

投票穩定與變遷之分析方法： 定群類別資料之馬可夫鍊模型*

黃紀**

《 本文摘要 》

選民在歷屆的選舉中，究竟是傾向於把票投給同一政黨的候選人，還是把票投給不同政黨的候選人，不僅攸關個別政黨與候選人的選舉成敗，而且還影響到政黨之間勢力的起伏消長，甚至會牽動政黨體系的整體變遷，其重要性，不言而喻。也正因如此，政治學者亟思理出歷屆選舉各黨勢力消長的軌跡，描述並說明選民投票的穩定與變遷 (electoral stability and change) 。儘管有關選民投票變動的研究已經卷帙浩繁，然而其方向與幅度究竟應如何估算、分析，在學界卻仍無定見。

本文的目的，是將方法學中研究「常與變」的一般原則應用到「投票穩定與變遷」這個重要的主題，釐清總變量 (gross change) 與淨變量 (net change) 的差異，整理出文獻中使用的幾種資料形態與分析方法、比較其優缺點。由於定群追蹤的個體資料 (panel data) 可兼顧總變量與淨變量之估計，是很理想的數據資料型態，而為了彰顯此一特色，在分析方法上則又以「間斷時間暨間斷空間之馬可夫鍊模型」 (discrete-time discrete-space Markov chain models) 最適合，因為其「移轉機率」 (transition probabilities) 的參數和「固票、挖票、跑票」等耳熟能詳的選舉策略語彙、以及「選票穩定度、選票流入或流失之變遷率」等學理概念相當契合，既能捕捉類別變數隨著間隔的時間點前後相依、與時推移的變化軌跡，又能進而同時估計總變量與淨變量的多寡，更能進一步以母群的異質性說明其動態演

* 本文前半部最早之版本宣讀於2001台灣政治學會年會暨「政黨輪替後之台灣政治」學術研討會，政治大學公企中心西樓禮堂，2001年12月15至16日。作者特別感謝該文評論人洪永泰教授以及本文兩位匿名審查人之指正。

** 中正大學政治學系教授。

變模式。本文最後以日本選舉研究的三波定群追蹤民調為基礎，舉例說明如何應用馬可夫鍊模型分析自民黨在1993、1996、2000年三次眾院選舉中選票之穩定與變遷。

關鍵詞：投票穩定與變遷、一致與分裂投票、定群追蹤、動態模型、總變量、淨變量、馬可夫鍊模型

選民在歷次的選舉中，究竟是傾向於把票投給同一政黨的候選人，還是把票投給不同政黨的候選人，不僅攸關個別政黨與候選人的選舉成敗，而且還影響到政黨之間勢力的起伏消長，甚至會牽動政黨體系的整體變遷，其重要性，不言可喻。也正因如此，政治學者亟思理出歷屆選舉各黨勢力消長的軌跡，描述並說明選民投票的穩定與變遷。儘管有關選民投票變動的研究自 Campbell (1960) 及 Converse (1969) 以來，已經卷帙浩繁，然而選民投票穩定與變遷 (electoral stability and change) 的程度究竟應如何估算與分析，在學界卻仍無定見。(註一)

本文的目的，是將方法學中研究「常與變」(continuity and change) 的一般原則應用到「投票穩定與變遷」這個重要的主題，釐清總變量與淨變量的差異，整理出文獻中使用的幾種資料形態與分析方法、比較其優缺點，然後針對定群追蹤的個體資料 (panel data) 做較深入的探討，並以實例說明馬可夫鍊模型 (Markov chain models) 的適用性。

壹、「選舉變遷」的相關研究

正如各種自然與社會現象與時推移，選舉的「常與變」也往往引起學界的關注，而思瞭解其演變軌跡並提出解釋。如果在歷屆的選舉中，大多數選民都維持自己的政黨偏好不變，並且死心塌地的把選票投給了該黨候選人，大概根本就不會有「投票變遷」這類名詞(註二)出現。不過只要歷次選舉結果有所變化，就會引起好奇，刺激各種各樣的理論與揣測，故任何民主國家在實施普選後若干年，歷屆選舉中各政黨得票數與得票率之增減幅度、時序演變、地理分佈等，自然就引起各方關注；而學界近年來選舉研究之重心，亦朝跨數個時間點之設計發展 (Franklin and Wlezien, 2002: 169)。

一般觀念中，「常與變」無非是指我們感興趣的對象的某些特徵，在不同的時間點上是否前後一致，一致則為常，不一致則為變，所以往往最關心的是有無變化，然後進一步探究變化的大小、持續的久暫、起源與成因等。因此不論是常與變，都是動態 (dynamic) 的概念，其測量需比較兩個或兩個以上的時間點，殆無疑義。將此一觀念應用到「選舉穩定與變遷」上，則我們感興趣的對象就是選民 (electorate)，我們感興趣的現象特徵就是他／她們在歷次選舉中把選票投給那個政黨的候選人，而「穩定與變遷」強調的正是比較選民在歷次同類公職選舉中把票投給政黨是否一致，如否，其選票流動 (flow of the vote) 的幅度、方向為何？原因何在？正因為這些觀念淺顯易懂，所以常被視為是單純的算數問題。

只是學界不能停留在臆測與常識的階段，而應發展出較為嚴謹的測量與估計方法。

Key (1955; 1959) 等學者就是從美國政府歷年的選舉統計中，分析政黨得票起伏的演變與週期，而提出關鍵選舉、政黨重組、漸變重組等影響深遠之概念。由於此一傳統，早期選舉穩定與變遷的文獻多半集中於宏觀 (macro) 及長期趨勢 (long-term trends) 的探討。

不過早在1960年 Campbell 就指出：集體的選舉結果，固然可以看出一些走勢與傾向，但是要能進一步深入瞭解其背後產生之機制，勢必要建立選民政黨認同與投票抉擇之理論，並參照民意調查的個體資料做為檢證，方能有紮實的實證基礎。Stokes (1966) 與 Converse (1969) 等學者提出的黨性 (partisanship) 起源、培養與強化的理論，至今仍常被學界引用。而隨著西方國家民意調查的普及，民調個體資料的運用遂後來居上，儼然成為學界的主流。

可是橫斷面民調 (cross-sectional surveys) 和多年傳統的選舉穩定與變遷觀念，似乎始終潛藏著矛盾，因為後者強調的是一種宏觀而且動態的整體長期趨勢與演變，與前者個體資料的微觀且較靜態的短期分析，頗有格格不入之感。這種對傳統觀念和民調數據的愛憎情節，可以從 MacKuen, Erikson and Stimson (1989) 提出之「宏觀黨性」 (macropartisanship) 窺其端倪，他們彙整1953~1988年 CBS/New York Times 民調對政黨認同的資料，以百分比的集體數據方式呈現出趨勢與演變，被譽為以民調回歸宏觀視野之先驅。但 Green, Palmquist and Schickler (1998, 2001) 不僅質疑其統計方法，而且根本質疑其以個體民調集結 (aggregate) 成之趨勢分析，無法區辨其變化究竟是來自群體之結構改變、抑或是個體意見之轉變。

當然，政黨偏好與認同是主觀的心理傾向，會影響、但不全然決定選民的投票抉擇。不過即使以民調中受訪者回答的投票行為替代前述之政黨認同題，也無法解決集體數據和個體資料孰重的爭辯。在此同時，不乏學者仍然運用官方之選舉統計，觀察選舉變遷之趨勢並分析其原因，毫不避諱其為集體數據 (aggregate data) 之特性。這類研究之標的，遍及美國 (Burnham, 1965; Brown, 1991; Bartels, 1998, 2000)、英國 (Berrington, 1965; Butler and Van Beek, 1990; Dorling, Pattie and Johnson, 1993)、歐洲 (Pedersen, 1979; Crewe and Denver, 1985; Bartolini and Mair, 1990; Franklin, Mackie and Valen 1992; D'Alimonte and Bartolini, 1997; Wellhofer, 2001)、紐澳 (Leithner, 1997) 及開發中國家 (Roberts and Wibbels, 1999)，足見其影響力未可小覷。

此外，即使有些研究的焦點不在於選舉變遷本身，但仍會比較歷屆選舉之政黨得票做為論證基礎。例如盛治仁 (2000) 以縣市為單位，比較台灣2000年總統大選與1997年縣市長、1998年北高市長選舉之各黨候選人得票率，以兩者之差距判定有無「地區效

應」，這也不失為一種選舉動態的研究。惟文獻中各種個體與集體數據形態並存，而分析投票變遷的方法亦大異其趣，實有必要釐清各自之優點與限制。

貳、「選舉變遷」的資料特性

從實用方法論（黃紀，2000b）的觀點，選舉變遷的研究分析至少應該仔細考量時間與分析層次的問題。首先，探究事物的「常與變」，勢必涉及兩個以上時間點的比較，屬於「縱貫時序研究」（longitudinal studies）的範疇，相關之著述雖不在少數，但大多是針對連續型變數（continuous variable）作討論。例如一般所稱之時間序列分析（time series analysis），常常指的就是一個或少數幾個連續型變數的長期分析（如 Enders, 2004）；相對的，定群追蹤資料是針對一群固定的對象定期追蹤研究，故往往記錄的變數多而時間點卻較少，故其分析的重點與時間序列不盡相同，但是相關文獻中仍然以探討連續型變數為大宗（如 Baltagi, 2001；Hsiao, 2003）。

然而投票穩定與變遷的測量，是屬於類別變數（categorical variable），而測量的時間點，又往往配合選舉，屬於間斷的時間點（discrete time），加以各國的選舉歷史長短不一，跨時序資料的完整性也不盡相同，因此適合的研究方法，理應是能掌握數個間斷時間點的類別變數之動態，並能兼顧長、短期分析的統計模型。相較於連續變數之分析，縱貫時序之類別資料（longitudinal categorical data）的分析討論較少，故本文將在這方面著墨。

其次，探討一個現象的演變，必須在分析層次上釐清總變量（gross/individual change）與淨變量（net/aggregate change）的區別（Plewis, 1985：16-17）。「選舉變遷」的文獻之所以常發生爭辯，原因之一是未能在方法論上先釐清其研究的焦點是總變量還是淨變量。有時理論的興趣分明是總變量，而實際使用與估算的數據卻是淨變量，結果實證分析與學理論述間顯得杆格不入。顧名思義，總變量是將個別成員之變動予以加總；而淨變量，則是集體之增與減相抵後的淨值。兩者雖息息相關，但並不相同。

總變量與淨變量的差別，可以舉個簡單的例子來說明（註三）。假設某國只有甲乙兩黨，原各有50%選民支持，勢均力敵。之後在一次選舉中，若從個別選民的微觀資料得知：40%原甲黨的支持者轉向支持乙黨，而35%原乙黨的支持者轉向支持甲黨，則選舉變遷之總變量為 $40\% + 35\% = 75\%$ ，淨變量為 $40\% - 35\% = 5\%$ ，簡單明瞭。但在秘密投票的規則下，我們往往只有從集體資料知道選舉後，甲黨得票率降為45%，而乙黨則增為55%，我們雖確知此次選舉變遷之淨變量為5%，卻無從知曉總變量究竟為多少，充其量也只能說甲黨至少有5%的支持者轉而支持乙黨才會產生這樣的選舉結果；但我

們並不能排除甲黨的支持者全都轉向支持乙黨、而45%原乙黨的支持者轉向支持甲黨的可能性。換言之，雖確知淨變量為5%，實際選舉變遷之總變量，則可能介於5%與95%之間，其可能性有許多種。

研究選舉變遷，應依研究主題辨明其焦點為總變量或淨變量，不過理想上應以兩者均能兼顧為宜。由於定群追蹤研究（panel study）鎖定同一群樣本，在數個時間點進行訪問，所蒐集的資料既可用來估算總變量，也可用來估算淨變量，顯然最有價值（Lazarsfeld, 1982〔1948〕）。

在欠缺定群追蹤資料時，若能有系統地彙整獨立抽樣之民調，亦可建立「數個橫斷面構成之時序資料」（time series of repeated cross-sections, 簡稱RCS），幫助我們瞭解選民投票抉擇之演變趨勢，但其推論則限於對淨變量之估計。如欲進一步推估總變量，則勢必要運用「擬似定群追蹤」（pseudo-panel）分析法（Deaton, 1985；Franklin, 1989；Moffitt, 1993；Verbeek, 1996），或進而引入區位推論（ecological inference）的方法，在可能的上下限區段間，推估出最可能為真的數值（Pelzer, Eisinga and Franses, 2001, 2002）。

當然，研究者也可以運用政府公布之選舉結果作為數據來源。這類以行政區域（地理空間）為單位之集體數據，和數個橫斷面資料有些類似（主要的差別是集體數據反映的是母群，而非樣本），故其數據本身也只能估算淨變量。若欲以之推估總變量，自然也必須運用區位推論的方法（Achen and Shively, 1995；King, 1997；King, Rosen and Tanner, 1999；Rosen, Jiang, King and Tanner, 2001；Burden and Kimball, 2002）。

綜上所述，理想的「選舉穩定與變遷」分析方式，應符合以下的需求：

1. 與理論概念相契合，能測量出選民在歷屆選舉中對各黨候選人投票支持的持續與變化程度、及選票流動的模式。
2. 適用於個體與集體數據：用之於個體數據，則可估算總變量與淨變量；用之於集體數據，則可計算淨變量，並有助於建構區位推論模型。
3. 兼顧短期與長期分析，可視研究目的與資料多寡而彈性調整。
4. 除了可描述長、短期演變趨勢之外，還可進一步延伸成為解釋性模型。
5. 與其對應之靜態概念—「一致與分裂投票」（參見洪永泰，1995）—維持邏輯一貫的分析方式，以便彰顯兩組概念之關連。

最符合以上標準的投票穩定與變遷分析方法，莫過於馬可夫鍊模型（Markov chain models）（參見 Bishop, Fienberg and Holland, 1975：chapter 7）。該模型將 T ($T \geq 3$) 個時間點上，研究之個體針對 I 類狀態（states）所做的取捨及去留的決定，摘述成行列表（contingency table），並以移轉矩陣（transition matrix）顯示變遷的模式

(pattern of change)，前後相連、環環相扣，展現與時推移的軌跡 (trajectory) (註四)。若能更進一步分辨出研究對象的不同類型、區別各類型的人特有之動態模式，或者說明矩陣中移轉機率變化的肇因，則可發展成解釋性模型。有趣的是，馬可夫鍊模型使用的行列表，與分析「一致與分裂投票」的交叉分析表 (黃紀，2001a：548-554；黃紀、吳重禮，2003：9-13) 不謀而合，唯一的差別是「一致與分裂投票」分析同一時間點兩種公職的選票分佈，而「投票穩定與變遷」則分析同一公職在兩屆不同選舉中的選票分佈 (黃紀，2001b)。

參、定群追蹤資料之分析

個體數據的主要來源為民意調查。民調之研究設計種類繁多，跨越數個時間點者，可能採取定群追蹤研究設計，但也可能每次皆獨立抽樣。本文探討定群追蹤資料之分析，至於多次之獨立樣本，則留待另文探討。

一、描述統計

假定研究的目的是分析選民針對同一 (或類似) 公職在兩屆選舉的投票行為，且假定甲、乙、丙三黨均有候選人角逐這項公職，則根據同一群受訪者於 $t=1$ 及 $t=2$ 前後兩波民調中回答之投票抉擇，可建立一 3×3 之二維正方表 (註五)，稱之為「選票流動表」 (the flow-of-the-vote table) (Särilvik and Crewe, 1983：44)，如表1。

表1 選票流動表：定群追蹤之個體數據
(兩個時間點，固定樣本數 n_{++})

		$t=2$			
		甲黨	乙黨	丙黨	
$t=1$	甲黨	甲甲型穩定投票數 n_{11}	甲乙型變遷投票數 n_{12}	甲丙型變遷投票數 n_{13}	n_{1+}
	乙黨	乙甲型變遷投票數 n_{21}	乙乙型穩定投票數 n_{22}	乙丙型變遷投票數 n_{23}	n_{2+}
	丙黨	丙甲型變遷投票數 n_{31}	丙乙型變遷投票數 n_{32}	丙丙型穩定投票數 n_{33}	n_{3+}
		n_{+1}	n_{+2}	n_{+3}	n_{++}

類似表1之選票流動表構成了分析投票穩定與變遷的主要數據型態（註六），該表最基本的微觀層次單位（micro units）無疑是個別的選民（individual voter）；學理上，我們可依據定群追蹤之樣本在兩次選舉中之政黨投票行為分門別類，逐一歸入表1的細格（cells）後，清點各細格內的人數，則細格次數 n_{ij} 就構成了分析的中觀（meso）層次；再將細格內的次數依照橫列加總後寫在表的右邊、依照縱行加總後寫在表的下方邊緣（margin），這些邊緣總和（marginal totals） n_{i+} 及 n_{+j} 就構成了分析的宏觀（macro）或集體（aggregate）層次。由於表1之選票流動表是針對同一群樣本重複施測而得，故在統計上相依（statistically dependent）（Agresti, 2002: 409），分析時須將此資料特性考量在內。

1. 總變量（gross change）

我們可根據選票流動表建立幾個理想類型（ideal types），供後續分析參照之用。首先，若所有受訪者把票都投給了同一政黨的候選人，則僅有主對角線（main diagonal）上的次數（frequencies） n_{ii} 會大於0，其餘細格的次數 n_{ij} （ $i \neq j$ ）皆為0，形成一對角方陣（diagonal matrix），可稱之為「完全穩定投票」模式。反之，若所有受訪者兩次都把選票投給了不同政黨的候選人，則主對角線上的次數皆為0，把正方表切割成了左下方與右上方兩個三角方陣，可稱之為「完全變遷投票」模式。準此，總變量的估計就很清楚。摘述「總穩定投票率」最簡單的方式，就是把正方表主對角線上估計的聯合機率（estimated joint probability） $P_{ii} = \frac{n_{ii}}{n_{++}}$ 加總，即 $\sum_{i=1}^I P_{ii}$ ；而「總變遷投票率」自然就是主對角線以外所有細格中之聯合機率的總和，即 $\sum_{i \neq j} P_{ij} = 1 - \sum_{i=1}^I P_{ii}$ 。

當然，實際的數據資料，多介於完全穩定與完全變遷這兩個極端類型之間，而我們關心的正是該選票流動表偏向（或偏離）其中某個類型的程度及背後驅動的主因等。例如政黨標籤若有相當大的影響力，那麼主對角線上穩定投票的選民應居多，其餘選民則零星散佈於其他細格內。另一方面，若有政黨趨於泡沫化，則該政黨之穩定投票率便降低，選票朝該列主對角線以外之細格流動。針對選票流動表進行之分析，就是希望能一窺選票穩定與變遷模式之分佈結構。

由於表1為 $t=1$ 及 $t=2$ 前後兩波民調，所以最直接了當的描述方式，就是依研究需要呈現選票流動表內之百分比（參見 Hout, 1983: 11-12）：

1. 聯合百分比（joint percentages） $P_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_{++}}$ ：用來估計聯合機率，表示在所有固定樣本中，在 $t=1$ 時把票投給了第 i 個黨、而且在 $t=2$ 時又把票投給第 j 個黨的比例。

2. 橫列百分比 (row percentages) $P_{j|i} = \frac{n_{ij}}{n_{i+}}$ ：用來估計橫列條件機率，表示在 $t=1$ 時把票投給第 i 個黨的樣本中，到了 $t=2$ 時仍把票穩定地投給該黨 ($i=j$)、或是把票轉投給其他政黨 ($i \neq j$) 的比例，故亦稱為「流失率」(outflow)。橫列條件機率在文獻中又常稱為(一步 one-step)「移轉機率」(transition probabilities)，用來測量馬可夫鍊模型中前後兩個時間點之間的移轉率。橫列條件機率每一列之加總必為 1.0，故像表 1 之移轉矩陣只需估計 $I(J-1)$ 個參數即可。
3. 縱行百分比 (column percentages) $P_{i|j} = \frac{n_{ij}}{n_{+j}}$ ：用來估計縱行條件機率，呈現在 $t=2$ 時把票投給第 j 個黨的樣本中，究竟有多少是來自 $t=1$ 時就已經把票投給該黨 ($i=j$) 者、又有多少是在 $t=1$ 時把票投給了其他黨而這次卻轉過來支持 j 黨 ($i \neq j$) 的比例，故亦稱為「流入率」(inflow)。

除了目測法外，對數線型模型 (log-linear model) 中準對稱 (quasi-symmetry)、準獨立 (quasi-independence) 等概念，亦有助於偵測正方表有無結構上之特徵 (參見 Powers and Xie, 2000: 114-117)。例如表 1 中若六種變遷投票類型大致呈跨對角線對稱，便可檢驗其是否與準對稱結構無顯著差異。另一方面，若投票變遷純粹是選民對兩次選舉的個別考量所產生之結果，而非刻意的選擇，那麼正方表的結構應該比較接近準獨立的結構。

當定群追蹤的數據有三波 ($T=3$) 時，表 1 之二維行列表已不敷使用，故可朝三種方式進行。第一種，也是概念上最自然的延伸，就是建立三維的立方體表 (cube) (如表 2)，每一個時間點自成一維，共有 $3^3=27$ 個細格，其中之正對角線上的 3 格代表穩定投票，其餘 24 格為不同類型之投票變遷。第二種方式，是建立二維之局部行列表 (partial tables)，也就是先就 $t=1$ 時投給甲黨者建立 $t=2$ 及 $t=3$ 之二維行列表，然後再就 $t=1$ 時投給乙黨者建立另一個 $t=2$ 及 $t=3$ 之二維行列表，依此類推。

表3 選票流動表：定群追蹤之個體數據
(四個時間點之表列法)

投票變遷之軌跡				樣本次數	聯合百分比
t=1	t=2	t=3	t=4		
甲	甲	甲	甲	n_{1111}	p_{1111}
甲	甲	甲	乙	n_{1112}	p_{1112}
甲	甲	甲	丙	n_{1113}	p_{1113}
甲	甲	乙	甲	n_{1121}	p_{1121}
	⋮			⋮	⋮
丙	丙	丙	丙	n_{3333}	p_{3333}

2. 淨變量 (net change)

一般討論政黨形勢之消長，往往是拿兩屆選舉的政黨得票數或得票率來相減，求得的差越接近零者表示變動越小，這其實是在比較表1兩個時間點的邊緣分佈 (marginal distributions) 之異同 (註七)。文獻中，將此一觀念形式化，並將比較各黨之結果綜合成一個指數，用以代表整個政黨體系之選舉變遷者，最著名的莫過於 Pedersen (1979 : 4) 的「整體變動指數」 (total volatility index)。由於 Pedersen 討論的是歐洲國家多黨制，其公式如下：

$$I \text{ 個政黨參選之下，Pedersen 整體變動票數之指數} = \frac{\sum_{i=1}^I |N_{i+,t_1} - N_{i+,t_2}|}{2} \text{。 (註八)}$$

若將上式之母群數 N 換成對應之樣本數 n，則成為「樣本估計之整體變動指數」。

既然是比較兩個時間點的邊緣分佈，統計學中用來檢驗邊緣同質 (marginal homogeneity) 的方法，自也可應用於針對某個政黨在兩屆選舉得票淨變量之定群分析。例如 2×2 之選票流動表，便可用 McNemar's test (McNemar, 1947) 檢驗兩次選舉之淨變量是否與零有顯著之差異 (註九)：

$$z = \frac{(n_{21} - n_{12})}{\sqrt{n_{21} + n_{12}}}$$

上式亦可採平方 z^2 ，以卡方分佈 (自由度 $df=1$) 檢定之。若 $I > 2$ ，則可先將該表歸併為 2×2 表，然後進行 McNemar's test。

誠如前節所述：淨變量是宏觀集體層次之增與減相抵後的淨值，反映的是系統層次整體常與變的結果。至於總變量，則是將個別成員之變動予以加總而成，反映的是個體

層次各類型變化過程的總量。兩者固然息息相關，但並非一對一之對應關係。邏輯上，個體成員均不變，則整體也不會變；但是整體未變，則可能是由兩種情況造成：一種是個體成員確實都沒變，但另一種可能的情況卻是個體成員有變，只是在中觀層次裡，不同的變遷類型間流入與流失量彼此抵銷，故僅從宏觀層次無法察覺罷了。因此就選票流動表而言，淨變量與總變量的具體關係如下：

1. 淨變量反映的是宏觀的邊緣分佈異同的程度；而總變量觀照的則是個別選民在表內各類型投票的聯合分佈（joint distribution），或者根據聯合分佈演算之條件分佈（conditional distributions）、相關度（association）等。
2. 淨變量只是總變量之下限。因為同一個淨變量的值，可能由好幾種不同的個體變動方式所組成，故淨變量必然小於或等於總變量（其證明參見黃紀，2001a：558）。換言之，Pedersen 的整體變動指數，充其量只能反映所有個別選民至少發生了多少幅度的變化。
3. 凡是能計算總變量的個體數據資料，必然也能求出集體之淨變量，但反之則不然。因此，定群追蹤資料既能估算總變量，也能估算淨變量。

二、基本之馬可夫動態模型

前述對選票流動表的摘要統計，只是描述定群追蹤樣本中投票穩定與變遷模式的分佈狀況。不過大多數的研究，還想要進一步以動態模型（dynamic model）掌握其演變過程的軌跡，並進一步解釋選民為何作了這樣的抉擇。

分析縱貫時序資料的模型種類繁多，Diggle, Heagerty, Liang and Zeger（2002：17-19）將之依照研究重點分為三大類：邊緣模型（marginal models）、條件模型（conditional models）、及移轉模型（transition models）。邊緣模型比較接近橫斷面資料的分析，把重心放在對依變數之母體平均數（marginal mean）的解釋，而把重複觀察值之間的相關視為次要的參數；因此適用於只關注淨變量、但對變化的軌跡較不感興趣的研究主題。條件模型重視觀察對象的個別差異，並以此個別差異為條件，利用隨機效果（random effects）估計對依變數的影響；因此適於強調個人異質性（individual heterogeneity）的研究主題。而移轉模型則是把焦點集中於依變數隨著不同的時間點前後相依（time dependence）、環環相扣的演變過程（change process）；因此適用於關注總變量之流動軌跡的研究。

在這三種縱貫時序資料的模型中，移轉模型（transition models）頗為適於分析投票穩定與變遷，因為這類模型中「移轉機率」（transition probabilities）的參數和「固票、挖票、跑票」等耳熟能詳的選舉策略語彙、以及前述之「選票穩定度、流入或流失

之變遷率」等學理概念最契合，既能發揮定群追蹤資料的優勢—同時估計總變量與淨變量，更能進一步以母群的異質性說明其動態演變模式。倘若定群追蹤至少有三波（ $T \geq 3$ ），則又以「間斷時間暨間斷（狀態）空間之馬可夫鍊模型」（discrete-time discrete-space Markov chain models）（以下簡稱「馬可夫鍊模型」）最能捕捉類別變數隨著間隔的時間點前後相依、與時推移的變化軌跡，並進而估計總變量與淨變量的多寡。

馬可夫鍊模型基本上是假定：一個系統有若干個可能的狀態（states）（註十），而其目前所處的狀態端視其先前之狀態而定。換言之，研究標的是選擇停留（stay）在原来的狀態（即「穩定」）、還是移動（move）到不同的狀態（即「變遷」），可以用條件機率來表達，稱之為移轉機率；而研究對象在各時間點之間的常與變，就靠著移轉機率串連起來，彷彿是條環環相扣的鐵鍊一般，一旦知道了起始狀態（initial state）及後續的移轉機率，就能預測往後的狀態。

設若 t 代表某個時間點（ $t = 1, 2, \dots, T$ ），而 T 代表定群追蹤資料的總波數（panel waves）。研究者感興趣的變數 Y 有 I 類（註十一）（即 I 個可能的狀態），其第 t 個時間點的狀態變數為 Y_t （例如選民在時間 t 舉行的選舉所投給的政黨），其特定的值以小寫 y_t 表示之。為了避免符號過於龐雜，假定追蹤資料只有三波（ $T = 3$ ）（註十二），資料可以表2的三維立方體或表3的表列法呈現，每個細格中的觀察數為 n_{y_1, y_2, y_3} ，而其母群之聯合機率為 π_{y_1, y_2, y_3} 。

動態模型掌握三個時間點的先後順序，將聯合機率 π_{y_1, y_2, y_3} 依照「條件機率乘法規則」分解為起始點之邊緣機率 π_{y_1} 與後續之條件機率（即移轉機率）之連乘積：

$$\pi_{y_1, y_2, y_3} = \pi_{y_1} \pi_{y_2|y_1} \pi_{y_3|y_2, y_1} \quad (1)$$

如前所述，移轉機率在馬可夫模型中扮演承先啓後的關鍵角色，若 Y 有 I 種狀態，則移轉機率就呈 $I \times I$ 的矩陣。以三黨體系（ $I = 3$ ）為例，若將 Y 的三個狀態登錄為甲 = 1，乙 = 2，丙 = 3，則由 $t = 1$ 至 $t = 2$ 的移轉矩陣為 3×3 的方陣：

$$\pi_{y_2|y_1} = \begin{bmatrix} \pi_{y_2=1|y_1=1} & \pi_{y_2=2|y_1=1} & \pi_{y_2=3|y_1=1} \\ \pi_{y_2=1|y_1=2} & \pi_{y_2=2|y_1=2} & \pi_{y_2=3|y_1=2} \\ \pi_{y_2=1|y_1=3} & \pi_{y_2=2|y_1=3} & \pi_{y_2=3|y_1=3} \end{bmatrix}$$

在移轉矩陣中，左上角至右下角的正對角線，均代表「穩定」的條件機率，而其餘則均為「變遷」的條件機率。當然，移轉矩陣中每個橫列的條件機率加總必為1.0。

公式(1)為恆真之定義式，若以之進行統計估計，因參數數目與觀察值之細格數相同，故完全複製觀察值，是個飽和模型（saturated model），應用價值不大。

俄國數學家馬可夫（Andrei Andreivich Markov, 1856-1922）（Howard, 1971）：

551-576) 進一步假定：Y 在 t 的狀態只受其先前 t-1 所處狀態之影響，不受更早之狀態的影響，採納此一「馬可夫特性」(Markov property) 的模型，通常稱爲一階之馬可夫模型 (first-order Markov model)。顯然公式(1)爲二階 (second-order) 之馬可夫模型，因爲該式中 Y_t 受到 Y_{t-2} 之影響。若設定 $\pi_{y_t|y_{t-1}, y_{t-2}} = \pi_{y_t|y_{t-1}}$ ，則簡化成爲一階之馬可夫模型：

$$\pi_{y_1 y_2 y_3} = \pi_{y_1} \pi_{y_2|y_1} \pi_{y_3|y_2} \quad (2)$$

式子(2)中，兩個移轉機率會因時而異 (即因時間點而有不同的值)，屬於不平穩 (non-stationary) 之一階馬可夫模型。倘若進一步假定移轉機率不會因時間點而異 (time-invariant，也就是限制 $\pi_{y_t|y_t} = \pi_{y_t|y_t} = \pi_{y_t|y_{t-1}}$)，則簡化爲平穩 (stationary) 之一階馬可夫模型 (Amemiya, 1985: 414)，又稱爲單純之馬可夫模型 (simple Markov model)：

$$\pi_{y_1 y_2 y_3} = \pi_{y_1} \pi_{y_2|y_1}^2 \quad (3)$$

單純之馬可夫模型中若 $T > 3$ ，只需將式子(3)的平方改爲 (T-1) 次方即可。

三、異質之馬可夫動態模型

前述之模型均假定母群中之個體同質性高 (homogeneous)，故以一鍊 (one chain) 之動態概括之。但誠如 Heckman (1981: 114-115) 指出，狀態之先後相依 (state dependence) 有兩種可能：一爲反映真正的結構關係，一則爲未控制母群異質性 (heterogeneity in population) 而產生之假象 (spurious) 關係。Amemiya (1985: 414) 在討論馬可夫鍊的類型時，也依照移轉機率是否平穩、及母群是否同質來進行分類，顯見後者之重要。因此應用馬可夫鍊模型時，不只要捕捉單變數 Y 的動態，而且還必須進一步將母群可能的異質性納入考量，檢視 Y 的動態是否受到此一因素的影響。基本上，依照該因素爲隱性或顯性，可區分爲以下兩種考量母群異質性的途徑。

1. 混合式馬可夫模型 (mixed Markov models)

有時母群是由若干個異質的「次母群」(sub-populations) 所組成，每個次母群又各有其動態特性。倘若區分次母群的變數爲已知且觀察到的變數，則可將之直接納入分析，同時估計各個動態鍊的參數值。惟區分次母群的變數若爲未觀察到的隱性 (latent) 變數，則須以混合式馬可夫模型估計該母群究竟是由幾個次母群 (即是幾條馬可夫鍊) 所合成，而分群的標準就是使各鍊之內同質性越大越好，而各鍊之間的異質性越大越好 (Langeheine and van de Pol, 1990, 1994, 2002)。

混合式之一階馬可夫模型，其通式爲：

$$\pi_{y_1, y_2, y_3} = \sum_{s=1}^S \pi_s \pi_{y_1|s} \pi_{y_2|y_1, s} \pi_{y_3|y_2, s} \quad (4)$$

模型(4)表示：該母群其實是由 S 條（隱性之）馬可夫鍊組合而成，每鍊之比例為 π_s ，而各鍊自有其起始點邊緣分佈 $\pi_{y_1|s}$ 及移轉機率；由於這些參數均以在第 s 條馬可夫鍊為條件，故下標中多了一個隱性變數的值 s。誠如一鍊之模型，若設定移轉機率不會因時而異，則模型(4)成為「平穩之混合式一階馬可夫模型」：

$$\pi_{y_1, y_2, y_3} = \sum_{s=1}^S \pi_s \pi_{y_1|s} \pi_{y_2|y_1, s}^2 \quad (5)$$

同理，若 $T > 3$ ，只需將模型(5)中的平方改為 (T-1) 次方即可。

混合式模型的通式，依照 S 的多寡又有以下幾個特例：

(1) 若 $S = 1$ ，則母群同質，簡化成為前述之一鍊馬可夫模型。

(2) 若 $S = 2$ ，則母群由兩個異質的團體組成，稱為「兩鍊之混合式馬可夫模型」，各鍊自有其比重、起始點之邊緣分佈及移轉機率。兩鍊混合式又依移轉機率的性質有幾個特例，譬如：

A. 若兩鍊之中，有一鍊為完全穩定鍊（即移轉機率矩陣只有正對角線上為 1、其餘均為 0 之單元矩陣 identity matrix），而另一鍊則有去有留，就成為 Blumen, Kogan and McCarthy (1966) 所謂之「去留模型」（the Mover-Stayer Model）。

B. 若兩鍊之中，一鍊為完全穩定鍊，而另一鍊之去留純屬隨機（random），則成為 Converse (1964, 1970) 所謂的「黑白模型」（the Black and White Model）。

(3) 若 $S > 2$ ，則母群由多個異質的團體組成，稱為「多鍊之混合式馬可夫模型」。

2. 納入自變數之馬可夫模型 (Markov chains with explanatory variables)

若移轉機率本身會因人而異，而且若學理上形塑此一差異的因素亦均為已測量到的顯性 (manifest) 變數，則不妨在「基本之馬可夫動態模型」中加入一個次模型 (sub-model)：也就是概念上將移轉機率視為依變數，將其成因設定為解釋移轉機率的自變數，建立一個適當的「推廣之線型模型」(generalized linear models) (McCullagh and Nelder, 1989; 黃紀, 2000a)。

設若 Y 呈一階之馬可夫模型，且若有學理顯示 X、Z 這兩個類別 (categorical) 自變數中：X 影響 Y_1 之邊緣分佈、X 與 Z 二者均影響 Y_{t+1} 與 Y_t 之狀態。此時，可應用 Goodman (1973) 所創之「改良路徑分析法」(modified path analysis)，首先將聯合分佈依照機率規則分解為：

$$\pi_{xzy, y_2, y_3} = \pi_{xz} \pi_{y_1|xz} \pi_{y_2|xzy_1} \pi_{y_3|xzy_2} \quad (6)$$

接著再將式子(6)中的邊緣機率及移轉機率參數，依照相關學理中之因果關係逐一設定為「對數線型模型」(log-linear model)，構成一套單向(recursive)之因果模型系統(Hagenaars, 1990; Gilua and Haberman, 1994; Vermunt, 1996, 1997)：

$$\pi_{y_1|xz} = \frac{\exp(u_{y_1}^Y + u_{y_1|x}^Y X)}{\sum_{y_1} \exp(u_{y_1}^Y + u_{y_1|x}^Y X)} \quad (7)$$

$$\pi_{y_2|xzy_{t-1}} = \frac{\exp(u_{y_2}^Y + u_{y_2|x}^Y X + u_{y_2|z}^Y Z + u_{y_2|y_{t-1}}^Y Y_{t-1})}{\sum_{y_2} \exp(u_{y_2}^Y + u_{y_2|x}^Y X + u_{y_2|z}^Y Z + u_{y_2|y_{t-1}}^Y Y_{t-1})} \quad (8)$$

式子(7)與(8)中的 u 參數，均為對數線型(log-linear)模型之參數，故亦稱為「對數線型之因果模型」(causal log-linear model)。

倘若自變數中有連續變數(continuous variables)，而 $I=2$ ，則可進一步將上述次模型中之「對數線型模型」改為「成長曲線迴歸」(logistic regression)(其應用參見 McCall, 1971; Boskin and Nold, 1975; Muenz and Rubinstein, 1985等)；若 $I>2$ ，則可將次模型設定為「多項勝算對數模型」(multinomial logit)(其應用參見 Garber, 1989等)。

肆、以日本自民黨選票穩定度為例：描述分析

本節及下一節以「日本選舉研究」(Japanese Election Study, 簡稱 JES)三波定群追蹤之446位有效樣本為例子(註十三)，說明如何應用上述方法分析1993年到2000年期間三屆眾議院選舉之中自民黨選票的穩定與變遷。

在日本政黨政治發展史上，1993年7月的第四十屆眾院選舉可說是一大轉捩點，因為長期居「五五體制」(1955~1993年)一黨獨大的自民黨，在該年眾院大選首度失去了執政的地位，由新黨細川護熙所領銜的八黨派聯合政權取而代之。但在三年後的橋本龍太郎時期再度於眾議院選舉贏得國會最多席次，並主導與社會黨及先驅新黨組織聯合政權；之後森喜朗時期又於2000年6月的眾院選舉維持繼續執政(蔣立峰、高洪, 2002: 110-127; 楊鈞池, 2002: 70; 蔡增家, 2002)。此外，1994年日本選制也產生了重大變革(林繼文, 1997)，由原先的「單記非讓渡選制」(SNTV)改為「單一選區兩票並立制」(註十四)。在歷經選制變革及一連串的人事變動後，日本自民黨選票的穩定與變遷確實是個值得研究的重要課題。

針對 JES 定群資料建立之1993至1996選票流動表(見表4)中可看出，這兩屆眾院

選舉的選票總變量佔25.34% ($= (45 + 68) / 446$)。在1993年7月衆院選舉中將票投自民黨的選民當中，約有73.99% ($= 128 / 173$) 在1996年10月的衆院選舉時仍穩定地將選票投給了該黨，而自民黨雖有26.01% ($100\% - 73.99\%$) 的選票流失率，但流入率卻達34.69% ($= 68 / 196$)；表4的邊緣分佈亦顯示，1993年時共約有38.79% ($= 173 / 446$) 的受訪者把票投給了自民黨，到了1996年時則上升為43.95% ($= 196 / 446$)，淨變量增加5.16% ($= 43.95\% - 38.79\%$)，且在統計上顯著 (McNemar's test $z = 2.164, p < .05$)，可能的原因之一，便是新選制「單一選區兩票並立制」的施行對於大黨自民黨選區候選人比較有利。接著檢視1996至2000之選票流動表 (見表5)，顯示總變量仍佔四分之一強 (26.23%)，但在2000年6月的選舉自民黨得到約43.27% ($= 193 / 446$) 的支持，比起1996年僅有0.68% 的些微差異，在統計上並不顯著 (McNemar's test $z = 0.277, p > .05$)，也就是淨變量微乎其微，這或許透露出選制變革對於選民投票抉擇的影響在2000年時已趨緩。

表4 日本衆院選舉選票流動表 (1993~1996)

	自民 ₁₉₉₆	非自民 ₁₉₉₆	總計
自民 ₁₉₉₃	128 (73.99%) [65.31%]	45 (26.01%) [18.00%]	173 (100%) [38.79%]
非自民 ₁₉₉₃	68 (24.91%) [34.69%]	205 (75.09%) [82.00%]	273 (100%) [61.21%]
總計	196 (43.95%) [100%]	250 (56.05%) [100%]	446 (100%) [100%]

註：() 內為橫列百分比，代表「流失率」；[] 內為縱行百分比，代表「流入率」。

表5 日本衆院選舉選票流動表 (1996~2000)

	自民 ₂₀₀₀	非自民 ₂₀₀₀	總計
自民 ₁₉₉₆	136 (69.39%) [70.47%]	60 (30.61%) [23.72%]	196 (100%) [43.95%]
非自民 ₁₉₉₆	57 (22.80%) [29.53%]	193 (77.20%) [76.28%]	250 (100%) [56.05%]
總計	193 (43.27%) [100%]	253 (56.73%) [100%]	446 (100%) [100%]

註：()內為橫列百分比，代表「流失率」；[]內為縱行百分比，代表「流入率」。

除了比較前後兩個時間點的變化之外，我們若持續追蹤這446位定群樣本在1993、1996、2000年三屆 (T = 3) 衆院選舉中政黨投票之穩定與變遷，則共有 $2^3 = 8$ 種可能的演變軌跡 (見表6)。表6其實是由兩個 2×2 的局部行列表 (partial tables) 相疊而成，上半部是1993年投給自民黨的173人在1996及2000年的政黨投票，下半部則是1993年未投給自民黨的273人在1996及2000年的政黨投票。比較這兩個次表顯示，兩者均呈對稱之分佈，也就是說這兩組次樣本在1996及2000年的政黨投票模式非常類似：不論是1993年有無把票投給自民黨，在1996及2000年仍大多維持其原投票選擇，連「換黨」投票的人數也非常接近，以致於自民黨在這兩次選舉的得與失相互抵銷，得票率淨變化不大。的確，以這兩個次表同時進行 McNemar's test (Hamdan, Pirie, and Arnold, 1975 : 158)， $\chi^2 = 0.192$ ， $df = 2$ ， $p > .05$ ，並無顯著差異。

表6 日本衆院選舉選票流動表（1993、1996、2000）

	自民 ₂₀₀₀	非自民 ₂₀₀₀	總計
自民 ₁₉₉₃ ~ 自民 ₁₉₉₆	103 (80.47%) [53.37%]	25 (19.53%) [9.88%]	128 (100%) [28.70%]
自民 ₁₉₉₃ ~ 非自 ₁₉₉₆	22 (48.89%) [11.40%]	23 (51.11%) [9.09%]	45 (100%) [10.09%]
非自 ₁₉₉₃ ~ 自民 ₁₉₉₆	33 (48.53%) [17.10%]	35 (51.47%) [13.83%]	68 (100%) [15.25%]
非自 ₁₉₉₃ ~ 非自 ₁₉₉₆	35 (17.07%) [18.13%]	170 (82.93%) [67.19%]	205 (100%) [45.96%]
總計	193 (43.27%) [100%]	253 (56.73%) [99.99%]	446 (100%) [100%]

註：() 內為橫列百分比；[] 內為縱行百分比。

伍、日本自民黨選票之穩定與變遷：馬可夫鍊動態模型

前一節的描述統計，可一窺1993年至2000年三屆衆議院選舉之中，446位定群追蹤樣本對自民黨候選人投票的變與不變，初步得知：1996年選舉，有較多1993年未投給自民黨者轉向支持自民黨，而原投給自民黨者較少轉而支持他黨；到了2000年，自民黨選票之流入與流失數便幾近旗鼓相當，所以表5的邊緣分佈趨於一致。有趣的是：這樣的變化模式，究竟反映了哪一種動態過程？本文從最基本的馬可夫模型開始逐一檢測（詳見表7）（註十五）。如前所述，最精簡的模型為「平穩之一階馬可夫鍊」，但不論是或然比（likelihood ratio, L^2 ）還是 Pearson 之卡方（ χ^2 ）吻合度檢定值均超過40，在 $df = 4$ 之下， $p < .01$ ，顯然該模型之期望值與實際觀察值極不吻合，必須予以拒斥。接著，我們放寬平穩的拘謹假定，允許一階移轉機率可因時而異（故 $df = 2$ ），但 L^2 及 χ^2 值並未因而顯著降低，故仍須拒斥「不平穩之一階馬可夫鍊模型」。

表7 三波定群追蹤之馬可夫動態模型吻合度檢定

模型	或然比 L^2	卡方 χ^2	自由度 df	貝氏訊息標準 BIC	相異指數 Dissimilarity Index
平穩之一階 馬可夫鍊模型	40.7789	43.5836	4	16.3776	0.1189
不平穩之一階 馬可夫鍊模型	39.5014	42.5479	2	27.3008	0.1162
去留模型	0.2349	0.2370	2	-11.9658	0.0060
黑白模型	0.2770	0.2777	4	-24.1243	0.0067

正如 Markus (1979: 13) 指出，一階之馬可夫鍊模型太簡略，往往與觀察數據不符，此時可朝兩個方向延伸：一為將階數升高，把更早的時間點 $t-2$ 等納入模型；一則為將異質之次群體區分開來，各自建立其模型。由於 JES 之定群追蹤資料僅有三波 ($T=3$)，若將馬可夫鍊模型升高到二階，便用罄了所有的自由度 ($df=0$)，成為飽和模型，並無實用價值。加以本筆 JES 定群追蹤資料檔中，記錄的自變數僅有性別、年齡、教育等基本人口變數，並未測量議題立場、候選人評價等變數，因此政治態度上的異質性屬於未測量到的隱性變數，宜採用「混合式馬可夫模型」來區隔異質之次群體。

由表6之分析可以看出：不論是1993年有無把票投給自民黨，1996年至2000年的兩個局部流動表不但邊緣分佈近似，且左下、右上兩細格之「換黨」人數亦相近，呈對稱之聯合分佈，顯示該演變的模式有可能是由兩個異質的次群體 ($S=2$) 所混合而成：一群是會在自民黨與他黨之間游移變動者（“movers”），另一群則是對自民黨好惡鮮明（對自民黨效死忠、或絕不投給自民黨）且堅定不移的穩定選民（“stayers”）。表7顯示：「去留模型」的 L^2 及 χ^2 顯著降低到僅0.24左右， $df=2$ ，通過吻合度檢定，表示此一動態模型可反映定群樣本中自民黨三次眾議院選舉之選票穩定與變遷。惟我們發現在去留模型中，游移不定這一群的移轉率估計值均頗接近0.5，酷似混合式模型中的一個特例—Converse 之「黑白模型」。黑白模型仍假定有變與不變兩個異質的次群體，但更進一步假定會變動的這一群人其變動方式純屬隨機，亦即機率為0.5。換言之，黑白模型中兩條馬可夫鍊之移轉機率矩陣各為：

$$\text{隨機變動群} = \begin{bmatrix} .5 & .5 \\ .5 & .5 \end{bmatrix}; \text{堅定不移群} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

將移轉率依此設定後重新分析，自由度增為4，而 L^2 （及 χ^2 ）卻只比去留模型稍微增加0.04左右，統計上並不顯著，相異指數（dissimilarity index）也僅上升0.0007，表示黑白模型比去留模型更精簡，但吻合度卻一樣好，而且其貝氏訊息標準（Bayesian information criterion，簡稱BIC）（Schwarz, 1978）之值在表7的四個模型中最小，表示其最吻合且最精簡，因此本文採用黑白模型為動態模型。

黑白模型之兩條馬可夫鍊（即兩個次群）在全體中所佔的比例（chain proportions）、自民黨與非自民黨投票在 $t=1$ （即1993年）時於各鍊之內的邊緣分佈、以及兩條馬可夫鍊的移轉率之參數值，均列於表8。詳言之，黑白模型估計隨機變動群約佔51.72%（在446人之中佔231人），而堅定不移群約佔48.28%（在446人之中佔215人）；在1993年眾議院選舉時，隨機變動群中有約40.46%支持自民黨候選人，而堅定不移群也有約37%是對自民黨效死忠的，兩者合計，該年全體樣本中自民黨的支持者共約38.79%（ $=0.4828 \times 0.37 + 0.5172 \times 0.4046$ ）。

表8 Converse 黑白模型之估計值

			移轉機率			
			t 至 t+1		t=1 至 t=3	
	各鍊之比例	t=1之 邊緣分佈	1=自民	2=非自民	1=自民	2=非自民
第一鍊： 隨機變動群	0.5172					
1=自民		0.4046	0.5	0.5	0.5	0.5
2=非自民		0.5954	0.5	0.5	0.5	0.5
第二鍊： 堅定不移群	0.4828					
1=自民		0.3700	1	0	1	0
2=非自民		0.6300	0	1	0	1

到了1996年選舉，原先堅定不移群之中支持自民黨的37%繼續對自民黨效死忠，故該鍊之內的總變量與淨變量均為0。換言之，1996年選票之變遷其實均來自隨機變動群，而在該群之中，又有兩股反向的選票流動：

1. 從自民黨流向非自民黨： $0.4046 \times 0.5 = 0.2023$ 。

2. 從非自民黨流向自民黨： $0.5954 \times 0.5 = 0.2977$ 。

換言之，在隨機變動群之內的總變量為 $0.2023 + 0.2977 = 50\%$ ；而在全體之中的總

變量則為 $0.5172 \times 0.5 = 25.86\%$ 。至於該鍊之內的淨變量，因為1996年隨機變動群之內自民黨的支持者比例增至0.5，故為 $0.5 - 0.4046 = 9.54\%$ ；而在全體之中的淨變量，因為1996年全體樣本中自民黨的支持者增至約 $43.72\% = (0.4828 \times 0.37 + 0.5172 \times 0.4046 \times 0.5 + 0.5172 \times 0.5954 \times 0.5)$ ，故淨變量為 $43.72\% - 38.79\% = 4.93\%$ 。

由於黑白模型中隨機變動群的移轉機率為對稱之自乘矩陣（symmetric idempotent matrix），任何起始點分佈只需經過一次移轉，即進入〔0.5, 0.5〕之穩定狀態（steady state），故2000年與1996年相比，在隨機變動群之內的總變量為 $0.5 \times 0.5 + 0.5 \times 0.5 = 50\%$ ，而在全體之中的總變量仍約為 $0.5172 \times 0.5 = 25.86\%$ 。依黑白模型推算，2000年自民黨在全體之中支持者的比例之期望值仍為 43.72% ，故淨變量為 $43.72\% - 43.72\% = 0\%$ 。這也是為什麼表5之選票流動表呈對稱分佈、邊緣分佈近乎一致的緣故。

陸、結語

以定群追蹤民調分析選票之穩定與變遷，可兼顧總變量與淨變量之估計，是很理想的數據資料型態。為了彰顯定群資料的特色，在分析方法上則以「間斷時間暫間斷空間之馬可夫鍊模型」最適合，因為其「移轉機率」的參數和「固票、挖票、跑票」等耳熟能詳的選舉策略語彙、以及「選票穩定度、選票流入或流失之變遷率」等學理概念最為契合，既能捕捉類別變數隨著間隔的時間點前後相依、與時推移的變化軌跡，又能進而同時估計總變量與淨變量的多寡，更能進一步考量母群的異質性。本文並以日本選舉研究的三波定群追蹤民調為基礎，舉例說明如何應用馬可夫鍊模型分析自民黨在1993、1996、2000年三次眾院選舉中選票之穩定與變遷，對日本選民在政黨投票方面幾乎呈堅定不移者和隨機變動者各半的異質性，有了更深一層的瞭解。

然而因定群追蹤研究耗資較鉅，在國內此類計畫申請經費時屢遭挫折，故有關台灣之選舉研究尚少使用此一設計，以致難以精確分析投票變遷總變量之演變軌跡，殊為可惜。但本文強調：估算及分析投票變遷之總變量在理論與實務上均極為重要性，因此亟盼學術主管單位能正視此一缺憾，積極支持國內定群追蹤之選舉研究。

* * *

投稿日期：93.02.09，修改日期：93.05.03，接受日期：93.06.17。

註 釋

- 註 一：相關之辯論頗為常見，例如 Butler and Van Beek (1990)、Rose (1991)、Gibson (1992)、Dorling, Pattie and Johnson (1993) 等。
- 註 二：在文獻中，類似概念的名詞甚多，包括 electoral change, electoral instability, electoral volatility, electoral dynamics, voting shifts, voter transition, flow of the vote 等。
- 註 三：或許舉交易的「毛額（總額）」(gross value) 與「淨額」(net value) 為例，更為清楚。假定在只有甲乙兩人構成的市場中，甲乙原各有50元，之後在一次相互採購中，若已知甲付給乙40元，而乙付給甲35元，則交易毛額為 $40 + 35 = 75$ 元，交易淨額則為 $40 - 35 = 5$ 元，簡單而明瞭。但換個情況，如果我們僅僅知道甲乙原各有50元，在交易之後甲餘45元、乙餘55元，則我們只能推知交易淨額為5元，卻無從知曉交易之總額究竟為多少，充其量也只能說至少甲要付乙5元才會產生這樣的結果；不過話說回來，我們並不能排除甲實際上付了50元給乙、而乙付了45元給甲的可能性。換言之，雖確知交易淨額為5元，實際之交易毛額卻可能介於5元與95元之間，其可能性有許多種。
- 註 四：馬可夫模型亦可應用於集體之數據資料，參見 Lee, Judge and Zellner (1977) 等。
- 註 五：表1至表3雖舉甲、乙、丙三個政黨為例，但本文所討論之方法，其實均適用於兩黨或多黨制。在符號方面，本文之行列表均以 i 標示橫列 ($i = 1, 2, \dots, I$; $I \geq 2$)，以 j 標示縱行 ($j = 1, 2, \dots, J$; $J \geq 2$)，以 k 標示第三維 ($k = 1, 2, \dots, K$; $K \geq 2$) …依此類推，而 n 代表樣本數， N 代表母群數。依慣例，表示聯合分佈時，第一個下標為橫列數，第二個下標為縱行數，第三個下標為第三維的類別數…，而 $+$ 代表加總，例如二維表中 $n_{j+} = \sum_{i=1}^I n_{ij}$ 。至於時間面向，本文以 t 代表間斷的時間點， $t = 1, 2, \dots, T$ 。
- 註 六：當然，在只進行一波的橫斷式民調設計中，也可請受訪者追憶 (recall) 過去的投票行為，其資料的性質與分析方法也類似定群追蹤的研究設計。但是追憶題會有受訪者遺忘、記錯或為遷就現狀而刻意掩飾過去等測量問題，且回溯時間越長，這些問題也越嚴重。
- 註 七：以此為研究焦點的統計模型，常稱為「邊緣（分佈）模型」(marginal models) (Lindsey, 1999: 193)。

- 註 八：類似之集體數據測量指標，在文獻中以各種不同的面貌出現，且應用甚廣。除了上述應用於歐陸國家多黨的情況的 Pedersen「整體變動指數」（亦參見 Bartolini and Mair, 1990：20；Katz, 1997：83）之外，若將此一公式應用於英國的保守黨與工黨兩大政黨歷次巴力門選舉之得票率，就成了 Butler 的「選票鐘擺」（swing）指數（見 Berrington, 1965：17；Butler and Van Beek, 1990：178；Norris, 1997：23）；若應用於同一時間點的兩項公職選舉，則成爲 Burnham（1965）之「分裂投票」（split-ticket voting）指數。
- 註 九：由於對定群追蹤樣本重複測量，數據在統計上相依，故一般之卡方獨立檢定（Pearson chi-squared test of independence）在此作用有限（Agresti, 2002：410-411）。
- 註 十：在動態機率過程（stochastic process）的文獻中，用來描述一個系統的關鍵變數稱爲「狀態變數」（state variable），其所有可能的值之集合稱爲「狀態空間」（state space）（Howard, 1971：1）。本文探討的政黨體系是由有限個政黨所組成，故屬於「間斷之狀態空間」（discrete state space）。
- 註十一：以下關於動態模型的討論開始標示變數的符號，主要是爲了區別依變數、自變數及隱性變數。
- 註十二：估計之馬可夫鍊模型，其吻合度檢定必須至少有三波之定群追蹤資料方可進行（van de Pol and Langeheine, 2004：611-612）。本文假定 $T=3$ ，純粹是爲了簡化符號，其原則均可延伸至 $T>3$ 。
- 註十三：感謝王鼎銘及蘇俊斌兩位教授提供 JES 1993~2000 定群追蹤民調資料（關於 JES 之說明，詳見王鼎銘、蘇俊斌、黃紀、郭銘峰，2004）。JES 1993、1996、2000 的三波原共有 473 個有效樣本，因爲要再扣除掉 27 位沒有回答投票意向的受訪者，所以實際可供分析的樣本數剩 446 個。
- 註十四：以下對 1996 年及 2000 年衆院選舉的分析，不含比例代表部分，而僅針對選區候選人部分，以利與 1993 年之選舉相比較。
- 註十五：本文以下之分析，係以 Vermunt（1997）撰寫之統計程式 LEM 執行。

參考書目

I . 中文部分：

王鼎銘、蘇俊斌、黃紀、郭銘峰

2004 「日本自民黨之選票穩定度研究：1993、1996及2000年衆議院選舉之定群追蹤分析」，*選舉研究*，十一卷二期：81-109。

林繼文

1997 「制度選擇如何可能：論日本之選舉制度改革」，*台灣政治學刊*，二期：63-106。

洪永泰

1995 「分裂投票：八十三年臺北市選舉的實證分析」，*選舉研究*，二卷一期：119-145。

盛治仁

2000 「八十九年總統大選地區效應與棄保效應分析」，*輔仁學誌*，三十一期：117-132。

黃紀

2000a 「質變數之計量分析」，謝復生、盛杏媛主編，*政治學的範圍與方法*，頁387-411，台北：五南圖書出版公司。

2000b 「實用方法論芻議」，*政治學報*，三十一卷：107-139。

2001a 「一致與分裂投票：方法論之探討」，*人文與社會科學集刊*，十三卷五期：541-574。

2001b 「論『投票穩定與變遷』之估計方法」，「台灣政治學會暨政黨輪替後之台灣政治」學術研討會論文，政治大學公企中心，2001年12月15日。

黃紀、吳重禮

2003 「政治分析與研究方法：論2002年立法院行使考試院正副院長同意權之投票模式」，*問題與研究*，四十二卷一期：1-17。

楊鈞池

2002 「後冷戰時期日本聯合政府與政治改革」，*政治科學論叢*，十六期：63-88。

蔣立峰、高洪

2002 *日本政府與政治*，台北：揚智文化。

蔡增家

- 2002 「日本自民黨再執政的政治經濟基礎」，「台灣政治學會全球化與台灣政治」學術研討會，中正大學政治學系暨研究所舉辦，2002年12月15日。

II . 英文部分：

Achen, Christopher H. and W. Phillips Shively

- 1995 *Cross-Level Inference*. Chicago: The University of Chicago Press.

Agresti, Alan

- 2002 *Categorical Data Analysis*. 2nd edition. New York: Wiley.

Amemiya, Takeshi

- 1985 *Advanced Econometrics*. Cambridge: Harvard University Press.

Baltagi, Badi H.

- 2001 *Econometric Analysis of Panel Data*. 2nd edition. Chichester: John Wiley & Sons.

Bartels, Larry M.

- 1998 "Electoral Continuity and Change, 1868-1996." *Electoral Studies*, 17(3): 301-326.

- 2000 "Partisanship and Voting Behavior, 1952-1996." *American Journal of Political Science*, 44(1): 35-50.

Bartolini, Stefano and Peter Mair

- 1990 *Identity, Competition, and Electoral Availability: The Stabilization of European Electorates 1885-1985*. New York: Cambridge University Press.

Berrington, H. B.

- 1965 "The General Election of 1964." *Journal of the Royal Statistical Society Series A*, 12(1): 17-66.

Bishop, Yvonne M. M., Stephen E. Fienberg and Paul W. Holland

- 1975 *Discrete Multivariate Analysis: Theory and Practice*. Cambridge: The MIT Press.

Blumen, Isadore, Marvin Kogan and Philip J. McCarthy

- 1966 "Probability Models for Mobility." In Paul F. Lazarsfeld and Neil W. Henry (eds.). *Reading in Mathematical Social Science*. Cambridge: The MIT Press.

- Boskin, Michael J. and Frederick C. Nold
1975 "A Markov Model of Turnover in Aid to Families with Dependent Children." *The Journal of Human Resources*, 10(4): 467-481.
- Brown, Courtney
1991 *Ballots of Tumult: A Portrait of Volatility in American Voting*. Ann Arbor: The University of Michigan Press.
- Burden, Barry C. and David C. Kimball
2002 *Why Americans Split Their Tickets: Campaigns, Competition, and Divided Government*. Ann Arbor: The University of Michigan Press.
- Burnham, Walter Dean
1965 "The Changing Shape of the American Political Universe." *American Political Science Review*, 59(1): 7-28.
- Butler, David and Stephen D. Van Beek
1990 "Why Not Swing? Measuring Electoral Change." *PS: Political Science and Politics*, 23(2): 178-184.
- Campbell, Angus
1960 "Surge and Decline: A Study of Electoral Change." *Public Opinion Quarterly*, 24(3): 397-418.
- Converse, Philip E.
1964 "The Nature of Belief Systems in Mass Publics." In David E. Apter (ed.). *Ideology and Discontent*. New York: Free Press.
1969 "Of Time and Partisan Stability." *Comparative Political Studies*, 2(2): 139-171.
1970 "Attitudes and Non-Attitudes: Continuation of a Dialogue." In E. R. Tufte (ed.). *The Quantitative Analysis of Social Problems*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Crewe, Ivor and David Denver
1985 "Introduction: Electoral Change in Western Democracies: A Framework for Analysis." In Ivor Crewe and David Denver (eds.). *Electoral Change in Western Democracies: Patterns and Sources of Electoral Volatility*. New York: ST. Martin's Press.
- D'Alimonte, Roberto and Stefano Bartolini

- 1997 "Electoral Transition and Party System Change in Italy." *West European Politics*, 20(1): 110-134.
- Deaton, Angus
- 1985 "Panel Data from Time Series of Cross-Sections." *Journal of Econometrics*, 30: 109-126.
- Diggle, Peter J., Patrick J. Heagerty, Kung-Yee Liang and Scott L. Zeger
- 2002 *Analysis of Longitudinal Data*. 2nd edition. Oxford: Clarendon Press.
- Dorling, D. F. L., C. J. Pattie and R. J. Johnson
- 1993 "Measuring Electoral Change in Three-Party Systems: An Alternative to Swing." *PS: Political Science and Politics*, 26(4): 737-741.
- Enders, Walter
- 2004 *Applied Econometric Time Series*. 2nd edition. New York: Wiley.
- Franklin, Charles H.
- 1989 "Estimation across Data Sets: Two-Stage Auxiliary Instrumental Variables Estimation (2SAIV)." *Political Analysis*, 1: 1-23.
- Franklin, Mark N. and Christopher Wlezien
- 2002 "Reinventing Election Studies." In Mark N. Franklin and Christopher Wlezien (eds.). *The Future of Election Studies*. Amsterdam: Pergamon.
- Franklin, Mark N., Thomas T. Mackie and Henry Valen (eds.)
- 1992 *Electoral Change: Responses to Evolving Social and Attitudinal Structures in Western Countries*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Garber, Alan M.
- 1989 "A Discrete-Time Model of the Acquisition of Antibiotic-Resistant Infections in Hospitalized Patients." *Biometrics*, 45(3): 797-816.
- Gibson, John G.
- 1992 "Measuring Electoral Change: Look Before You Abandon Swing." *PS: Political Science and Politics*, 25(2): 195-198.
- Gilula, Zvi and Shelby J. Haberman
- 1994 "Conditional Log-Linear Models for Analyzing Categorical Panel Data." *Journal of the American Statistical Association*, 89(426): 645-656.
- Goodman, Leo A.
- 1962 "Statistical Methods for Analyzing Process of Change." *American Journal of*

Sociology, 68(1): 57-78.

- 1973 “The Analysis of Multidimensional Contingency Tables When Some Variables are posterior to Others: A Modified Path Analysis Approach.” *Biometrika*, 60(1): 179-192.

Green, Donald, Bradley Palmquist and Eric Schickler

- 1998 “Macropartisanship: A Replication and Critique.” *American Political Science Review*, 92(4): 883-899.

- 2001 “Partisan Stability: Evidence from Aggregate Data.” In Richard G. Niemi and Herbert F. Weisberg (eds.). *Controversies in Voting Behavior*. 4th edition. Washington, D.C.: CQ Press.

Hagenaars, Jacques A.

- 1990 *Categorical Longitudinal Data: Log-Linear Panel, Trend, and Cohort Analysis*. Newbury Park: Sage.

Hamdan, M.A., W.R. Pirie and J.C. Arnold

- 1975 “Simultaneous Testing of McNemar’s Problem for Several Populations.” *Psychometrika*, 40(2): 153-161.

Heckman, James J.

- 1981 “Statistical Models for Discrete Panel Data.” In Charles F. Manski and Daniel McFadden(eds.). *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*. Cambridge: The MIT Press.

Hout, Michael

- 1983 *Mobility Tables*. Beverly Hills, CA: Sage Publications.

Howard, Ronald A.

- 1971 *Dynamic Probabilistic Systems, Volume I: Markov Models*. New York: Wiley.

Hsiao, Cheng

- 2003 *Analysis of Panel Data*. 2nd edition. Cambridge: Cambridge University Press.

Katz, Richard S.

- 1997 “Changing Patterns of Electoral Volatility.” *European Journal of Political Research*, 31: 83-85.

Key, V.O., Jr.

- 1955 “A Theory of Critical Elections.” *Journal of Politics*, 17(1): 3-18.

1959 "Secular Realignment and the Party System." *Journal of Politics*, 21(1): 198-210.

King, Gary

1997 *A Solution to the Ecological Inference Problem: Reconstructing Individual Behavior from Aggregate Data*. Princeton: Princeton University Press.

King, Gary, Ori Rosen and Martin A. Tanner

1999 "Binomial-Beta Hierarchical Models for Ecological Inference." *Sociological Methods and Research*, 28(1): 61-90.

Langeheine, Rolf and Frank van de Pol

1990 "A Unifying Framework for Markov Modeling in Discrete Space and Discrete Time." *Sociological Methods and Research*, 18: 416-441.

1994 "Discrete-Time Mixed Markov Latent Class Models." In Angela Dale and Richard B. Davies (eds.). *Analyzing Social and Political Change: A Casebook of Methods*. London: Sage Publications.

2002 "Latent Markov Chains." In Jacques A. Hagenaars and Allan L. McCutcheon (eds.). *Applied Latent Class Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.

Lazarsfeld, Paul F.

1982[1948] "The Use of Panel in Social Research." In Patricia L. Kendall (ed.). *The Varied Sociology of Paul F. Lazarsfeld*. New York: Columbia University Press.

Lee, T.C., G.G. Judge and A. Zellner

1977 *Estimating the Parameters of the Markov Probability Model from Aggregate Time Series Data*. 2nd revised edition. Amsterdam: North Holland.

Leithner, Christian

1997 "Time and Partisan Stability Revisited: Australia and New Zealand 1905-90." *American Journal of Political Science*, 41(4): 1104-1127.

Lindsey, J. K.

1999 *Models for Repeated Measurements*. 2nd edition. Oxford: Oxford University Press.

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

1989 "Macropartisanship." *American Political Science Review*, 83(4): 1125-1142.

- Markus, Gregory B.
1979 *Analyzing Panel Data*. Beverly Hills: Sage.
- McCall, John J.
1971 "A Markovian Model of Income Dynamics." *Journal of the American Statistical Association*, 66(335): 439-447.
- McCullagh, P. and J.A. Nelder
1989 *Generalized Linear Models*. 2nd edition. London: Chapman and Hall.
- McNemar, Quinn
1947 "Note on the Sampling Error of the Difference between Correlated Proportions or Percentages." *Psychometrika*, 12(2): 153-157.
- Moffitt, Robert
1993 "Identification and Estimation of Dynamic Model with a Time Series of Repeated Cross-Sections." *Journal of Econometrics*, 59(1-2): 99-123.
- Muenz, Larry R. and Lawrence V. Rubinstein
1985 "Markov Models for Covariate Dependence of Binary Sequences." *Biometrics*, 41(1): 91-101.
- Norris, Pippa
1997 *Electoral Change in Britain Since 1945*. London: Blackwell Publishers.
- Pedersen, Mogens N.
1979 "The Dynamic of European Party Systems: Changing Patterns of Electoral Volatility." *European Journal of Political Research*, 7: 1-26.
- Pelzer, Ben, Rob Eisinga and Philip Hans Franses
2001 "Estimating Transition Probabilities from a Time Series of Independent Cross Sections." *Statistica Neerlandica*, 55(2): 249-262.
2002 "Inferring Transition Probabilities from Repeated Cross Sections." *Political Analysis*, 10(2): 113-133.
- Plewis, Ian
1985 *Analysing Change: Measurement and Explanation Using Longitudinal Data*. Chichester: Wiley.
- Powers, Daniel A. and Yu Xie
2000 *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. San Diego, CA: Academic Press.

Roberts, Kenneth. M. and Erik Wibbels

- 1999 "Party System and Electoral Volatility in Latin America: A Test of Economic, Institutional, and Structural Explanations." *American Political Science Review*, 93(3): 575-590.

Rose, Richard

- 1991 "The Ups and Downs of Elections, or Look Before You Swing." *PS: Political Science and Politics*, 24(1): 29-33.

Rosen, Ori, Wenxin Jiang, Gary King and Martin A. Tanner

- 2001 "Bayesian and Frequentist Inference for Ecological Inference: the RxC Case." *Statistica Neerlandica*, 55(2): 134-156.

Särilvik, Bo and Ivor Crewe

- 1983 *Decade of Dealignment: The Conservative Victory of 1979 and Electoral Trends in the 1970s*. Cambridge: Cambridge University Press.

Schwarz, Gideon

- 1978 "Estimating the Dimension of a Model." *The Annals of Statistics*, 6(2): 461-464.

Stokes, Donald E.

- 1966 "Some Dynamic Elements of Contests for the Presidency." *American Political Science Review*, 60(1): 19-28.

van de Pol, Frank and Rolf Langeheine

- 2004 "Markov Chain." In Michael S. Lewis-Beck, Alan Bryman and Tim Futing Liao (eds.). *The SAGE Encyclopedia of Social Science Research Methods*, Vol. 2. Thousand Oaks: Sage.

Verbeek, Marno

- 1996 "Pseudo Panel Data." In Laszlo Matyas and Patrick Sevestre (eds.). *The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Applications*. 2nd revised edition. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.

Vermunt, Jeroen K.

- 1996 "Causal Log-Linear Modeling with Latent Variables and Missing Data." In Uwe Engel and Jost Reinecke (eds.). *Analysis of Change: Advanced Techniques in Panel Data Analysis*. Berlin: Walter de Gruyter.

- 1997 *LEM: A General Program for the Analysis of Categorical Data*. Netherlands:

Tilburg University.

von Eye, Alexander and Keith E. Niedermeier

1999 *Statistical Analysis of Longitudinal Categorical Data in the Social and Behavioral Science*. Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.

Wellhofer, E. Spencer

2001 "Party Realignment and Voter Transition in Italy, 1987-1996." *Comparative Political Studies*, 34(2): 156-186.

Analyzing Electoral Stability and Change: Markov Chain Models for Longitudinal Categorical Data

Chi Huang*

Abstract

How voters cast their votes in successive elections determines not only the fate of candidates but also the rise and fall of political parties and sometimes even causes party system changes. The subject of electoral stability and change, due to its significance in theory and practice, has long attracted the attention of political scientists around the world. Despite the voluminous publications cumulated so far, however, there are still heated debates regarding how best to model this dynamic electoral process and to estimate the amount of changes.

The purpose of this paper is two-folds. First, it clarifies some confusion in the literature caused by its failing to distinguish gross change from net change and to recognize the strengths and weaknesses of various types of data in evaluating these two changes. After pointing out how panel data prevail over repeated cross-sections and aggregate data in estimating both forms of changes, we then proceed to identify a statistical model that best fits the categorical measurement of electoral changes dominant in panel surveys. The second part of this paper, therefore, pinpoints discrete-time discrete-state Markov chain models as ideal tools for describing the dynamic electoral process and further analyzing the sources of change patterns. The transition probabilities of Markov models coincide with the theoretical concepts of flow-of-the-votes and reflect the way state dependence shapes the trajectories of electoral changes. Finally, we apply a

* Professor, Department of Political Science, National Chung-Cheng University.

mixed Markov model to the three-wave Japanese Election Study (JES) panel data set to illustrate the potential of this technique.

Keywords: electoral stability and change, straight- and split-ticket voting, dynamic process, panel data, gross change, net change, Markov chain models

審查意見答覆

審委意見(一)

本文以統計分析上的「總變量」與「淨變量」等概念，來釐清選民投票的穩定與變遷的狀況，對國內研究政治態度與政治行為的穩定與變遷，有相當的應用價值，值得刊登。幾點建議請作者加以釐清，斟酌修改：

- 一、本文名為「投票穩定與變遷：定期追蹤資料之分析方法」，但是評論者看來文中所述的分析方法不只可以運用在投票行為上，也可以廣泛地應用在其他的政治態度與政治行為的研究上，若題為「投票」的穩定與變遷，作者卻甚少談及「投票」的穩定與變遷的理論、概念，也甚少論及投票為什麼穩定與變遷，分析大概僅有3頁，反而作者花大量的篇幅（大約是11、12頁）談研究方法，因此本文看起來比較像是以投票作為例子來說明定期追蹤資料之分析方法的使用，所以建議作者修改題目名稱，不強調「投票」，而強調研究方法。主標題與次標題似可顛倒，類似「定群追蹤資料之分析方法：以日本選民投票行為的穩定與變遷為例」。
- 二、作者在第三部分一開頭談到「本文探討定期追蹤資料的分析，至於多次之獨立樣本，則留待另文討論」，由於前文談到總變量與淨變量的概念，因此讀者可能會預期，多次之獨立樣本也可以處理「總變量」的問題，但定期追蹤資料的分析之所以有價值，也在於它可以區分「總變量」與「淨變量」，而多次之獨立樣本僅可以處理「淨變量」的問題。是否請作者在這方面多作說明與釐清。
- 三、作者的文字簡潔，但有時需要作較多的解釋，譬如：p.12第三段作者談及「動態模型總類繁多…」，作者提到幾種模型，最後建議移轉模型，但是作者所提到的幾種模型，讀者可能較為生疏，也就無法判斷作者所言是否是實，請再多作說明。

作者最後結論「黑白模型」比去留模型更精簡，且吻合度一樣好，因此使用黑白模型為最後模型，請問除了統計上的最佳之外，在理論上黑白模型是不是符合對於日本選民的描述，是否變動的這一群人變動的方式真是純屬隨機？

審委意見(二)

本研究主要在說明馬可夫鍊模式，如何用以分析定群追蹤的選民投票的穩定和變遷，並以日本自民黨1993年至2000年間三屆眾議院選舉中自民黨的選票為例，探討其可行性。本研究文筆流暢，文獻分析周延，所介紹的方法對國內選舉行為的分析頗有助

益。惟文中如能補述台灣的應用實例，或對台灣選民投票研究做些建議，更能提高本研究的貢獻。

審查意見的答覆

感謝兩位審查人的賜教與指正。敬覆如下：

審委意見(一)

- 一、同意將「分析方法」加入原主標題。不過如本文在前言即開宗明義指出：「儘管有關選民投票變動的研究自 Campbell (1960) 及 Converse (1969) 以來，已經卷帙浩繁，然而選民投票穩定與變遷的程度究竟應如何估算與分析，在學界卻仍無定見。本文的目的，是將方法學中研究『常與變』的一般原則應用到『投票穩定與變遷』這個重要的主題…」，因此目的本來就在對「投票穩定與變遷」的分析方法進行探討，自然以多數篇幅談其研究方法，而不是「以投票做為例子」。
- 二、在原稿的第6頁即有強調：「若能有系統的彙整獨立抽樣之民調，亦可建立『數個橫斷面構成之時序資料』，幫助我們瞭解選民投票抉擇之演變趨勢，但其推論則限於對淨變量之估計。如欲進一步推估總變量，則勢必要運用「擬似定群追蹤」(pseudo-panel) 分析法，或進而引入區位推論…」。現將之另起一段(見修正稿第6頁)，應更為清楚。
- 三、同意應再補充說明，故於修正稿第12頁已加入一段關於邊緣模型、條件模型、移轉模型之分析重點的差異比較。
- 四、「黑白模型」對日本選民投票行為之意涵，將有另文探討。

審委意見(二)

同意，並在修正稿第22頁的結論中增加一段，建議國科會等單位全力支持國內定群追蹤之選舉研究。