12個層級 ) 的乘積	16	10.52
現在的職業是經理、從政者或各種專業人員 ( L11a ) #	.19	.40
現在或過去的職業是經理、從政者或各種專業人員 ( 民國85年未滿65歲者 ) ( L11a + L13a )	.22	.41
現在職業是軍警調或教師	.06	.24

選舉研究

現在或過去的職業是軍警調或教師（民國85年未滿65歲者）（L11a+L13a）	.07	.25
現在職業是服務業（美容、司機、保全、工友、銷售員）	.08	.28
現在或過去的職業是服務業（美容、司機、保全、工友、銷售員）（民國85年未滿65歲者）（L11a+L13a）	.10	.29
現在的職業是學生（L11a） <sup>#</sup>	.05	.22
現在或過去的職業是學生（L11a+L13a）	.05	.22
現在的職業是辦公室人員或技術人員（L11a） <sup>#</sup>	.09	.29
現在或過去的職業是辦公室人員或技術人員（民國85年未滿65歲者）（L11a+L13a）	.10	.31
現在的職業是工人或農漁牧（L11a） <sup>#</sup>	.19	.39
現在或過去的職業是工人（民國85年未滿65歲者）（L11a+L13a）	.26	.44
在家或在家工作（不含失業及退休者）（L11a） <sup>#</sup>	.16	.37
目前退休（L11a） <sup>#</sup>	.10	.30
民85年時已退休（年滿65歲）（L11a, L01） <sup>#</sup>	.06	.25
目前待業（L14） <sup>#</sup>	.04	.20
政治知識：五題政治知識的總和（G01+G02+G03+G04+G05） <sup>#</sup>	3.16	1.28
政黨偏好的程度：偏向任一政黨=2；稍微偏向任一政黨=1；沒有=0（K06, K6a） <sup>#</sup>	1.08	.89
有過問政治的能力（1-5）（C04） <sup>#</sup>	2.56	1.00
討論政治的頻率（1-4）（B01） <sup>#</sup>	2.28	.92
沒有對政治的無力感（包括對政治沒有影響力、政府不在乎人民及政治太複雜，分數愈低表無力感愈強）（3-15）（C01+C02+C03） <sup>#</sup>	8.91	2.18
政府能力與操守的形象（包括認為政府沒有長期計畫、政府浪費金錢及官員清廉，分數愈高形象愈好）（3-9）（C05+C07+C8） <sup>#</sup>	5.58	1.39
對政府的「尊崇」程度（認為政府都是對的，分數愈高愈尊敬）（1-5）（C06） <sup>#</sup>	2.54	.91
認為政府以人民福祉為第一考量（1-5）（C09） <sup>#</sup>	3.14	1.13
不同政府沒有差別（0,1）（F02） <sup>#</sup>	.21	.41
投不同人一票沒有差別（0,1）（F03） <sup>#</sup>	.21	.41

認為民主不是最好的制度 ( 1,0 ) ( F04 ) #	.11	.31
台灣目前經濟較劣 ( 比較不好 = 1 ; 其他 = 0 ) ( D01 ) #	.69	.46
台灣未來經濟更糟 ( 比較不好 = 1 ; 其他 = 0 ) ( D02 ) #	.19	.39
家中目前經濟較劣 ( 比較不好 = 1 ; 其他 = 0 ) ( D03 ) #	.47	.50
家中未來經濟更糟 ( 比較不好 = 1 ; 其他 = 0 ) ( D04 ) #	.17	.38
將經濟問題歸因政府或民進黨 ( 總統或行政院或民進黨 = 1 ; 其他 = 0 ) ( D1a ) #	.25	.43
最急需解決的問題是或包含經濟 ( 是 = 1 ; 否 = 0 ) ( J09 ) #	.48	.50

#括號內為該題的檔案題號

## 註 釋

- 註 一：Fiorina（1978）探討選民對自己經濟狀況變化之評量如何影響其投票方向時，有順帶探討一點這方面的問題，但前者對投票與否沒有影響。
- 註 二：由於立委與縣市長選舉的投票率非常近似（如表1），而總統選舉的投票率較高，顯示總統選舉激起民衆較多的注意。因此在第一層時除了以截距來探討個人在六次的「平均」行為之外，我另以一個變項來控制總統選舉所引起的特別吸引力，但不再於第二層另以個人經驗特質或想法來解釋之。事實上，是否必須控制總統選舉的特殊吸引力，或以兩個變項來分別控制兩次總統選舉時不同的政治生態，對於研究結果的影響非常小。簡言之，不論以一個變項或兩個變項來控制總統選舉的特殊性，各變項的係數大小及強度幾乎完全相同。而不加以控制時，與前兩者的差異也僅止於兩三個變項在顯著與幾乎顯著之間的差異，其他變項的強弱則非常相似。以下分別是以兩個指標及不另使用指標所獲得的結果。

註表1 選民投票行為的影響因素<sup>+</sup>：以兩個指標變項控制兩次總統選舉

	$\beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{president85})_{di}$ $\beta_{2j}(\text{president89})$	$\beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{president85})_{di} +$ $\beta_{2j}(\text{president89}) +$ $\beta_{3j}(\text{200 lelection})_{dj}$
$\beta_{0j}^+$		
截距( $\gamma_{00}$ )	.41(.83)	-.10(.87)
年齡層(五歲為一層)	-.41(.16)*	-.38(.17)*
年齡層平方	.03(.01) <sup>§</sup>	.03(.01) <sup>§</sup>
已婚或有伴侶	-.48(.19)*	-.48(.20)*
參加工會或社團組織	-.11(.06) <sup>§</sup>	-.12(.06)*
男性	.30(.16) <sup>§</sup>	.32(.16)*
客家籍 <sup>#</sup>	-.25(.21)	-.25(.22)
外省籍 <sup>#</sup>	-.02(.24)	.05(.25)
教育	.38(.11)**	.44(.12)***
教育與年齡層的乘積	-.04(.02)*	-.05(.01)**
家庭低收入	.05(.21)	.21(.24)
過去或現在任職公家機關 <sup>#</sup>	-.16(.29)	.45(.32)
過去或現在的職業:軍警調或教師 <sup>#</sup>	-.37(.39)	-.54(.43)
過去或現在的職業:服務業	.39(.25)	.33(.29)
過去或現在的職業:學生 <sup>#</sup>	.54(.32)	.27(.41)
過去或現在在家幫忙 <sup>#</sup>	.02(.26)	-.18(.30)
過去或現在的職業:技術人員或辦公室人員 <sup>#</sup>	.13(.28)	.02(.31)
過去或現在的職業:工人 <sup>#</sup>	-.10(.22)	-.33(.25)
民85年時已退休	-.86(.52) <sup>§</sup>	-.75(.56)
討論政治的頻率	-.36(.09)***	-.37(.09)***
民主非最好的制度	.34(.21)	.33(.22)
沒有政治無力感	-.01(.04)	-.02(.04)
有過問政治的能力	-.00(.07)	-.01(.07)
不同的政府沒差別	.19(.18)	.18(.18)
投票給不同的人沒差別	.10(.18)	.08(.19)
政治知識	-.13(.06)*	-.12(.07) <sup>§</sup>
政黨認同	-.37(.08)***	-.35(.08)***
政府能力與操守的形象	-.03(.05)	-.02(.06)

對政府的「尊崇」	-.28(.08)**	-.30(.09)**
$\beta_{2j}$ **		
截距( $\gamma_{20}$ )		.54(.17)**
現任職公家機關		-1.90(.29)***
現在的職業:軍警調或教師 <sup>#</sup>		.43(.33)
現在的職業:服務業		.19(.25)
現在的職業:學生 <sup>#</sup>		.30(.33)
現在的職業:在家幫忙 <sup>#</sup>		.41(.23) <sup>§</sup>
現在的職業:技術或辦公室人員 <sup>#</sup>		.20(.24)
現在職業:工人 <sup>#</sup>		.54(.21)**
現在待業中		.50(.27) <sup>§</sup>
已退休		-.33(.33)
家庭低收入		-.46(.23)*
台灣這一年比以前糟		.02(.14)
台灣未來會更糟		.44(.16)**
家中這一年比以前糟		.10(.13)
家中未來會更糟		.11(.17)
歸因於民進黨或政府		-.41(.16)*
現在最要緊的是改善經濟		-.41(.12)**
模型適合度		
偏差(Deviance) <sup>^</sup>	21612.00	21531.20
所估計的參數個數 <sup>^</sup>	39	56

<sup>\*</sup>以上模式之係數是控制了受訪者所在縣市區域後所得的結果。這些區域中，中彰投地區的投票率都顯著較高，與謝邦昌與江志民(1998)的發現相同。

<sup>§</sup>p<.1; \*p<.05; \*\*p<.01; \*\*\*p<.001。以上的p值都是雙尾檢定下的標準。

<sup>#</sup>籍貫以閩南及其他為參照團體；職業都是以最高的職業層級(管理階層、政治人物、各種專業人士)為參照團體。

<sup>^</sup>Intercept model(也就是完全沒有使用任何自變項的模型)的deviance = 22173.08, no. parameters estimated = 2.



註表2 選民投票行為的影響因素 + : 不控制總統選舉

	$\beta_{oj}$	$\beta_{oj} + \beta_{2j}(\text{president85})_{di}$
$\beta_{oj}^+$		
截距( $\gamma_{00}$ )	.04(.80)	-.71(.86)
年齡層(五歲為一層)	-.41(.16)*	-.33(.17)*
年齡層平方	.03(.01)*	.02(.01) <sup>§</sup>
已婚或有伴侶	-.47(.19)*	-.47(.20)*
參加工會或社團組織	-.11(.06) <sup>§</sup>	-.12(.06)*
男性	.29(.15) <sup>§</sup>	.32(.16)*
客家籍 <sup>#</sup>	-.24(.20)	-.25(.22)
外省籍 <sup>#</sup>	.03(.23)	.06(.25)
教育	.35(.11)**	.45(.12)***
教育與年齡層的乘積	-.04(.02)*	-.05(.02)**
家庭低收入	.03(.20)	.19(.24)
過去或現在任職公家機關 <sup>#</sup>	-.17(.29)	.41(.32)
過去或現在的職業:軍警調或教師 <sup>#</sup>	-.35(.38)	-.52(.43)
過去或現在的職業:服務業	.39(.25)	.34(.29)
過去或現在的職業:學生 <sup>#</sup>	.64(.31)*	.13(.40)
過去或現在在家幫忙 <sup>#</sup>	.03(.25)	-.16(.30)
過去或現在的職業:技術人員或辦公室人員 <sup>#</sup>	.12(.27)	.03(.31)
過去或現在的職業:工人 <sup>#</sup>	-.10(.21)	-.31(.25)
民85年時已退休	-.84(.51) <sup>?</sup>	-.70(.55)
討論政治的頻率	-.34(.09)***	-.35(.09)***
民主非最好的制度	.33(.21)	.33(.22)
沒有政治無力感	-.01(.03)	-.02(.04)
有過問政治的能力	.00(.07)	-.01(.07)
不同的政府沒差別	.18(.17)	.18(.18)
投票給不同的人沒差別	.11(.18)	.09(.18)
政治知識	-.12(.06) <sup>§</sup>	-.11(.07) <sup>§</sup>
政黨認同	-.34(.08)***	-.33(.08)***
政府能力與操守的形象	-.03(.05)	-.03(.06)
對政府的「尊崇」	-.26(.08)**	-.30(.09)**
$\beta_{2j}^{**}$		

截距( $\gamma_{20}$ )		.91(.17)***
現任職公家機關		-1.86(.29)***
現在的職業:軍警調或教師 <sup>#</sup>		.43(.34)
現在的職業:服務業		.19(.25)
現在的職業:學生 <sup>#</sup>		.55(.32) <sup>\$</sup>
現在的職業:在家幫忙 <sup>#</sup>		.41(.23) <sup>\$</sup>
現在的職業:技術或辦公室人員 <sup>#</sup>		.20(.23)
現在職業:工人 <sup>#</sup>		.52(.21) <sup>*</sup>
現在待業中		.56(.27) <sup>*</sup>
已退休		-.32(.33)
家庭低收入		-.45(.22) <sup>*</sup>
台灣這一年比以前糟		.03(.14)
台灣未來會更糟		.43(.16)**
家中這一年比以前糟		.10(.13)
家中未來會更糟		.12(.17)
歸因於民進黨或政府		-.40(.16) <sup>*</sup>
現在最要緊的是改善經濟		-.40(.12)**
模型適合度		
偏差(deviance) <sup>~</sup>	21759.72	21608.59
所估計的參數個數 <sup>~</sup>	37	54

<sup>\*</sup>以上模式之係數是控制了受訪者所在縣市區域後所得的結果。這些區域中，中彰投地區的投票率都顯著較高，與謝邦昌與江志民(1998)的發現相同。

<sup>\$</sup>p < .1; <sup>\*</sup>p < .05; <sup>\*\*</sup>p < .01; <sup>\*\*\*</sup>p < .001。以上的 p 值都是雙尾檢定下的標準。

<sup>#</sup>籍貫以閩南及其他為參照團體；職業都是以最高的職業層級(管理階層、政治人物、各種專業人士)為參照團體。

<sup>~</sup>Intercept model(也就是完全沒有使用任何自變項的模型)的 deviance = 22173.08, no. parameters estimated = 2.

註 三：民國九十年時，只在立委選舉中投票或只在市長選舉中投票，而且沒投票並非因為任何不可避免的因素者，前者有14名，後者有12名。我把他們各另外造一個變項放入文中的兩個模型，發現對於其他變項的影響很小。在不投票者側面圖模型(第一個模型)中，只在立委選舉中投票者，投票率顯著較低(t = 2.126)，但只在縣市長選舉投票者則沒有顯著效果(t = .973)。此外對於模型一的其他影響只限於使服務業的投票率顯著降低(t = 1.895)。兩者雖然

在第二個模型中九十年的選舉都有顯著的效應（減低投票的機率），但幾乎不影響其他變項的係數估計值：所有其他變項的影響強度大小與表2第二欄的結果非常相像，只有政治知識變成不顯著但影響方向仍相同。

## 參考書目

### I . 中文部分：

陳敦源

- 2000 「人為何投票？——理性選擇觀點的緣起與發展」，*民意研究季刊*，二一二期，四月：31-64。

傅恆德

- 1994 「政治文化與投票行爲：民國七十八年立委和八十年國大代表選舉」，*選舉研究*，一卷二期：27-51。

蔡啓清

- 1989 「我國選民投票行爲研究—台中市選民投票行爲實態調查」，*中山社會科學季刊*，四卷三期：50-57。

謝邦昌與江志民

- 1998 「民意測驗中的社經發展指標、人口特性與投票行爲之研究」，*民意研究季刊*，二零四期，四月：26-45。

### II . 英文部分：

Abramson, Paul, and John Aldrich

- 1982 "The Decline of Electoral Participation in America." *American Political Science Review*, 76: 502-521.

Arcelus, F., and A. H. Meltzer

- 1975 "The Effect of Aggregate Economic Variables on Congressional Elections." *American Political Science Review*, 69: 1232-1239.

Brody, Richard A. and Paul M. Sniderman

- 1977 "From Life Space to Polling Place: The Relevance of Personal Concerns for Voting Behavior." *British Journal of Political Science*, 7: 337-360.

Bush, Winston C., and Arthur T. Denzau

- 1977 "The voting behavior of bureaucrats and public sector growth." In Thomas E. Borchering, ed., *Budgets and Bureaucrats: The Sources of Government Growth*. Durham, N. C.: Duke University Press, pp. 90-99.

- Campbell, Angus, Philip Converse, Warren Miller, and Donald Stokes  
1960 *The American Voters*. New York: Wiley.
- Caldeira, Gregory A., Samuel C. Patterson, and Gregory A. Markko  
1985 "The Mobilization of Voters in Congressional Elections." *Journal of Politics*, 47(2): 490-509.
- Cassel, Carol A. and David B. Hill  
1981 "Explanations of Turnout Decline: A Multivariate Test." *American Politics Quarterly*, 9: 181-195.
- Clausen, Aage. R.  
1968 "Response Validity: Vote Report." *Public Opinion Quarterly*, 32: 588-606.
- Conway, M. Margaret  
1981 "Political Participation in Midterm Congressional Elections." *American Political Quarterly*, 9(2): 221-244.
- Duch, Raymond M., Harvey D., Palmer, and Christopher J. Anderson  
2000 "Heterogeneity in Perceptions of National Economic Conditions." *American Journal of Political Science*, 44(4): 635-652.
- Fiorina, Morris P.  
1978 "Economic Retrospective Voting in American Elections: A Micro-Analysis." *American Journal of Political Science*, 22: 425-443.
- Flanigan, William, H., and Nancy H. Zingale  
1983 *Political Behavior of the American Electorate*, 5th ed. Boston: Allyn & Bacon.
- Katosh, John, and Michael Traugott  
1981 "The Consequences of Validated and Self-reported Voting Measures." *Public Opinion Quarterly*, 45: 519-535.
- Kinder, Donald R., and D. Roderick Kiewiet  
1979 "Economic Discontent and Political Behavior." *American Journal of Political Science*, 23: 495-527.  
1981 "Sociotropic Politics: the American Case." *British Journal of Political Science*, 11: 129-161.
- Lau, Richard R.  
1982 "Negativity in Political Perceptions." *Political Behavior*, 4: 353-378.

選舉研究

Lau, Richard R.

1985 "Two Explanations for Negativity Effects in Political Behavior." *American Journal of Political Science*, 29: 119-138.

Leighley, Jan E. and Jonathan Nagler

1992 "Individual and Systemic Influences on Turnout: Who Votes? 1984" *The Journal of Politics*, 54(3): 718-740.

McKuen, Michael B., Robert S. Erikson, and James A. Stimson

1992 "Peasants or Bankers? The American Electorate and the U. S. Economy." *American Political Science Review*, 86(3): 597-611.

Olsen, Maren K. and Joseph L. Schafer

2001 "A Two-Part Random-Effects Model for Semicontinuous Longitudinal Data." *Journal of American Statistical Association*, 96: 730-745.

Presser, Stanley and Michael Traugott

1992 "Little White Lies and Social Science Models." *Public Opinion Quarterly*, 56: 77-86

Radcliff, Benjamin

1992 "The Welfare State, Turnout, and the Economy: A comparative Analysis." *American Political Science Review*, 86: 444-454.

Raudenbush, Stephen W., and Anthony S. Bryk,

2002 *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, 2nd ed. Thousand Oaks: Sage Publications Inc.

Raudenbush, Stephen W., Anthony S. Bryk, Yuk Cheong and Richard, T. Congdon

2000 *HLM5: Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*. Chicago: Scientific Software International.

Raudenbush, Stephen, W., Meng-Li Yang, and Matheos Yosef

2000 "Maximum Likelihood for Generalized Linear Models with Nested Random Effects via High-Order Multivariate Laplace Approximation." *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 9(1): 141-157.

Rosenstone, Steven J.

1982 "Economic Adversity and Voter Turnout." *American Journal of Political Science*, 26(1): 25-46.

Schlozman, Kay Lehman, and Sidney Verba

- 1979 *Injury to Insult*. Cambridge: Harvard University Press.
- Shaw, Daren, Rodolfo O. de la Graza, and Jongho Lee
- 2000 "Examining Latino Turnout in 1996: A Three-State, Validated Survey Approach." *American Journal of Political Science*, 44(2): 332-340.
- Sigelman, Lee
- 1982 "The Nonvoting Voter in Voting Research." *American Journal of Political Science*, 26: 47-56.
- Sigelman, Lee, Philip W. Roeder, Malcolm E. Jewell, and Michael A. Baer
- 1985 "Voting and Nonvoting: A Multi-Election Perspective." *American Journal of Political Science*, 29(4): 749-65.
- Silver, Brian D., Barbara A. Anderson and Paul R. Abramson
- 1986 "Who Overreports Voting?" *American Political Science Review*, 80(2): 613-624.
- Southwell, Priscilla L.
- 1988 "The Mobilization Hypothesis and Voter Turnout in Congressional Elections." *Western Political Quarterly*, 41(2): 173-188.
- Steenbergen, Macro R., and Bradford S. Jones
- 2002 "Modeling Multilevel Data Structures." *American Journal of Political Science*, 46: 218-237.
- Teixeria, Ruy A.
- 1987 *Why Americans Don't Vote: Turnout Decline in the United States 1960-1984*. New York: Greenwood.
- Timpone, Richard J.
- 1998 "Structure, Behavior, and Voter Turnout in the United States." *American Political Science Review*, 92(1): 145-158.
- Traugott, Michael W., and John P. Katosh
- 1979 "Response Validity in Surveys of Voting Behavior." *Public Opinion Quarterly*, 43: 359-77
- Verba, Sidney and Norman H. Nie
- 1972 *Participation in America: Political Democracy and Social Inequality*. New York: Harper and Row.
- Western, Bruce

選舉研究

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

Wolfinger, Raymond E., and Steven J. Rosentone

1980 *Who Votes?* New Haven: Yale University Press.

Yang, Meng-Li

1998 *Increasing the Efficiency in Estimating Multilevel Bernoulli Models*. East Lansing: Michigan State University. Unpublished Doctoral Dissertation.



# Voter Turnout and Economic Adversity in Taiwan

Meng-li Yang\*

## Abstract

I investigated the effects of economic adversity on voter turnout in Taiwan. In addition to testing three exclusive hypotheses regarding turnout in economic adversity, I borrowed and expanded the economic voting theory to better understand the effects. Before doing this, I also constructed a non-voting electorate's profile, to serve as a base for the economic adversity model. Data were drawn from the '2001 Taiwan Election and Democratization Survey' and analyzed in a 2-level logistic regression model. The result did not support any of the three hypotheses. Pessimistic views of future economic condition reduced turnout possibility, which was similar to the 'sociotropic voting' theory in that only perception of the society's future matters in the voting decision. Attributing the problem to the government and naming economy as the first priority for improvement significantly improved voting probability. Regarding the non-voting electorate's profile, older people and less educated people were more likely to vote. This last finding was contradictory to American literature. Women and membership in unions or social groups marginally improved turnout rate. As to psychological factors, only electorate's own interest in politics, political knowledge and partisanship were effective factors for turnout; evaluations and the system and government responsiveness did not matter.

**Keywords:** Turnout, economic adversity, logistic regression, HLM

---

\* Post-Doc, Tsai yuan-pei Research humanities center for and social science survey research, Academia sinica.