

潛在變數的測量及其影響： 2013 年 TEDS 台灣民眾統獨立場的分析*

蔡宗漢[†]、林長志[‡]

摘要

本文從測量理論與潛在變數模型的角度出發，說明測量誤差的不確定性及其在迴歸分析中可能產生的影響，並且以廣義潛在變數模型與貝氏統計將各種不確定性的來源納入模型的估計中。本文應用上述模型分析 2013 年「台灣選舉與民主化調查」的面訪資料，同時呈現統獨立場的測量結果以及統獨立場對政黨偏好的影響。分析結果顯示台灣選民的統獨立場大致上可以區分為「強烈傾向獨立」、「有條件接受獨立」以及「有條件接受統一」三種類型。至於在統獨立場對政黨偏好的影響方面，本文的分析結果與目前大多數的研究結果一致，即越傾向獨立的選民有越高的可能性偏向泛綠政黨，而越傾向統一的選民有越高的可能性偏向泛藍政黨。本文認為雖然測量誤差可能因為經驗資料的性質而不必然會在每次的分析中造成嚴重的影響，但在研究者無法確定量表的測量誤差或變異程度是否足以改變統計分析結果的情況下，最謹慎的作法是在評估這些潛在變數的影響效果時，將此量表的不確定性一併考慮在內。

關鍵詞：測量誤差、廣義潛在變數模型、項目反應理論、貝氏統計、統獨立場

*本論文初稿發表於「台灣選舉與民主化調查 2014 年國際學術研討會：『公民參與面面觀：TEDS2013 調查資料分析』」，作者感謝會議評論人中央研究院政治學研究所張傳賢研究員之寶貴意見。作者也感謝政治大學選舉研究中心俞振華研究員以及新加坡南洋理工大學拉惹勒南國際關係學院（RSIS）李佳怡教授對於本文提供的建議。作者更感謝《選舉研究》兩位匿名審查人及編輯委員會在審查與編輯過程中提供的建議與協助。最後，本論文為行政院科技部專題研究計畫「廣義之潛在變數模型之探討及其在選舉研究之應用」（NSC 103-2410-H-004 -004-MY2）的一部份，作者在此感謝科技部的補助以及研究助理安家萱、蘇子芸於本文撰寫過程中提供的協助。

[†]國立政治大學政治學系助理教授。E-mail: thtsai@nccu.edu.tw。

[‡]國立政治大學政治學系兼任助理教授、選舉研究中心博士後研究員。Email: lincc@nccu.edu.tw。

The Measurement of Latent Variables and Its Effects: An Analysis of Taiwanese Attitudes on the Independence-Unification Issue in 2013

Tsung-han Tsai

Assistant Professor, Department of Political Science

National Chengchi University

Chang-chih Lin

Adjunct Assistant Professor, Department of Political Science

Post-doctoral Researcher, Election Study Center

National Chengchi University

Abstract

In this article, we focus on the measurement of Taiwanese attitudes on the independence-unification issue, and argue that, when analysts are not certain about how measurement errors influence the results of analysis, the best way is to take measurement errors into account in their analyses. Based on the methodology of generalized latent variable modeling, we treat Taiwanese attitudes on the independence-unification issue as unobserved, latent variables, which are measured by several manifest indicators, and evaluate the effect of these attitudes on party identification. Analyzing survey data from the Taiwan's Election and Democratization Study (TEDS) project conducted in 2013, we show that, first, Taiwanese attitudes on the independence-unification issue includes three types: principled supporters of independence, conditional supporters of independence, and conditional supporters of unification. Second, as shown in most of the studies on Taiwan politics, the stronger the voters prefer unification, the more likely they lean toward pan-blue parties, and vice versa.

Keywords: measurement error, generalized latent variable models, item response theory, Bayesian methods, independence-unification issue

壹、前言

在政治行為的研究中，研究者感興趣的常是個人的某些特質及其行為的關聯性，例如政治態度與投票行為、意識型態與政治參與之間的關係。亦即，此類型研究的核心問題是，諸如政治價值或意識型態之類的個人內在特質或態度，究竟如何影響其投票選擇或政治參與等外在行為。然而回答此一問題，研究者面臨最直接的挑戰是，這些個人內在特質或態度，是無法透過直接觀察得知的「潛在特質」(latent traits)或「潛在變數」(latent variables)，需要藉由若干「指標」(indicators)或「外顯變數」(manifest variables)作為工具來加以「測量」。此外，研究者亦會透過這些測量工具建構此內在特質或態度的量表，進而以此量表去檢證理論假設所陳述個人特質及其行為的關係(盛杏媛 2013)。此時，便涉及本文所欲探討的幾個重要問題：如何建立潛在變數的量表？此量表是否存在測量誤差？更重要的是，此測量誤差是否會影響統計分析的結果？

針對上述問題，不難發現諸多研究在使用潛在特質的量表時，經常忽視一個根本的問題，即此量表本身是某個潛在特質的估計值，其必然存在某種程度的變異(variation)或不確定性(uncertainty)。若從測量理論的角度來看，量表的測量誤差或變異程度可能使迴歸分析產生偏誤的(biased)參數估計，進而造成錯誤的推論(Allen and Yen 1979)。雖然這樣的結果可能因為經驗資料的性質而不一定會在每次的分析中發生，然而，在大部份的情況下，研究者並無法得知量表的測量誤差或變異程度所產生的影響是否會改變統計分析的結果。因此，最謹慎的作法是在評估這些潛在變數的影響效果時，將此量表的不確定性一併考慮在內，避免以「準確無誤的估計值」視之。本文即秉持這樣的理念，從測量理論的觀點探討台灣民眾統獨立場的測量議題。

在台灣的選舉研究中，有相當多的文獻探討影響投票決定和政黨政治競爭的因素，其中關於民眾對海峽兩岸未來走向的看法，習稱「統獨立場」、「統獨偏好」或「統獨態度」，在歷次選舉競爭中皆具有不容忽視的重要性。然而，關於民眾統獨態度的測量議題，過去的研究多聚焦在如何區分不同的統獨立場，較為缺乏的是對統獨測量不確定性的討論，以及檢視此不確定性是否在政黨偏好或投票行為的推論上產生影響。為彌補既有文獻之不足，本文應用廣義潛在變數模型(generalized latent variable model)

討論包含測量模型 (measurement model) 與結構模型 (structural model) 的模型化策略 (Skrondal and Rabe-Hesketh 2004)，探討台灣民眾統獨立場的測量，並進一步檢驗統獨立場對政黨偏好的影響。此模型化策略的優點在於能夠處理連續性或間斷性的測量指標，並且在評估結構模型參數時，同時將測量誤差考慮在內。此外，本文以貝氏統計 (Bayesian statistics) 進行模型估計，因為貝氏統計的一個優點是將潛在變數與結構模型參數皆視為未知參數 (unknown parameters)，在估計一個 (組) 未知參數時會將其他未知參數的變異考慮在內。因此，對於迴歸係數的估計會考慮潛在變數的不確定性，反之亦然。如此不會過度低估未知參數的不確定性，也不會導致過度自信的 (overconfident) 推論結果。本文的資料分析來源為「2012 年至 2016 年選舉與民主化調查四年期研究規劃 (1/4)：2013 年大規模基點調查面訪案」(簡稱 TEDS2013)。¹

本文第二部分從測量理論的角度討論測量指標與測量誤差，以及測量誤差對迴歸模型估計的影響。第三部分回顧學界對於統獨立場的測量類型及應用，並提出較為適當的測量方法。第四部分從廣義潛在變數模型與貝氏推論的觀點闡述如何將參數估計的不確定性納入模型估計中。第五部分以本文提出的貝氏潛在變數模型分析 TEDS2013 的面訪資料，並說明分析結果。最後一部分為結論。

貳、測量誤差及其影響

此節首先從測量理論的角度定義測量誤差並區分不同類型的測量指標，其次說明測量誤差以及使用不同測量指標對於統計推論可能造成的影響。

一、測量指標與測量誤差

在社會科學、行為科學、教育學和心理學的研究中，研究標的經常涉及抽象的概念，而當抽象概念無法被直接觀察時，研究者會將其視為潛在特質或潛在變數，並使用一個或多個不同的指標來加以測量。測量模型就是呈現潛在變數與指標之間的關係，

¹本文使用的資料全部係採自「2012 年至 2016 年『選舉與民主化調查』四年期研究規劃 (1/4)：2013 年大規模基點調查面訪案」(TEDS2013) (NSC 101-2420-H004-034-MY4)。「台灣選舉與民主化調查」(Taiwan's Election and Democratization Study, TEDS) 多年期計畫總召集人為國立政治大學黃紀教授，TEDS2013 計畫主持人為黃紀教授；詳細資料請參閱 TEDS 網頁：<http://www.tedsnet.org>。作者感謝上述機構與人員提供資料協助，惟本文之內容概由作者自行負責。

並且提供潛在變數的估計值。最簡單形式的測量模型可以式 (1) 表示：

$$x_i = \theta_i + \delta_i, \quad (1)$$

其中 x_i 是一測量指標、 θ_i 是一潛在變數、 δ_i 是「測量誤差」(measurement error)，而 i 是觀察單元。對所有的觀察單元 i 而言，若 $\mathbb{E}(\delta_i) = 0$ (即測量誤差的期望值為 0)，則我們說指標 x 對於潛在變數 θ 是一「有效的」(valid) 測量；此外，若 $\text{Var}(\delta_i) \rightarrow 0$ (即測量誤差的變異數趨近於 0)，則我們說指標 x 對於潛在變數 θ 是「可信的」(reliable) 測量 (Jackman 2008)。因此，測量誤差的期望值與變異數同時決定測量指標對於潛在變數的適切性。

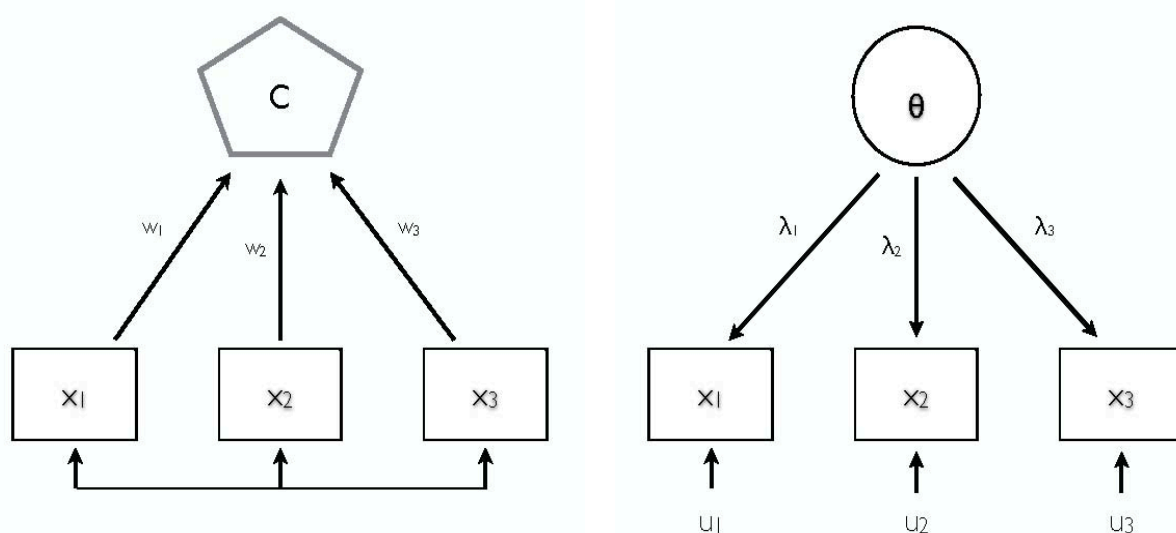


圖 1：測量指標的類型。左圖表示由三個外顯變數組成的合成指標；右圖表示三個測量一潛在變數的效果指標。

資料來源：作者自繪。

從測量理論的觀點來看，測量指標至少可以被分成兩種類型：合成指標 (composite indicators) 與效果指標 (effect indicators) (Bollen 1989; Bollen 2011; Bollen and Bauldry 2011; Grace and Bollen 2008)。²若以形式符號表示，首先，假設現在有一筆資料，此資料共有 n 個人，且對第 i 個人而言，有 p 個測量單面向潛

²Bollen(2011) 另提出一種他稱之為「因果指標」(causal indicators) 的測量指標。因果指標與潛在變

在變數 θ_i 的測量指標 $x_{i,j}$ ，其中 $i = 1, 2, \dots, n$ 且 $j = 1, 2, \dots, p$ 。如此，則合成指標可以式 (2) 表示：

$$\theta_i = f(\mathbf{x}_i), \quad (2)$$

其中 $f(\cdot)$ 表示一函數形式，而 $\mathbf{x}_i = (x_{i,1}, \dots, x_{i,p})$ 。若 $f(\cdot)$ 為一線性函數，則式 (2) 可進一步以式 (3) 表示：

$$\theta_i = \lambda_1 x_{i,1} + \lambda_2 x_{i,2} + \dots + \lambda_p x_{i,p}, \quad (3)$$

在式 (3) 的關係式中，潛在變數是不同指標的線性組合。此外，這樣的關係式也表示合成指標模型假定這些不同的指標對於潛在變數的測量是沒有誤差存在的，也因為沒有測量誤差存在，式 (3) 可被改寫成式 (4)：

$$C_i = w_1 x_{i,1} + w_2 x_{i,2} + \dots + w_p x_{i,p}, \quad (4)$$

其中 C_i 代表的已經不是潛在變數，而是一個取代潛在變數的合成指標，其中 w_i 是事前給定的 (fixed) 權重，並非需要估計的未知參數。若令 $p = 3$ ，則合成指標與外顯變數之間的關係可以圖 1 中左方的圖表示。在社會科學與行為科學中，這種指標的建立與使用相當常見。³此外，從式 (4) 中可以進一步得知，當不同的指標被使用來組成合成指標，或者是不同的權重選擇時，這些合成指標的數值也可能會不同。例如：當 $p \neq q$ ，則 $C_i = \sum_{j=1}^p w_j x_{i,j} \neq C'_i = \sum_{j=1}^q w_j x_{i,j}$ 。因為合成指標本身並非潛在特質或潛在變數，所以由不同的外顯變數組成的合成指標無法進行比較 (Pietryka and

數的關係可以下列方程式表示：

$$\theta_i = \gamma_1 x_{i,1} + \gamma_2 x_{i,2} + \dots + \gamma_p x_{i,p} + \delta_i,$$

其中 $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_p$ 是未知參數， δ_i 是誤差項。上式所呈現潛在變數與指標之間的關係是測量指標會影響潛在變數的數值。比較上式與式 (3)，可以發現兩者有些類似，但模型假定卻相當不同。Bollen(2011) 指出因果指標與合成指標最大的差異有二：第一，合成指標沒有誤差項；第二，合成指標不必然是測量同一面向的潛在變數。由於台灣政治學界沒有以因果指標的方式處理測量指標，因此本文在此不進一步以因果指標討論統獨立場的測量，有興趣的讀者請自行參閱相關文獻。

³例如，台灣的選舉研究中，在測量政治知識時，會將政治知識的測量題組，根據答題正確與否將所有答案正確的題數累加起來，形成一政治知識的量表 (例如：林瓊珠 2005；林聰吉、王淑華 2007)。大多數的累加量表皆假定每個题目的權重相同，即 $w_1 = w_2 = \dots = w_p = 1$ 。

MacIntosh 2013)。

第二種指標是效果指標，效果指標也是社會科學與行為科學研究中常見的指標類型，效果指標的模型可以式 (5) 表示如下：

$$x_{i,j} = \alpha_j + f(\theta_i) + u_j, \quad (5)$$

其中 α_j 為截距項， $f(\cdot)$ 表示一函數形式， u_j 表示測量誤差。若 $f(\cdot)$ 為一線性函數，則式 (5) 可以式 (6) 表示：

$$x_{i,j} = \alpha_j + \lambda_j \theta_i + u_j, \quad (6)$$

其中 λ_j 表示單一面向潛在變數 θ_i 對指標 $x_{i,j}$ 的影響「負荷」(loading) 參數。式 (6) 所呈現潛在變數與測量指標的關係為，潛在變數 θ_i 和誤差項 u_j 同時決定觀察單位 i 在 p 個測量指標的數值。換句話說，這裡不同的外顯變數 $x_{i,1}, x_{i,2}, \dots, x_{i,p}$ 都是測量潛在變數 θ_i 的指標，而每個指標都存在其測量誤差 u_1, u_2, \dots, u_p 或「獨特因素」(unique factors)。⁴同樣地，若令 $p = 3$ ，則效果指標模型中，潛在變數與外顯變數之間的關係可以圖 1 中右方的圖表示。效果指標模型與合成指標模型的最大差異在於前者使用測量指標估計潛在變數的數值，而後者則以合成指標取代潛在變數。在效果指標的模型中，增加或減少測量指標可能改變潛在變數的估計值，但由於潛在變數估計值的變化取決於指標的信度與效度（或難易度與鑑別度），由不同指標估計的潛在變數數值是可以進行比較的 (Pietryka and MacIntosh 2013)。

二、測量誤差在迴歸分析的影響

在一般的線性迴歸分析中，若解釋變數 (explanatory variables) 包含測量誤差，則可能會產生偏誤的估計 (biased estimation)，進而導致錯誤的推論 (Achen 1985;

⁴對所有的 $j \neq k$ ，若假定 $\mathbb{E}(u_j) = 0$ 、 $\text{Cov}(u_j, u_k) = 0$ ，且 $\text{Cov}(\theta, u_j) = 0$ ，則式 (6) 等於一個單因子因素分析模型 (single-factor analysis models)。若外顯變數 $x_{i,1}, x_{i,2}, \dots, x_{i,p}$ 為類別變數，則式 (6) 可以「項目反應理論」(item response theory) 的二參數模型表示。例如，當 $x_{i,j}$ 為二元指標 (binary indicators) 時，則二參數模型為 $\Pr(x_{i,j} = 1 | \alpha_j, \lambda_j, \theta_i) = F(\lambda_j(\theta_i - \alpha_j))$ ，其中 $F(\cdot)$ 為一累積分佈函數、 α_j 為表示項目難易度 (item difficulty) 的未知參數，而 λ_j 為表示項目鑑別度 (item discrimination) 的未知參數。

King, Keohane, and Verba 1994)，而同樣的問題也會發生在非線性的模型中（Carroll et al. 2006）。為清楚地呈現測量誤差對迴歸係數估計的影響，以下將以簡單線性迴歸模型為例，說明迴歸係數估計誤差的來源。假設研究者現在感興趣的是潛在變數 θ_i 對一結果變數（outcome variable） y_i 的影響，其中 $i = 1, 2, \dots, n$ 。但由於研究者無法直接觀察潛在變數，因此使用一個指標 x_i 測量此潛在變數，則此簡單線性迴歸模型的設定如下：

$$y_i = \beta x_i + \varepsilon_i, \quad (7)$$

假設此測量指標與潛在變數的關係如式 (1) 所示為 $x_i = \theta_i + \delta_i$ ，將此關係式代入式 (7) 可得式 (8) 如下：

$$\begin{aligned} y_i &= \beta(\theta_i + \delta_i) + \varepsilon_i \\ &= \beta\theta_i + v_i, \end{aligned} \quad (8)$$

其中 $v_i = \beta\delta_i + \varepsilon_i$ 。假設對所有的觀察單元 i 而言， $\text{Cov}(\theta_i, v_i) = \text{Cov}(\theta_i, \delta_i) = 0$ ，則 β 的最小平方估計值 $\hat{\beta}^{\text{OLS}}$ 如下（King, Keohane, and Verba 1997: 167）：

$$\hat{\beta}^{\text{OLS}} = \frac{\sum_{i=1}^n \theta_i y_i}{\sum_{i=1}^n \theta_i^2 + \sum_{i=1}^n \delta_i^2}, \quad (9)$$

根據式 (9)，當測量誤差不存在，也就是當 x 是一個完美的測量指標（ $x = \theta$ ）時，或者說研究者可以直接地觀察到潛在變數，則測量誤差的期望值與變異數皆為 0，即 $\sum_{i=1}^n \delta_i^2 = 0$ ，因此迴歸係數 $\hat{\beta}^{\text{OLS}}$ 為一不偏估計值。然而，只要研究者無法直接觀察潛在變數而必須使用測量指標時，即使此測量指標是不偏的，迴歸係數估計值 $\hat{\beta}^{\text{OLS}}$ 仍舊會是一偏誤的估計值，而此偏誤來源為測量誤差的變異程度 $\sum_{i=1}^n \delta_i^2$ ，此變異程度同時也代表測量指標 x_i 的變異程度。

關於潛在變數的測量，前曾提及可以使用合成指標或效果指標。當研究者使用合成指標時，可能會因為下列問題而導致錯誤的推論。第一，當假定合成指標不存在測

量誤差（如式 (2) 或式 (3) 所示），但實際上測量誤差卻存在時，如同式 (9) 所示，則迴歸參數的估計值是偏誤的。第二，當使用合成指標取代潛在變數，若合成指標因為權重的選擇而使得合成指標與潛在變數差異過大時，則統計分析所發現的可能不是潛在變數與結果變數之間的關係，而是一個不同於潛在特質的變數與結果變數之間的關係（如式 (4) 中的 C_i ）。

當研究者使用效果指標並且評估潛在變數對結果變數的影響時，其中一種較常見的做法是分成兩個階段進行。在第一個階段，藉由使用測量模型如因素分析或項目反應理論估計潛在變數的數值。由於效果指標將測量誤差考慮在內，且沒有武斷地選擇權重，因此在潛在變數的估計方面會較合成指標為佳。在第二個階段，則使用這些潛在變數的估計值去評估潛在變數對結果變數的影響。然而，此兩階段估計方法同樣可能存在迴歸係數的估計是偏誤的問題，其原因在於研究者在第一階段所得的潛在變數估計值同樣存在誤差，但此誤差並未納入第二階段的分析中。即 $\hat{\theta}_i = \theta_i + \hat{\delta}_i$ ，其中 $\hat{\theta}_i$ 為潛在變數的估計值， θ_i 為潛在變數的真值，而 $\hat{\delta}_i$ 為估計值與真值的誤差。因此，即使 $\mathbb{E}(\hat{\theta}) = \theta$ ，如同式 (7)、式 (8) 與式 (9) 所表達的， $\hat{\delta}_i$ （或 $\hat{\theta}_i$ ）的變異程度或不確定性會造成偏誤的迴歸係數估計。

在討論了測量指標、測量誤差及其對於潛在變數評估影響的相關問題之後，下節將簡述目前既有文獻中，關於台灣民眾統獨立場的測量類型，並結合本節所述有關合成指標與效果指標的測量模型，探討既有統獨測量的問題。

參、統獨立場的測量

關於台灣民眾的統獨立場，不論是在政治實務或學術研究層面，在台灣民主化過程中皆有相當程度的重要性。就實際選舉過程而言，民眾在統獨立場上的選擇與偏好差異，是政黨作為選舉動員的策略依據，亦是台灣社會分歧的重要來源之一；從學術領域的選舉研究來看，民眾的統獨偏好則經常被研究者用來作為解釋其政黨支持與投票選擇的關鍵因素。因此，有眾多國內外學者致力於此一議題的探討（Hsieh 2005; Hsieh and Niou 1996; Rigger 2001; Schubert 2004; 陳文俊 1995；徐火炎 1996；陳陸輝、耿曙、王德育 2009）。

觀諸政治學界對統獨議題的探討，從個體層次民意調查資料探究民眾統獨立場，可謂近二十年來學術研究之主流，且已累積相當豐碩成果，相關研究大致上包含兩個層面的探討：統獨立場的「測量」與「影響」。就測量層面來看，牽涉到如何有效探究民眾心中對於兩岸未來發展的真正意向，且既有測量形式究竟是呈現民眾統獨偏好的真實理念價值、抑或只是外在現實條件下的務實考量、抑或同時融合兩者，種種皆凸顯了統獨測量的概念複雜性與缺乏共識。因此在測量層次的探討，相關研究主要涉及測量理論中信度與效度兩大指標的探討，聚焦於如何發展適當的統獨測量題目以及各種不同類型測量的信度與效度（Chu 2004; Hsieh and Niou 2005; Niou 2004, 2005, 2008; Rigger 1999; 2001; 吳乃德 1992; 俞振華、林啟耀 2013; 耿曙、劉嘉薇、陳陸輝 2009; 張佑宗 2006; 游清鑫、林長志、林啟耀 2013; 黃旻華 2006; 劉嘉薇、耿曙、陳陸輝 2009; 蕭怡靖 2006; 蕭怡靖、林聰吉 2013; 蕭怡靖、游清鑫 2012），以求能更有效地瞭解民眾的真實統獨立場。

至於探究民眾統獨立場對政黨政治競爭、選民投票行為、甚至兩岸關係等面向之「影響」的相關研究，同樣已累積為數可觀的研究成果（Chang and Wang 2005; Chu 2004; Corcuff 2002; Hsieh 2005; Hsieh and Niou 1996; Niou and Paolino 2003; Schubert 2004; Tsai 2008; Wang 2001; Yu 2005; 吳玉山 1999; 徐火炎 1996, 2004; 盛杏媛 2002; 盛杏媛、陳義彥 2003; 陳文俊 1995; 陳陸輝、耿曙、王德育 2009）。相對於在測量層次上的複雜性，既有經驗研究對於民眾統獨立場的影響，在資料分析的運用上卻是相對單純。例如國內政治學界最重要的民意調查資料庫之一的「台灣選舉與民主化調查」（TEDS），在每波調查中皆會涵蓋不同形式的統獨測量，研究者可依其需要自行決定以單一題目之測量、亦或者融合不同測量成為新統獨立場，作為民眾在統獨議題上的「真實態度」，然後以之為解釋變數納入其研究的統計模型中，分析統獨立場如何影響民眾的投票選擇、政黨認同與支持等。大體而言，這為數眾多的文獻皆已證實了統獨議題立場的顯著影響。因此，本文的研究核心將置於測量層次上，從前文所述之潛在變數與測量誤差的角度出發，探討既有統獨立場測量的可能問題並提出解決方法，同時進一步以選民的政黨偏好來加以檢證。

一、主要統獨測量型態的簡要回顧

檢視目前學界最常見用以測量台灣民眾統獨立場的方式，包含三大類型：第一，以類似「情感溫度計」(feeling thermometer) 0 至 10 的類等距尺度測量，作為統獨單一面向光譜的兩端，以 0 為儘快獨立，10 為儘快統一，要求受訪者自我定位在此一光譜上的位置（以下簡稱統獨立場溫度計）；⁵第二，屬於結合時間面向及態度強弱的傳統六分類量表，詢問民眾「關於臺灣和大陸的關係，這張卡片上有幾種不同的看法：1. 儘快統一；2. 儘快獨立；3. 維持現狀，以後走向統一；4. 維持現狀，以後走向獨立；5. 維持現狀，看情形再決定獨立或統一；6. 永遠維持現狀。請問您比較偏向哪一種？」（以下簡稱傳統六分類測量），此種測量形式同樣是將統一與獨立視為單一面向兩極的互斥選項。第三種常見的統獨測量型態，則是以加入若干「條件情境」作為未來兩岸統獨的前提條件，探詢受訪者的統獨意願，藉此瞭解民眾統獨偏好背後的感性與理性考量，本文稱之為「條件式統獨測量」。

前兩種類型之統獨測量，廣被台灣政治學界所使用，如國立政治大學選舉研究中心致力於研究民眾統獨立場等重要政治態度的長期調查，亦是使用傳統六分類測量（陳陸輝、周應龍 2004；陳陸輝、耿曙 2009）。⁶而 TEDS 也自 2001 年執行第一次調查起，便長期使用統獨立場溫度計與傳統六分類測量，作為調查民眾統獨立場的核心問題。由於兩種測量型態分屬不同的測量尺度，也包含不同面向的統獨訊息（強弱與時間因素），這樣的差異設計可以讓研究者在進行資料分析時，更有彈性地適用到各種統計方法。然而這兩種統獨測量，基本上皆假定民眾對於統獨問題的看法，是建構於單一議題面向的基礎上，如同是光譜兩端的測量，而民眾在回答此問題時可能因為夾雜各種理性或感性的評估與價值，使得多數民眾回答傾向集中在光譜位置 5 的中間立場上或「維持現狀，看情形再決定獨立或統一」、「永遠維持現狀」，然而這是否便是民眾在統獨議題偏好上的真實態度，卻引起頗多爭議，因此後續才有因應上述兩種傳統測量之不足而發展出來的條件式統獨測量。

⁵此一情感溫度計的統獨測量，其原始測量語句如下：「我們社會上的人常討論中國統一與台灣獨立的問題，有人主張台灣應該儘快宣佈獨立；也有人認為兩岸應該儘快統一；還有人的看法是在於這兩種看法之間。如果主張台灣應該儘快宣佈獨立的看法在一邊，用 0 表示；認為兩岸應該儘快統一的想法在另一邊，用 10 代表。那麼，請問您比較靠哪裡？」。

⁶有關國立政治大學選舉研究中心所進行關於台灣民眾重要政治態度的長期趨勢調查，可參閱該中心網站：<http://esc.nccu.edu.tw/modules/tinyd2/index.php?id=3>。

條件式統獨測量最早由吳乃德（1993）於九〇年代初所提出，其創設兩種條件情境的統獨測量，以之發展其關於台灣民眾國家認同與民族主義的若干研究（吳乃德 1993；1996；2005），並開展了後續學者在統獨議題之「理念價值」與「務實考量」的廣泛討論。吳乃德式的統獨條件測量，是提供民眾兩種現實條件：「中共武力犯臺」與「兩岸政經落差」，作為其思考統獨偏好的前提。此統獨條件測量詢問受訪者兩個問題：「有些人說：『如果臺灣宣布獨立之後仍然可以和中共維持和平的關係，那麼臺灣就應該獨立成為一個新國家。』請問你是不是贊成他們的想法？」以及「有些人說：『如果臺灣和大陸兩地在經濟、社會、政治各方面的條件相當，那麼兩岸就應該統一。』請問你是不是贊成他們的想法？」（1993, 46），並依照民眾在這兩題的回答建構出台灣社會三種不同的民族主義類型。後續有 Chu(2004) 同樣利用這兩個條件式問句，進一步擴張成統獨立場的九種分類，以及劉嘉薇、耿曙、陳陸輝（2009）利用這兩個條件問句結合傳統六分類測量，來解構六分類測量中比例頗高的維持現狀類別，使其能進一步歸併入統一或獨立的立場，但就統獨測量本質來說，都與吳乃德所首創的測量並無二致，且仍然屬於將統一與獨立置於同一光譜上的測量型態。

條件式統獨測量的進一步突破，乃 Niou(2004) 為彌補上述吳乃德式測量的不足，⁷在其基礎之上，除了略微修改既有條件語句用詞之外，並加入兩道反向測量的題目，使條件式統獨測量在捕捉民意分佈上更加周全。在中共武力犯台可能性的兩道題目，分別為：「如果台灣宣布獨立會引起大陸攻打台灣，請問您贊不贊成台灣獨立？」、「那如果台灣宣布獨立，而大陸不會攻打台灣，請問您贊不贊成台灣獨立？」，而兩岸政經落差面向的兩題則是：「如果台灣和大陸在政治、經濟、社會各方面的條件差別很大時，請問您贊不贊成台灣和大陸統一？」、「那如果台灣和大陸在政治、經濟、社會各方面的條件差不多時，請問您贊不贊成台灣和大陸統一？」。與統獨立場溫度計及傳統六分類測量不同的是，Niou 的四題條件式測量是將統一與獨立視為兩個不同但未必互斥的議題面向，統一與獨立成為民眾的「條件式偏好」，在不同條件前提下，一個人可能既是統一支持者也是獨立支持者。

更具體而言，在 Niou 的相關研究中（Hsieh and Niou 2005; Niou 2004; 2005;

⁷吳乃德的兩題條件式測量，僅設定正向之現實條件，讓民眾思考其統獨偏好並做出選擇，有效降低傳統六分類測量中多數民眾可能因夾雜務實因素而選擇趨中立場的現象。然而，卻也可能排除了原具有統一或獨立偏好的民眾，在考慮了現實條件後轉向維持現狀的可能性（Hsieh and Niou 2005: 168）。

2008)，將統獨視為兩個面向之測量，藉由民眾在中共武力犯台可能性之兩道題目的答案，建構出「獨立」單一面向的條件式偏好三分類：「無條件接受獨立」、「有條件接受獨立」、以及「不接受獨立」；相同地，兩岸政經差異的兩個題目則可建構民眾在「統一」面向上的「無條件接受統一」、「有條件接受統一」、以及「不接受統一」三分類。若因應分析之需要，則可更進一步將這兩面向交叉分析，九宮格中的類別即可依其涵義再次歸併為：「僅接受獨立」、「視條件贊成統一或獨立」、及「僅接受統一」（以下簡稱新條件測量三分類）。某種程度上，Niou(2008)的此種處理方式是試圖將條件式測量結果的運用，回歸到單一面向光譜的運用，以利後續資料分析時能以單一變數形式放入統計模型中（作為結果變數），因此不難發現 Niou 的分析中排除了九宮格中屬於既有條件下「既不接受統一、也不接受獨立」的維持現狀類別。此外，Hsieh and Niou(2005)也曾以新條件測量三分類，結合傳統六分類測量，重新組合成單一面向的統獨五分類：「強烈獨立支持者」、「弱獨立支持者」、「維持現狀支持者」、「弱統一支持者」、以及「強烈統一支持者」。

總結上述，綜觀這諸多運用條件式語句重新建構的統獨測量，皆是說明既有傳統六分類測量上之不足，而此不足之處在於多數研究者認為回答「維持現狀，看情形再決定獨立或統一」或「永遠維持現狀」的民眾並非真的不具有統一或獨立的立場，而是因為傳統六分類測量無法正確反映民眾的偏好。而在後續的研究中，證明新條件式統獨測量，所得之結果要比傳統六分類測量對諸如政黨支持或其他議題態度等，在統計上皆具有較佳的解釋力（Hsieh and Niou 2005; Niou 2004; 2005; 2008）。⁸

二、潛在統獨立場的測量

根據本文第二節的討論，我們可以將前述統獨立場溫度計、傳統六分類測量，以及條件式統獨測量三種測量類型形式化。首先，依其量表建構的方式，統獨立場溫度

⁸除了條件式語句測量，目前一種新型態的「統獨偏好排序式測量」亦正在發展中。此種測量是建立在傳統六分類測量的基礎之上，蕭怡靖與游清鑫（2012）另發展出「正面追問」以及「反面探詢」的兩道題目，在受訪者回答了傳統六分類之題目後，正面追問「除了這個立場，請問您還能接受哪一種」，以及反面探詢「那請問您最不能接受哪一種」，藉以解構中間位置的維持現狀，並建構出新的統獨六分類。在 TEDS2013 中，亦已開始將此種正反面追問的偏好排序式測量題目納入問卷之中。不過大致上，就概念測量之本質而言，本文認為此種測量型態仍屬於傳統六分類測量的範疇。

計與傳統六分類測量皆屬於合成指標，並可以下列方程式表示：

$$C_i^{\text{tondu}} = wx_i, \quad (10)$$

其中式 (10) 所呈現測量指標 x_i 與統獨立場合成指標 C_i^{tondu} 的關係與式 (4) 的差異，在於統獨立場溫度計與傳統六分類測量僅使用單一測量指標建立合成指標，因此權重 $w = 1$ 。而統獨立場溫度計與傳統六分類測量的不同在於其分屬不同的測量尺度，目前大部份的研究將前者視為「區間尺度」(interval scale)，將後者視為「名目尺度」(nominal scale)。

至於條件式統獨測量，以 TEDS2013 的問卷為例，在中共武力犯台的兩道題目為：「有人主張如果台灣宣布獨立後，仍然可以和中國大陸維持和平的關係，則台灣應該成為一個新國家，請問您同意還是不同意這種主張？」、「有人主張就算台灣宣布獨立後，會引起中國大陸攻打台灣，台灣還是應該成為一個新國家，請問您同意還是不同意這種主張？」，分別以 x_1 、 x_2 表示；而兩岸政經落差的兩題則是：「有人主張如果中國大陸和台灣在經濟、社會、政治各方面的條件相當，則兩岸應該統一，請問您同意還是不同意這種主張？」、「有人主張就算中國大陸和台灣在經濟、社會、政治各方面的條件差別相當大，兩岸還是應該統一，請問您同意還是不同意這種主張？」，分別以 x_3 、 x_4 表示。不論是 Chu(2004) 利用兩道問題建構的統獨立場九分類或是 Niou 在其相關研究中 (Hsieh and Niou, 2005; Niou 2004; 2005) 使用四道題目建立的新條件測量三分類，皆屬於合成指標，分別以 C_i^{chu} 與 C_i^{niou} 表示。在選擇適當的變數編碼與權重之後，此兩種合成指標類型可以下列線性關係表示：

$$C_i^{\text{chu}} = w_1x_{i,1} + w_2x_{i,3}, \quad (11)$$

$$C_i^{\text{niou}} = v_1x_{i,1} + v_2x_{i,2} + v_3x_{i,3} + v_4x_{i,4}, \quad (12)$$

其中 $w_1, w_2, v_1, v_2, v_3, v_4$ 表示事先決定的權重。由於 C_i^{chu} 為類別尺度的統獨類別，而 C_i^{niou} 為順序尺度的統獨分類，後者在變數編碼與權重的選擇上較前者有較多的限制。其他結合傳統六分類與條件式統獨測量的統獨分類方式 (如 Hsieh and Niou 2005; 劉嘉薇、耿曙、陳陸輝 2009) 也都屬於合成指標的範疇，不同之處在於變數編碼與權重

的選擇。隨著對合成指標的衡量尺度要求越高，變數編碼與權重選擇的限制也越多，而這些選擇對於指標的影響也越大。

上述各種統獨測量類型依賴不同的測量指標而建構不同的統獨立場合成指標，然而，從式 (10)、式 (11) 與式 (12) 可以發現這些統獨測量類型的建構皆假定所使用的測量指標能夠正確無誤地捕捉到民眾的真正統獨立場，亦即假定沒有測量誤差的存在。然而，測量誤差不存在的假定卻可能在建構統獨類別時發生下列的問題。第一，由於假定測量誤差不存在，即使研究者認為受訪者的回答並不是正確地反映其真實立場，在建立民眾的統獨立場量表時，便受限於實際資料的分佈情況。例如：在使用統獨立場溫度計時，相當高比例的受訪者在光譜位置 5 的中間立場上；在傳統六分類的測量中，多數民眾回答集中在「維持現狀，看情形再決定獨立或統一」以及「永遠維持現狀」；在條件式統獨測量方面，對於在 x_1 回答不同意，但是在 x_2 回答同意的受訪者，或是在 x_3 回答不同意，但是在 x_4 回答同意的受訪者，只能以不合常理的理由將這些觀察值排除 (Niou, 2004; 2005)。

第二，測量指標和權重的選擇會嚴重地影響統獨立場量表（或分類）的結果。前曾提及，合成指標並不等於潛在變數，所以不同的測量指標組成所產生的合成指標可能會產生相當不同的結果。首先，以 Chu(2004) 的統獨九分類為例，以 x_1 和 x_3 所建構的類別，在分佈上可能與以 x_2 和 x_4 或其他組合（如 x_1 和 x_4 以及 x_2 和 x_3 ）所建構的類別產生相當不同的結果。即使不同組合所建構的類別代表的涵義可能不盡相同，但是在沒有理論的依據下，任意選擇其中某一種組合將台灣民眾進行分類不僅過於武斷，而且也很難解釋不同組合所建構的類型之間的關係。其次，以劉嘉薇、耿曙、陳陸輝（2009）結合傳統六分類與條件式測量所建立的「新統獨六類」為例，該文作者以四個步驟區別「務實」與「理念」的統獨立場。在不同步驟所使用的測量指標反映的是作者對這些指標賦予的「權重」，如果將這些步驟進行的順序稍作調整，很有可能就會改變新統獨六類的分佈情況。此外，將不具有時間因素的條件式測量賦予時間因素，並與傳統六分類結合，這可能使得合成指標因為包含不同面向的潛在變數而產生問題。

雖然上述問題不必然在後續的迴歸分析中產生極大的影響，但這並不表示此問題不存在，在未能確知測量誤差以及測量指標與權重的選擇會如何影響量表的建構或是

後續的分析時，應該要避免太過嚴格的假定以及過於武斷的選擇。本文認為不論是使用統獨立場溫度計、傳統六分類測量、條件式統獨測量、亦或是前三者的混合，不存在測量誤差的假定似乎過於理想。此外，在沒有理論依據下，選擇特定的測量指標與權重，研究者並不知道這樣的選擇是否會影響結果。因此，本文首先假定這三種統獨立場測量類型所使用的測量指標皆存在測量誤差，以潛在變數模型處理測量誤差的問題，並利用觀察資料估計各題目的「權重」。其次，本文假定台灣民眾的統獨立場為位於單一面向光譜上的連續性潛在變數，在此光譜的左方為傾向統一，右方為傾向獨立。⁹最後，由於過去的研究顯示條件式統獨測量能夠有效地排除受訪者因為「務實考量」無法反映其真實立場的問題，因此，本文採用 TEDS2013 中四題條件式統獨測量做為主要分析的測量指標。這四道題目分別以 $x_{i,1}, x_{i,2}, x_{i,3}, x_{i,4}$ 表示（此處符號意義與前述的 x_1, x_2, x_3, x_4 相同，只是另加入一下標 i 來代表觀察單元），其中對 $j = 1, 2, 3, 4$ 而言，以 $x_{i,j} = 1$ 表示同意，以 $x_{i,j} = 0$ 表示不同意。如此，本文所使用的測量模型可以項目反應理論的二參數模型表示如下：

$$\pi_{i,j} = \Pr(x_{i,j} = 1 | \theta_i, \alpha_j, \lambda_j) = \Phi[\lambda_j(\theta_i - \alpha_j)], \quad (13)$$

其中函數 $\Phi(\cdot)$ 表示標準常態分佈的累積分佈函數， α_j 為項目難易度的未知參數，而 λ_j 為項目鑑別度的未知參數。

根據這四道條件式題目的語句和設計將其置於單一面向統獨光譜上，首先，我們預期 $x_{i,1}$ 和 $x_{i,2}$ 的鑑別度參數是正數，表示當受訪者在統獨立場的面向上越傾向獨立，則在此兩道題目回答同意的機率越高；相反地，我們預期 $x_{i,3}$ 和 $x_{i,4}$ 的鑑別度參數是負數，表示當受訪者在統獨立場的面向上越傾向獨立，則在此兩道題目回答同意的機率越低。其次，我們預期 $x_{i,2}$ 的難易度參數會是這四道題目中最高的，亦即， $x_{i,2}$ 會位在統獨光譜上的最右側，其意為只有強烈傾向獨立的受訪者才有較高的機率回答同意；同樣地，我們預期 $x_{i,4}$ 的難易度參數會是這四道題目中最底的，即 $x_{i,4}$ 會位在統獨光譜上的最左側，表示只有強烈傾向統一的受訪者才有較高的機率回答同意。

⁹本文作者以 Niou(2004; 2005) 所建立的台灣獨立指標與兩岸統一指標進行兩者的獨立性檢定，發現兩者之間是存在關聯性的。更具體地說，資料顯示越傾向台灣獨立的受訪者越不接受兩岸統一，反之亦然。因此，本文認為台灣民眾統獨立場為單一面向的假定是較適當的。

此外，由於我們無法確定 $x_{i,1}$ 和 $x_{i,3}$ 在難易程度上的位置，所以這四道題目的項目特徵曲線 (item characteristic curves) 如圖 2 所示有以下三種可能性：第一，如圖 2 左方所示， $x_{i,1}$ 的難度較 $x_{i,3}$ 高，表示位於統獨光譜中間的受訪者對於這四道題目的答案皆有相當低的機率回答「同意」，也就是說這些民眾是既不接受統一也不接受獨立的「維持現狀」支持者。第二，如圖 2 中間所示， $x_{i,1}$ 的難度較 $x_{i,3}$ 低，意即位於統獨光譜中間的受訪者有相當低的機率回答同意 $x_{i,2}$ 和 $x_{i,4}$ 的主張，但是卻有相當高的機率回答同意 $x_{i,1}$ 和 $x_{i,3}$ 的主張，也就是說，這些受訪者同時接受「有條件接受獨立」以及「有條件接受統一」的主張。最後，如圖 2 右方所示， $x_{i,1}$ 與 $x_{i,3}$ 的難度相當，表示位於統獨光譜中間的受訪者有相當低的機率回答同意 $x_{i,2}$ 和 $x_{i,4}$ 的主張，但有較高的機率同意 $x_{i,1}$ 或 $x_{i,3}$ 的主張，因此，這些受訪者只接受「有條件接受獨立」，亦或是「有條件接受統一」的主張。

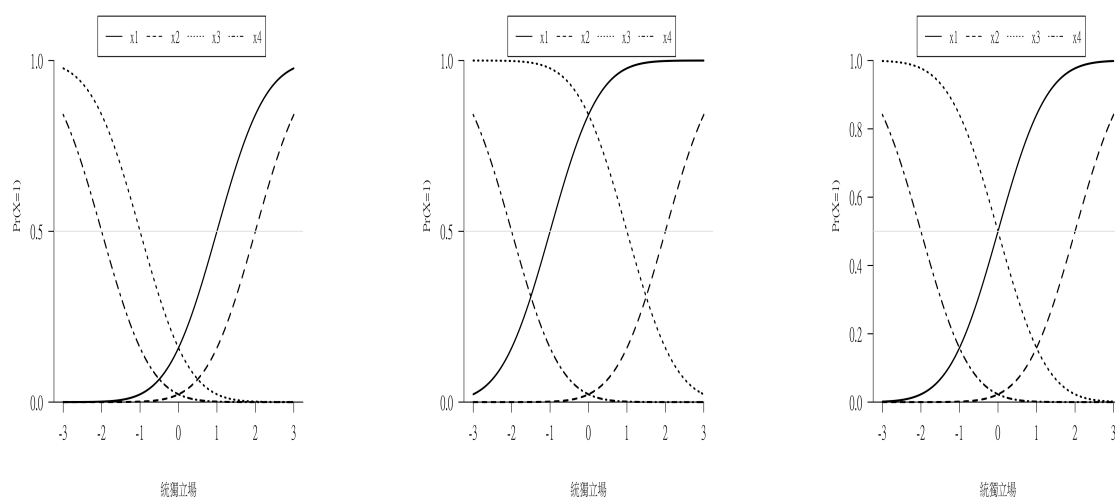


圖 2：條件式統獨測量題目的項目特徵曲線。左圖表示不統不獨的中間立場；中圖表示可統可獨的中間立場；右圖表示條件統獨的中間立場。

資料來源：作者自繪。

式 (13) 所表示包含測量誤差的測量模型有以下優點：第一，此模型屬於效果指標模型，如前所述，效果指標與目前大多數研究所使用的合成指標的差異在於效果指標模型提供的是潛在變數的估計值，而非一取代潛在變數的合成指標。第二，對於提供不合常理答案的受訪者，我們可以從機率模型的角度將其回答視為測量誤差的結果。

若從圖 1 來看，回答模式為 $x_{i,1} = 0$ 且 $x_{i,2} = 1$ 的受訪者不僅可能存在，這樣的受訪者的統獨立場可能位於光譜中間或是光譜右方，端視這些題目的難易度與鑑別度。如此，這些受訪者不會因其回答的答案不合常理而被排除在分析之外。最後，我們也可以根據項目反應模型的參數估計結果，推論位於光譜中間的受訪者的立場為何。若資料的分析結果如圖 2 中左方的圖，表示位於光譜中間的受訪者可能主張「不統不獨」；若分析結果如圖 2 中間的圖所示，則位於光譜中間的受訪者即部分研究者所謂的「可統可獨」；若分析結果如圖 2 中右方的圖，位於光譜中間的受訪者其統獨立場是「有條件接受獨立」或「有條件接受統一」。這樣的分類是透過潛在變數模型根據所有觀察資料的資訊，估計各個題目的項目難易度與項目鑑別度以及民眾的潛在統獨立場，而非研究者在可能缺乏理論依據下根據自身判斷選擇測量指標、權重而建立的。

為了比較以式 (13) 所表示的測量模型建立的統獨立場量表與其它同樣以條件式統獨測量建立的量表，本文將檢視上述兩種統獨立場量表建構方式對政黨偏好影響的差異。同時，簡化的政黨偏好分類能有助於凸顯本文所欲表達的主要論點，因此後續分析將政黨偏好簡化成兩個類別，一為偏向泛藍陣營的政黨，包含國民黨、新黨與親民黨；另一為偏向泛綠陣營的政黨，包含民進黨與台灣團結聯盟。

肆、廣義之潛在變數模型及其在統獨立場之應用

前曾提及，當研究者使用測量指標，不論是合成指標或效果指標，在評估潛在變數對結果變數的影響時，可能產生偏誤的迴歸係數估計，而此偏誤來自於潛在變數估計值的變異程度或不確定性。因此，若要有效地評估潛在變數對結果變數的影響，則較適當的做法是將此不確定性納入模型參數的估計過程 (Jackman, 2008)。以下將從廣義潛在變數模型以及貝氏推論的觀點，說明如何執行。

一、廣義潛在變數模型

廣義潛在變數模型包含測量模型與結構模型，測量模型是將潛在變數與測量指標之間的關聯性模型化，而結構模型則在闡明（潛在）解釋變數與（潛在）結果變數之間的關係。此模型化策略的優點在於能夠處理連續性與間斷性的測量指標以及潛在變

數，並且在評估結構模型參數時，同時將測量誤差考慮在內。由於廣義潛在變數模型與結構方程模型（structural equation modeling, SEM）有相似之處，以下從結構方程模型出發來理解廣義之潛在變數模型。¹⁰

首先，我們考慮一個一般的結構方程模型，其使用時機是當線性迴歸模型中的解釋變數無法被完美地測量。一般的結構方程模型包含兩部分：測量方程式（measurement equation）與結構方程式（structural equation）。假設解釋變數為不可觀察的潛在變數，則測量方程式經由驗證性因素分析模型連結不可觀察的潛在變數和測量潛在變數的外顯變數，此外，為達解釋上的目的，假設潛在變數為單一面向，則對所有觀察單位 i ，測量方程式可以式 (14) 表示：

$$x_{i,j} = \alpha_j + \lambda_j \theta_i + u_j \quad (14)$$

其中 $j = 1, 2, \dots, p$ 。這裡式 (14) 和式 (6) 相同，表示以效果指標估計潛在變數。而結構方程式則在闡明潛在解釋變數 θ_i 與可觀察的結果變數 y_i 之間的關係，此關係可以式 (15) 表示：

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 \theta_i + \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_i. \quad (15)$$

式 (15) 中的 β_0 為截距項， β_1 為潛在變數的迴歸係數， \mathbf{Z}_i 為表示其它可觀察解釋變數的矩陣， $\boldsymbol{\gamma}$ 為其迴歸係數， ε_i 為誤差項（error terms）。

廣義潛在變數模型是結構方程模型與廣義之線性模型的結合，即是將線性模型的假設擴展到非線性模型。在一般結構方程模型的設定中，研究者假定 y 和 x 皆為連續變數，而且假定這些變數為常態分配。若我們將廣義線性模型應用到測量方程式時，則此測量部分的應用可以擴展到類別的結果變數（Moustaki and Knott 2000）。同樣地，若我們將廣義之線性模型應用到結構方程式時，則我們所關心的變數之間的關係就不侷限在線性關係。如同一般的非線性迴歸模型，可以利用

¹⁰結構方程模型同樣包含測量模型與結構模型，由於目前常見的用法是以結構方程模型指涉包含驗證性因素分析（confirmatory factor analysis）與路徑分析（path analysis）（Joreskog 1973; Kaplan 2008; Kline 2010; Lee 2007）的模型。本文以廣義潛在變數模型指涉可處理連續或類別測量指標，連續或間斷潛在變數的模型，此節有更進一步的說明。

連結函數 (link function) 將模型之系統部分 (systematic component) 與隨機部分 (random component) 的條件期望值連結起來 (McCullagh and Nelder 1989; 黃紀、王德育 2012)。如此，則式 (14) 可以被發展為

$$\mathbb{E}(x_{i,j}|\alpha_j, \lambda_j, \theta_i) = g^{-1}(\alpha_j + \lambda_j\theta_i), \quad (16)$$

而式 (15) 可以被發展為

$$\mathbb{E}(y_i|\theta_i, \mathbf{Z}_i) = h^{-1}(\beta_0 + \beta_1\theta_i + \mathbf{Z}_i\boldsymbol{\gamma}), \quad (17)$$

式 (16) 和式 (17) 中的 $g(\cdot)$ 和 $h(\cdot)$ 為連結函數。將式 (16) 和式 (17) 結合在一起，即是一個特殊例子的廣義潛在變數模型。

根據本文第三節的討論，測量方程式乃以四題條件式題目建立民眾潛在的統獨立場量表。此處加入結構方程式以評估民眾的統獨立場是否影響其對泛藍與泛綠兩大陣營的偏好。此處以 $y_i = 1$ 表示受訪者偏向泛藍陣營， $y_i = 0$ 表示受訪者偏向泛綠陣營。由於 y_i 為二元變數 (binary variable)，因此本文以 logit 為連結函數，則模型為

$$\begin{aligned} \Pr(x_{i,j} = 1|\alpha_j, \lambda_j, \theta_i) &= \Phi[\lambda_j(\theta_i - \alpha_j)] \\ \Pr(y_i = 1|\beta_0, \beta_1, \boldsymbol{\gamma}, \theta_i, \mathbf{Z}_i) &= \Lambda(\beta_0 + \beta_1\theta_i + \mathbf{Z}_i\boldsymbol{\gamma}), \end{aligned} \quad (18)$$

其中第一個方程式以項目反應理論的二參數模型呈現測量指標與潛在變數、項目參數之間的關係，且 $j = 1, 2, 3, 4$ ；第二個方程式中的 $\Lambda(\cdot)$ 為 logistic 的累積分佈函數。

二、貝氏估計與潛在變數模型

貝氏統計的核心概念是將所有未知的變數皆視為可被估計的「參數」(parameters)，例如模型參數與潛在變數，在此以 $\boldsymbol{\xi} = (\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\lambda}, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\gamma})$ 表示模型參數，其中 $\boldsymbol{\alpha} = (\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4)$ 、 $\boldsymbol{\lambda} = (\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4)$ 、 $\boldsymbol{\beta} = (\beta_0, \beta_1)$ ；以 $\boldsymbol{\theta} = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n)$ 表示潛在變數，其中 n 為樣本數。對於所有的未知參數皆會有機率分配的假設，此機率分配被稱

為「事前分配」(prior distributions)，以 $p(\boldsymbol{\xi}, \boldsymbol{\theta})$ 表示。¹¹ 此事前分配可以根據我們觀察到的資料 $\mathbf{Y} = (\mathbf{x}, \mathbf{Z}, \mathbf{y})$ 而修正或「更新」(updated)，此更新後的機率分配被稱為「事後分配」(posterior distributions)，以 $\pi(\boldsymbol{\xi}, \boldsymbol{\theta} | \mathbf{Y})$ 表示。這個機率分配的更新過程可以式 (19) 表示：

$$\pi(\boldsymbol{\xi}, \boldsymbol{\theta} | \mathbf{Y}) \propto p(\boldsymbol{\xi}, \boldsymbol{\theta}) L(\boldsymbol{\xi}, \boldsymbol{\theta} | \mathbf{Y}), \quad (19)$$

其中 $L(\boldsymbol{\xi}, \boldsymbol{\theta} | \mathbf{Y})$ 為概似函數。此外，式 (19) 呈現的關係是事後機率和事前機率與概似函數的乘積成比例。貝氏統計即是在得知參數的事後分配後，以機率的方式描述參數的特性，並且在任何程度的不確定性下做出統計推論。¹²

在大部份的情況下，聯合事後分配 $\pi(\boldsymbol{\xi}, \boldsymbol{\theta} | \mathbf{Y})$ 並不容易直接估計，不過研究者可以藉由「資料擴大」(data augmentation) 的方式，使得估計事後分配相對容易 (Tanner and Wong 1987; Tanner 1996)。簡單地說，藉由執行馬可夫鍊蒙地卡羅 (Markov chain Monte Carlo, MCMC) 法從下列兩個條件機率分配取得參數的樣本：

$$\pi(\boldsymbol{\theta} | \boldsymbol{\xi}, \mathbf{Y}) \propto p(\boldsymbol{\theta} | \boldsymbol{\xi}) L(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\xi} | \mathbf{Y}), \quad (20)$$

$$\pi(\boldsymbol{\xi} | \boldsymbol{\theta}, \mathbf{Y}) \propto p(\boldsymbol{\theta} | \boldsymbol{\xi}) p(\boldsymbol{\xi}) L(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\xi} | \mathbf{Y}). \quad (21)$$

在特定條件滿足的情況下，這些參數樣本可以被視為是從聯合事後分配 $\pi(\boldsymbol{\xi}, \boldsymbol{\theta} | \mathbf{Y})$ 取得的樣本 (Casella and George 1992; Chib and Greenberg 1995; Gelfand and Smith 1990)。¹³ 令 $\boldsymbol{\theta}$ 的值域為 \mathcal{T} 、 $\boldsymbol{\xi}$ 的值域為 \mathcal{S} ，利用下列積分原理取得潛在變數與模型參

¹¹ 適當的事前分配設定也可以協助處理模型中的「識別問題」(identification problem) (Lindley 1972)，這在本節第三部分會有更進一步的說明。

¹² 關於貝氏統計的核心概念與相關應用可參照 Carlin and Louis 2000; Congdon 2006; Gelman et al. 2004; Gill 2008; Greenberg 2007; Jackman 2009; Lindley 1972。

¹³ 目前執行 MCMC 的統計軟體有數種，最主要的是 WinBUGS (Lunn et al., 2000) 和 JAGS (Plummer 2003)，兩者皆可經由免費軟體 R 來執行。至於馬可夫鍊收斂的檢驗 (diagnostics of convergence)，亦可以在 R 上執行 (Tsai and Gill 2012)。

數的邊際分配 (marginal distributions) :

$$p(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{Y}) = \int_{\boldsymbol{\xi} \in \mathcal{G}} \pi(\boldsymbol{\xi}, \boldsymbol{\theta}|\mathbf{Y}) d\boldsymbol{\xi}, \quad (22)$$

$$p(\boldsymbol{\xi}|\mathbf{Y}) = \int_{\boldsymbol{\theta} \in \mathcal{I}} \pi(\boldsymbol{\xi}, \boldsymbol{\theta}|\mathbf{Y}) d\boldsymbol{\theta}. \quad (23)$$

如此，便可以模型參數 $\boldsymbol{\xi}$ 與潛在變數 $\boldsymbol{\theta}$ 的邊際分配進行統計推論。更重要的是，在貝氏估計的過程中，潛在變數 $\boldsymbol{\theta}$ 的邊際分配 $p(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{Y})$ 將模型參數 $\boldsymbol{\xi}$ 估計值的不確定性考慮在內；同樣地，模型參數 $\boldsymbol{\xi}$ 的邊際分配 $p(\boldsymbol{\xi}|\mathbf{Y})$ 將潛在變數 $\boldsymbol{\theta}$ 估計值的不確定性考慮在內 (Jackman 2008)。

上述貝氏統計的核心概念與潛在變數模型發展背後的概念不謀而合，即在給定可觀察的外顯變數的條件下，估計潛在變數，而這正符合貝氏統計中，在具備觀察資料和事前資訊的條件下，估計事後分配。更具體地說，由於潛在變數代表的是無法直接觀察的變數，對於這些潛在變數的估計便必須依賴可觀察的外顯變數。更重要的是，這些潛在變數的估計值一定會存在不確定性，因此，當描述這些潛在變數的不確定性時，最好的方式便是使用機率分配。同樣地，當我們要評估潛在變數對結果變數的影響效果時，我們應該考慮不同的變異來源，包括潛在變數估計值的不確定性，這些不同來源的不確定性皆能以貝氏統計的事後分配呈現。

三、參數的事前分配設定與模型識別問題的處理

在呈現資料的分析結果之前，此小節先說明模型參數的事前分配設定。貝氏統計與傳統估計方法最大的差異在於，研究者可以將事前資訊納入到模型之中。關於條件式統獨測量的題目，如圖 2 所示，在假定單面向統獨光譜，且光譜左方為統一，光譜右方為獨立的情況下，一般會認為中共武力犯台可能性的兩道題目 (x_1, x_2)，其項目鑑別度為正值，至於兩岸政經落差面向的兩道題目 (x_3, x_4)，其項目鑑別度為負值。因此，本文假定此兩組的項目鑑別度參數為截尾的常態分佈 (truncated normal

distributions) 分別如下所示：

$$\lambda_j \sim N(1, 1)\mathbf{1}(\lambda_j > 0), \quad \text{for } j = 1, 2, \quad (24)$$

$$\lambda_j \sim N(-1, 1)\mathbf{1}(\lambda_j < 0), \quad \text{for } j = 3, 4, \quad (25)$$

其中 $\mathbf{1}(\cdot)$ 表示一指標函數 (indicator function)。如此的事前分佈設定同時解決項目反應模型「旋轉不變異」(rotational invariance) 的識別問題，也就是說，我們將獨立的傾向定位 (anchoring) 在光譜右方 (正值)，且將統一的傾向定位在光譜左方 (負值)。關於項目鑑別度參數的事前分佈設定，將正值的平均數與變異數分別設定為 1 和 1，是因為其值域大多介於 0.5 至 3 之間 (Fox 2010, 21)。而負值的項目鑑別度參數的事前分佈設定，也是基於相同的理由。項目難易度參數的事前分配則假定是期望值為 0 且變異數為 100 的常態分佈如下：¹⁴

$$\alpha_j \sim N(0, 100), \quad \text{for } j = 1, 2, 3, 4, \quad (26)$$

變異數設定為 100 表示一「不具事前資訊的」(non-informative) 常態分配。此處 λ_j 和 α_j 的期望值的設定是為了與潛在變數的事前分配設定一致。

關於潛在變數的事前分配，本文假定其為標準常態分配並以式 (27) 表示：

$$\theta_i \sim N(0, 1), \quad (27)$$

這樣的假定在模型設定上解決了項目反應模型「尺度不變易」(scale invariance) 的識別問題，在詮釋上則是以標準化的量表呈現民眾的統獨立場。而模型參數的事前分配

¹⁴雖然我們預期「有人主張就算台灣宣布獨立後，會引起中國大陸攻打台灣，台灣還是應該成為一個新國家，請問您同意還是不同意這種主張？」的難易度數值最高，「有人主張就算中國大陸和台灣在經濟、社會、政治各方面的條件差別相當大，兩岸還是應該統一，請問您同意還是不同意這種主張？」的難易度數值最低，所以在事前分配的設定上，可以設定 $\alpha_1 > \alpha_q, q = 2, 3, 4$ 且 $\alpha_4 < \alpha_{q'}, q' = 1, 2, 3$ 。但是，這裡選擇不對項目難易度參數做過多的限制，一方面是因為項目鑑別度的設定已經達到定位 (anchoring) 的目的，另一方面，則是希望讓參數估計維持一定的彈性，並且經由資料分析來驗證我們的預期。

則假定為「不具事前資訊」的常態分配，其設定如下：

$$\beta_0 \sim N(0, 100), \quad (28)$$

$$\beta_1 \sim N(0, 100), \quad (29)$$

$$\gamma_q \sim N(0, 100), \quad (30)$$

其中 $q = 1, 2, \dots, 13$ 指涉 13 個控制變數。

伍、統獨立場測量與藍綠偏好的實證結果

本文所使用的資料來源是「台灣選舉與民主化調查」於 2013 年執行的面對面訪問調查。該調查於 2013 年 6 月至 8 月間執行，共完成 2292 筆成功樣本。本文的分析以問卷中四道條件式統獨測量題目建立測量模型並估計受訪者的潛在統獨立場，並且評估受訪者的統獨立場對藍綠陣營偏好的影響。此外，亦將台灣人/中國人認同、過去一年家庭經濟狀況的回溯性評估、教育程度、年齡以及性別納入模型中作為控制變數。

¹⁵此節應用前一節所介紹的貝氏潛在變數模型測量統獨立場及其對政黨偏好的影響。¹⁶

根據本文第四節的討論，本文提出的模型可以同時估計潛在變數與模型參數。在測量方面，我們可以從項目特徵曲線觀察項目的參數估計值以及潛在變數的估計值，並根據項目參數與潛在變數的相對位置對觀察單元進行分類。TEDS2013 四題條件式統獨測量的項目特徵曲線如圖 3 所示，首先，在中共武力犯台可能性的兩道題目 (x_1, x_2) 中，其項目鑑別度參數估計值為正值，而兩岸政經落差面向兩道題目 (x_3, x_4) 的項目鑑別度參數估計值為負值，這四道題目鑑別度參數估計值的平均數與

¹⁵在此資料中，共有 101 個觀察值在這些控制變數其中之一有遺漏值，由於這些控制變數為間斷性資料，所以本文使用該變數的眾數進行插補，而插補的觀察值並未影響分析結果。本文使用插補的方式處理遺漏值，主要目的是要呈現貝氏潛在模型與傳統模型在使用觀察值資訊上的差異。在後續的分析中，Niou(2008) 的統獨新條件測量三分類模型共捨棄了 1296 個樣本數，其中包含在結果變數有遺漏值、在四題條件式測量的其中之一有遺漏值而沒有被分類、在四題條件式測量中出現不合常理的答案、或是在分類之後屬於維持現狀而被排除。貝氏潛在模型能夠使用所有觀察值資訊的原因在於，貝氏統計會將結果變數為遺漏值的觀察值以及潛在變數視為未知參數，一併在模型進行估計，這一點與非貝氏統計使用「個案刪除法」(casewise deletion) 將這些觀察值從模型分析中捨棄相當不同。

¹⁶此貝氏模型是以 MCMC 法估計，整個過程是在軟體 R 3.0.2 上執行 JAGS 3.3.0 (Su and Yajima, 2014)。在估計時，共有三個平行的馬可夫鍊，各有 500,000 個「疊代」(iterations)，在捨棄前百分之五十的樣本 (burn-in) 後每五個樣本選取一個樣本 (thin-in)，最終共有 150,000 個樣本進入分析過程。馬可夫鍊的收斂是以 Gelman-Rubin (Gelman and Rubin 1992) 方法進行診斷，結果並未顯示不收斂的情況。

標準差分別為 (0.808, 1.315, -0.492, -0.423) 和 (0.075, 0.189, 0.055, 0.056)。鑑別度的絕對值越高，表示隨著潛在變數的改變，回答同意的機率變化也越大 (Embraston and Reise 2000; Baker and Kim 2004; Fox 2010)。資料分析結果顯示中共武力犯台可能性兩道題目在鑑別度估計值較兩岸政經落差面向兩道題目還要高，也就是說，前者在區分受訪者統獨立場表現較後者為佳。

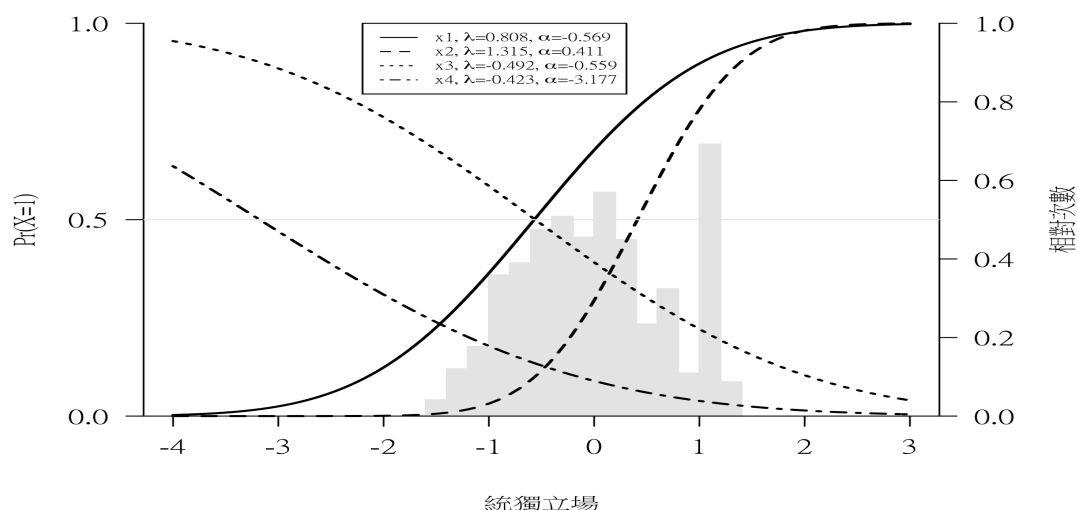


圖 3：TEDS2013 資料中條件式統獨測量題目的項目特徵曲線。灰色區塊為潛在變數估計值的平均數的分佈情況。

資料來源：TEDS2013 (黃紀 2013)，作者自繪。

再者，在假定潛在變數為標準常態分配的情況下，這四道題目的項目難易度參數估計值的平均數為 (-0.569, 0.411, -0.559, -3.177)，而這些估計值的標準差為 (0.057, 0.042, 0.083, 0.374)。我們可以發現 $x_{i,2}$ ：「有人主張就算台灣宣布獨立後，會引起中國大陸攻打台灣，台灣還是應該成為一個新國家，請問您同意還是不同意這種主張？」如原先的預期，其困難度在這四題之中是最高的，表示會同意這個主張的受訪者，其在統獨立場的光譜上，傾向獨立的程度是相當強的；而 $x_{i,4}$ ：「有人主張就算中國大陸和台灣在經濟、社會、政治各方面的條件差別相當大，兩岸還是應該統一，請問您同意還是不同意這種主張？」此題困難度在這四題之中是最低的，表示會同意這個主張的受訪者，其在統獨立場的光譜上，傾向統一的程度是相當強的。至於 $x_{i,1}$ ：「有人主張如果台灣宣布獨立後，仍然可以和中國大陸維持和平的關係，則台灣應該成為一個新國家，請問您同意還是不同意這種主張？」和 $x_{i,3}$ ：「有人主張如果中

國大陸和台灣在經濟、社會、政治各方面的條件相當，則兩岸應該統一，請問您同意還是不同意這種主張？」兩道題目，我們發現其難易度介於前兩者之間且估計值相當接近，表示會同意 $x_{i,1}$ 的民眾有相對較低的機率會同意 $x_{i,3}$ 的主張。這樣的結果也表示位於統獨光譜中間的民眾大致上可以區分為「有條件接受獨立」或是「有條件接受統一」兩種類型。若再與圖 2 比較，2013 年的調查中這些位於光譜中間的受訪者並非「不統不獨」，也不是「可統可獨」。此外，若再加上潛在變數的分佈情況（圖 3 中的灰色區塊），2013 年的民眾可分為「有條件地接受統一」（佔 23.34%）、「有條件地接受獨立」（佔 47.95%）以及「強烈傾向獨立」（佔 28.71%）三種類型，沒有「強烈傾向統一」的民眾存在。¹⁷

在結構模型方面，表 1 呈現統獨立場與其他相關變數對於藍綠政黨偏好的影響，其中表 1 除了呈現貝氏潛在變數模型之外，也一併呈現以 Niou (2008)「新條件統獨三分類」（支持兩岸統一、有條件接受統一或獨立，支持台灣獨立）為基礎的模型估計結果作為比較的參考基準。貝氏潛在變數模型的分析結果顯示在統獨立場的面向上，在獨立程度多一個單位的選民，會比少他一個單位的選民減少大約 72.1% 的機率偏向泛藍政黨 ($\exp(-1.278) = 0.279$)。若以 $\theta_i = -1.3$ 、 $\theta_j = -0.3$ 與 $\theta_k = 0.7$ 為例，其中 $i, j, k \in \{1, 2, \dots, 2292\}$ ，選民 k （強烈傾向獨立）相較於選民 j （有條件接受獨立），其偏向泛藍政黨的機率會減少 72.1%；同樣地，選民 j （有條件接受獨立）相較於選民 i （有條件接受統一），其偏向泛藍政黨的機率會減少 72.1%。

而新條件測量三分類模型的分析結果顯示，「支持台灣獨立」的選民，相較於「有條件接受統一或獨立」的選民，其偏向泛藍政黨的機率會減少 67.3% ($\exp(-0.827) = 0.327$)；同樣地，「有條件接受統一或獨立」的選民，相較於「支持兩岸統一」的選民，其偏向泛藍政黨的機率會減少 67.3%。

在控制變數方面，貝氏潛在變數模型的結果顯示，認為自己是台灣人也是中國人的選民以及自己是中國人的選民，相較於認為自己是台灣人的選民，有較高的可能性會偏向泛藍政黨；對於過去一年經濟評估認為比較好的民眾，相對於認為差不多的民

¹⁷若以 Niou (2008) 的新條件統獨三分類進行分類，在 1437 個樣本數中，有 19.62% 的民眾支持兩岸統一，29.44% 的民眾有條件接受統一或獨立，以及 50.94% 的民眾支持台灣獨立。本文的統獨類型結果與新條件統獨三分類有三點不同，第一，本文明確區分「有條件接受獨立」以及「有條件接受統一」，而不是將兩者歸為同一類。第二，本文發現幾乎沒有「強烈傾向統一」的民眾存在。第三，經由潛在變數模型的分析方式，所有受訪者的統獨立場被呈現在單面向的統獨光譜上，因此不會因為統獨立場分類而有（855 個）樣本被捨棄的情形發生。

表 1：統獨立場與藍綠偏好的二元勝算對數模型

結果變數	偏向泛藍政黨 vs. 偏向泛綠政黨				偏向泛藍政黨 vs. 偏向泛綠政黨			
	貝氏潛在變數模型				新條件測量三分類模型			
解釋變數	$\hat{\beta}$	(S.E.)	2.5%	97.5%	$\hat{\beta}$	(S.E.)	2.5%	97.5%
統獨立場	-1.276	(0.163)	-1.621	-0.976	-0.827	(0.118)	-1.057	-0.596
台灣/中國人認同 (台灣人認同 = 0)								
兩者都是	1.558	(0.165)	1.238	1.886	1.590	(0.181)	1.235	1.944
中國人認同	2.462	(0.474)	1.569	3.447	3.414	(0.743)	1.958	4.870
過去一年經濟評估 (差不多 = 0)								
比較好	0.699	(0.324)	0.076	1.346	0.658	(0.336)	0.001	1.316
比較差	-0.543	(0.164)	-0.861	-0.221	-0.511	(0.175)	-0.854	-0.168
教育程度 (小學以下 = 0)								
國中	0.760	(0.315)	0.160	1.386	0.551	(0.354)	-0.143	1.246
高中職	0.911	(0.278)	0.369	1.463	0.547	(0.329)	-0.078	1.173
專科	1.404	(0.334)	0.752	2.071	0.897	(0.368)	0.176	1.618
大學以上	1.435	(0.299)	0.860	2.031	0.979	(0.330)	0.332	1.625
年齡 (20~29 歲 = 0)								
30~39 歲	-0.780	(0.255)	-1.286	-0.291	-0.813	(0.253)	-1.310	-0.317
40~49 歲	0.144	(0.261)	-0.370	0.655	-0.222	(0.264)	-0.739	0.296
50~59 歲	0.433	(0.275)	-0.103	0.970	0.218	(0.283)	-0.338	0.774
60 歲以上	0.745	(0.294)	0.170	1.322	0.362	(0.303)	-0.232	0.956
女性 (男性 = 0)	0.696	(0.156)	0.394	1.004	0.836	(0.161)	0.521	1.152
常數	-1.735	(0.364)	-2.454	-1.028	0.541	(0.491)	-0.421	1.503
樣本數	2292				996			

資料來源：TEDS2013 (黃紀 2013)，作者自行整理。

說明：結果變數的操作為將偏好泛藍政黨設定為 1，偏好泛綠政黨設定為 0；貝氏潛在變數模型的參數估計值為該參數事後分配的平均數。

眾，有較高的機率偏向泛藍政黨；對於過去一年經濟評估認為比較差的民眾，相對於認為差不多的民眾，有較低的機率偏向泛藍政黨；相較於教育程度為小學以下的選民，教育程度為專科以上的選民比較可能偏向泛藍政黨；與年齡層在 20 至 29 歲的選民相比，30 至 39 歲的選民有較低的可能性是偏向泛藍政黨；女性比男性更有可能偏向泛藍政黨。這些結果在兩個模型都是一致的。不同之處在於貝氏潛在變數模型的結果發現，相較於教育程度為小學以下的選民，教育程度為國高中（職）的選民比較偏向泛藍政黨；與年齡層在 20 至 29 歲的選民相比，60 歲以上的選民則有較高的可能性是偏向泛藍政黨。

簡言之，除了在台灣民眾統獨立場的分類上有差異之外，貝氏潛在變數模型的結果與新條件測量三分類模型的結果大致相同，但兩者更大的差別在於貝氏潛在變數模型假定民眾的統獨立場是不可直接觀察的潛在變數，統獨測量指標是估計此潛在變數

的工具。然而，這些測量指標雖然可以反映民眾的統獨立場，但也同時存在誤差，而這些誤差可能影響研究者的推論。因此，本文應用貝氏潛在變數模型估計統獨立場，並且評估統獨立場對政黨偏好的影響，以更加謹慎的態度將測量指標的誤差納入模型的分析之中。而對於貝氏潛在變數模型的分析結果，我們能夠更有信心地說統獨立場對政黨偏好的影響是被經驗證據所支持，而這樣的結果不受到測量誤差的影響，且是在不輕易地捨棄任何樣本的情況下所得到的。¹⁸

陸、結論

測量指標與測量誤差在社會科學與政治科學中是相當重要的議題，本文從測量理論與潛在變數模型的角度出發，說明當測量誤差存在時，我們如何將此誤差或潛在變數測量的不確定性納入模型分析之中。本文提出以貝氏統計估計潛在變數模型，不僅能夠將各種不確定性的來源考慮在內，避免導致過度自信的推論，也能夠同時估計研究者關心的潛在變數與迴歸模型參數。

本文應用廣義潛在變數模型測量 2013 年台灣民眾的統獨立場，以及其統獨立場對政黨偏好的影響。在統獨立場的測量方面，結果顯示民眾的統獨立場大致上可以區分為「有條件接受統一」、「有條件接受獨立」以及「強烈傾向獨立」三種類型。這樣的分類解決了以往的分類有過多選民集中在「維持現狀」的問題。同時我們也發現，位於統獨光譜中間的選民並非是「不統不獨」，也非「可統可獨」的立場。此外，在統獨立場對政黨偏好的影響方面，本文的分析結果與目前大多數的研究結果相同，即越傾向獨立的選民有越高的可能性偏向泛綠政黨，而越傾向統一的選民有越高的可能性偏向泛藍政黨，顯示本文所使用的模型可得出具公信力的結果。然而，相較於過去的分析，本文以更謹慎的測量方法檢驗統獨立場與政黨偏好的關聯性，包括考慮了測量誤差的影響以及不輕易地捨棄任何樣本。

根據本文的研究發現與結果，作者認為值得未來更進一步深究的研究方向有二：第一，不同類型的統獨立場可能有不同的變異程度。如同俞振華、林啟耀（2013）探

¹⁸雖然從表 5 呈現的分析結果來看，考慮測量誤差的貝氏潛在變數模型和不考慮測量誤差的傳統模型並無太大差別，但這並非表示無需理會測量誤差的問題，這樣的情況可以線性機率模型的應用作為類比。當結果變數為二分類變數時，線性迴歸分析的某些假定（例如：常態性、變異數一致性）會被違反，雖然這些被違反的假定不一定在每次的資料分析中都會影響分析結果，但是在不確定此影響何時會發生的情況下，研究者傾向使用較適當的 logit/probit 模型，以避免錯誤的統計推論。

究變異數在不同的統獨態度上的差異。舉例來說，若假定潛在變數為常態分佈，則可在潛在變數之上將其期望值與變異數以階層模型（hierarchical modeling）的方式模型化，藉此了解在統獨立場兩端的民眾是否有比較明確的態度（例如：變異數較小）及其可能的原因。第二，本文僅分析 2013 年台灣民眾的統獨立場，未來可以進一步以本文提出的模型建構方式分析定群追蹤（panel data）或是不同年度的訪問資料，以分析台灣民眾統獨立場隨著時間的動態變化。

附錄一、勝算對數模型中變數的處理

變數名稱	問卷內容	處理方式
結果變數		
政黨偏好 (藍綠偏好)	目前國內主要幾個政黨，包括國民黨、民進黨、新黨、親民黨，以及台灣團結聯盟，請問您有沒有偏向哪一個政黨？a. (若回答沒有、不知道及其他無反應選項者，進一步追問) 那相對來說，請問您有沒有稍微偏向哪一個政黨？b. (若回答有或經追問後回答有) 請問是哪一個政黨？	結合這三個問題，依據政黨的藍綠立場重新歸併為三類：1. 回答國民黨、新黨、及親民黨者歸類為「泛藍偏好者」；2. 回答民進黨及台聯者歸類為「泛綠偏好者」；3. 經追問後皆回答都不偏者則歸類為「中立者」。經追問後仍回答無反應選項者，則設定為遺漏值。
解釋變數		
統獨立場	a. 有人主張如果台灣宣布獨立後，仍然可以和中國大陸維持和平的關係，則台灣應該成為一個新國家，請問您同意還是不同意這種主張？b. 有人主張就算台灣宣布獨立後，會引起中國大陸攻打台灣，台灣還是應該成為一個新國家，請問您同意還是不同意這種主張？c. 有人主張如果中國大陸和台灣在經濟、社會、政治各方面的條件相當，則兩岸應該統一，請問您同意還是不同意這種主張？d. 有人主張就算中國大陸和台灣在經濟、社會、政治各方面的條件差別相當大，兩岸還是應該統一，請問您同意還是不同意這種主張？	將回答「非常同意」與「同意」歸類為「同意」；「不同意」與「非常不同意」歸類為「不同意」；其餘設定為遺漏值。
台灣/中國人認同	在我們社會上，有人說自己是「臺灣人」，也有人說自己是「中國人」，也有人說都是。請問您認為自己是「臺灣人」、「中國人」，或者都是？	維持題目臺灣人、都是，以及中國人的三個類別，其餘選項設定為遺漏值。
過去一年經濟評估	請問您覺得您家裡現在的經濟情況與一年前相比，是比較好、還是比較不好，或是差不多？	維持題目比較好、比較不好、及差不多的三個類別，其餘選項設定為遺漏值。
教育程度	請問您的教育程度是什麼	將不識字、識字但未入學、小學肄業、及小學畢業歸併為「小學及以下」；國、初中肄業及國、初中畢業歸併為「國中」；高中、職肄業及高中、職畢業歸併為「高中」；專科肄業及專科畢業歸併為「專科」；大學肄業、大學畢業及研究所及以上則歸併為「大學及以上」。
年齡	請問您是民國幾年出生的？	以 102 減去出生年，轉換為訪問時受訪者的實際年齡，並合併成五個年齡層：20 - 29 歲、30 - 39 歲、40 - 49 歲、50 - 59 歲及 60 歲以上。
性別	受訪者性別 (訪員自填題目)	男性編碼為 0，女性編碼為 1

資料來源：TEDS2013 (黃紀 2013)，作者自行整理。

附錄二、貝氏潛在變數模型的 JAGS語法

```
model {
# MEASUREMENT EQUATION;
# LOOP OVER N RESPONDENTS
for (i in 1:N) {
# LOOP OVER K ITEMS
  for (k in 1:K) {
    probit(p[i,k]) <- beta[k]*(theta[i] - alpha[k])
    x[i,k] ~ dbern (p[i,k])
  }
}

# DISTRIBUTIONAL ASSUMPTION FOR THE LATENT TRAIT
for (i in 1:N) {
  theta[i] ~ dnorm (0, 1)
}

## DISTRIBUTIONS OF ITEM PARAMETERS
# ITEMS WITH POSITIVE DISCRIMINATION PARAMETER
for (k in 1:2) {
  beta[k] ~ dnorm (1, 1) T(0,) # DISCRIMINATION PARAMETER
  alpha[k] ~ dnorm (0, 1) # DIFFICULTY PARAMETER
}
# ITEMS WITH NEGATIVE DISCRIMINATION PARAMETER
for (k in 3:4) {
  beta[k] ~ dnorm (-1, 1) T(,0) # DISCRIMINATION PARAMETER
  alpha[k] ~ dnorm (0, 1) # DIFFICULTY PARAMETER
}

# STRUCTURAL EQUATION;
for (i in 1:N) {
  y[i] ~ dbern (p.y[i])
  logit(p.y[i]) <- b[1] + b[2]*theta[i] + inprod(b[3:P], Z[i,])
}

# PRIOR ON STRUCTURAL COEFFICIENTS
for (p in 1:P) {
  b[p] ~ dnorm (0, 0.01)
  exp.b[p] <- exp(b[p])
}
} # END OF MODEL
```

參考文獻

一、中文部分

- 吳乃德，1992，〈台獨黨綱或政黨形象？—初步解釋民進黨一九九一年選舉的挫折〉，迎接中華民國新時代研討會，5月7-9日，台北市：中央圖書館。
- 吳乃德，1993，〈國家認同與政黨支持〉，《中央研究院民族學研究所集刊》，74: 33-61。
- 吳乃德，1996，〈自由主義和族群認同：搜尋台灣民族主義的意識型態基礎〉，《台灣政治學刊》，1 (1): 5-40。
- 吳乃德，2005，〈愛情與麵包：初探台灣民眾民族認同的變動〉，《台灣政治學刊》，9 (2): 5-39。
- 吳玉山，1999，〈台灣的大陸政策：結構與理性〉，收錄於包宗和、吳玉山編，《爭辯中的兩岸關係理論》，台北：五南。
- 林聰吉、王淑華，2007，〈台灣民眾政治知識的變遷與來源〉，《東吳政治學報》，25 (3): 93-129。
- 林瓊珠，2005，〈台灣民眾的政治知識：1992~2000年的變動〉，《選舉研究》，12 (1): 147-171。
- 俞振華、林啟耀，2013，〈解析台灣民種統獨偏好：一個兩難又不確定的選擇〉，《台灣政治學刊》，17 (2): 165-230。
- 徐火炎，1996，〈台灣選民的國家認同與黨派投票行為：一九九一至一九九三的實證研究結果〉，《台灣政治學刊》，1: 85-127。
- 徐火炎，2004，〈台灣結、中國結與台灣心、中國情：台灣選舉中的符號政治〉，《選舉研究》，11 (2): 1-41。
- 盛杏媛，2002，〈統獨議題與台灣選民的投票行為：一九九零年代的分析〉，《選舉研究》，9(1):41-80。
- 盛杏媛，2013，〈問卷設計〉，陳陸輝主編，《民意調查新論》：157-218，台北：五南。
- 盛杏媛、陳義彥，2003，〈政治分歧與政黨競爭：2001年立法委員選舉的分析〉，《選舉研究》，10 (1): 7-40。
- 耿曙、劉嘉薇、陳陸輝，2009，〈打破維持現狀的迷思：台灣民眾統獨抉擇中理念與務實的兩難〉，《臺灣政治學刊》，13 (2): 3-56。
- 張佑宗，2006，〈政治態度與行為量表的信度分析：再測信度與內部一致性檢定〉，《政治科學論叢》，27:185-210。
- 黃旻華，2006，〈態度量表的心理計量學分析：2003年 TEDS 統獨態度量表的研
究〉，《選舉研究》，13 (1): 43-86。

- 黃紀，2013，《2012 至 2016 年「台灣選舉與民主化調查」四年期研究規劃 (1/4)：2013 年大規模基點調查面訪案》，計畫編號：NSC 101-2420-H004-034-MY4，台北：行政院國家科學委員會補助專題研究計畫。
- 黃紀、王德育，2012，《質變數與受限依變數的迴歸分析》，台北：五南。
- 游清鑫、林長志、林啟耀，2013，〈臺灣民眾統獨立場的問卷設計與測量：以 TEDS 為例〉，黃紀主編，《台灣選舉與民主化調查 (TEDS) 方法論之回顧與前瞻》：55-88。
- 陳文俊，1995，〈統獨議題與選民的投票行為 — 民國八十三年省市長選舉之分析〉，《選舉研究》，2 (2): 99-136。
- 陳陸輝、耿曙、王德育，2009，〈兩岸關係與 2008 年台灣總統大選：經濟交流、武力威脅與選民投票取向〉，《選舉研究》，16 (2): 1-22。
- 陳陸輝、周應龍，2004，〈台灣民眾統獨立場的持續與變遷〉，《東亞研究》，35 (2): 143-186。
- 陳陸輝、耿曙，2009，〈台灣民眾政治支持的實證分析〉，《當代中國政治研究報告》，Vol.7。
- 劉嘉薇、耿曙、陳陸輝，2009，〈務實也是一種選擇—臺灣民眾統獨立場的測量與商榷〉，《台灣民主季刊》，6 (4):141-168。
- 蕭怡靖，2006，〈「台灣選舉與民主化調查」再測信度之分析〉，《選舉研究》，13(2): 117-144。
- 蕭怡靖、游清鑫，2012，〈檢測台灣民眾六分類統獨立場：一個測量改進的提出〉，《台灣政治學刊》，16 (2): 65-116。
- 蕭怡靖、林聰吉，2013，〈台灣政治極化之初探：測量與分析〉，載於《TEDS 方法論：回顧與前瞻》，黃紀主編，台北：五南。

二、英文部分

- Achen, Christopher H. 1985. "Proxy Variables and Incorrect Signs on Regression coefficients." *Political Methodology* 11 (3/4): 299-316.
- Allen, Mary J. and Wendy M. Yen. 1979. *Introduction to Measurement Theory*. Long Grove: Waveland Press.
- Baker, Frank B., Seock-Ho Kim. 2004. *Item Response Theory: Parameter Estimation Techniques*. Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC.
- Bollen, Kenneth A. 1989. *Structural Equations with Latent Variables*. New York: Wiley.
- Bollen, Kenneth A. 2011. "Evaluating Effect, Composite, and Causal Indicators in Structural Equation Models." *MIS Quarterly* 35 (2): 359-372.

- Bollen, Kenneth A. and Shawn Bauldry. 2011. "Three Cs in Measurement Models: Causal Indicators, Composite Indicators, and Covariates." *Psychological Methods* 16 (3): 265–284.
- Carlin, Bradley P. and Thomas A. Louis. 2000. *Bayes and Empirical Bayes Methods for Data Analysis*. New York, NY: Chapman & Hall/CRC.
- Carroll, Raymond J., David Ruppert, Leonard A. Stefanski, and Ciprian M. Crainiceanu. 2006. *Measurement Error in Nonlinear Models: A Modern Perspective*.
- Casella, George and Edward I. George. 1992. "Explaining the Gibbs Sampler." *American Statistician* 46 (3):167-174.
- Chib, Siddhartha and Edward Greenberg. 1995. "Understanding the Metropolis- Hastings Algorithm." *American Statistician* 49(4):327-335.
- Chang, G. Andy, and T. Y. Wang. 2005. "Taiwanese or Chinese? Independence or unification? An analysis of generational differences in Taiwan." *Journal of Asian and African Studies* 40 (1-2): 29–49.
- Chu, Yun-han. 2004. "Taiwan's National Identity Politics and the Prospect of Cross-Strait Relations." *Asian Survey* 44 (4): 484–512.
- Congdon, Peter. 2006. *Bayesian Statistical Modelling*. 2nd eds. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Corcuff, Stephane. 2002. *Memories of the Future: National Identity Issues and the Search for A New Taiwan*. Armonk, New York: M.E. Sharpe.
- Embretson, Susan E. and Steven P. Reise. 2000. *Item Response Theory for Psychologists*. Mahwah: Lawrence Erlbaum.
- Fox, Jean-Paul. 2010. *Bayesian Item Response Modeling: Theory and Applications*. New York, NY: Springer.
- Gelfand, Alan E. and Adrian F. M. Smith. 1990. "Sampling-Based Approaches to Calculating Marginal Densities." *Journal of the American Statistical Association* 85 (410): 398-409.
- Gelman, Andrew, John B. Carlin, Hal S. Stern and Donald B. Rubin. 2004. *Bayesian Data Analysis*. 2nd eds. New York: Chapman & Hall/CRC.
- Gelman, Andrew and Donald B. Rubin. 1992. "Inference from Iterative Simulation Using Multiple Sequences." *Statistical science* 7 (4): 457–472.
- Gill, Jeff. 2008. *Bayesian Methods: A Social and Behavioral Sciences Approach*. 2nd eds. Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC press.
- Grace, James and Kenneth A. Bollen. 2008. "Representing General Theoretical Concepts in Structural Equation Models: The Role of Composite Variables." *Environmental and Ecological Statistics* 15 (2): 191–213.

- Greenberg, Edward. 2007. *Introduction to Bayesian Econometrics*. New York, NY: Cambridge University Press.
- Hsieh, John Fuh-sheng. 2005. "Ethnicity, National Identity, and Domestic Politics in Taiwan." *Journal of Asian and African Studies* 40 (1/2): 13–28.
- Hsieh, John Fuh-sheng, and Emerson M.S. Niou. 1996. "Salient Issues in Taiwan's Electoral Politics." *Electoral Studies* 15 (2): 219–235.
- Hsieh, John Fuh-sheng, and Emerson M.S. Niou. 2005. "Measuring Taiwanese Public Opinion on Taiwanese Independence." *The China Quarterly* 181: 158–68.
- Jackman, Simon. 2008. "Measurement". In Janet M. Box-Steffensmeier, Henry E. Brady, and David Collier eds., *The Oxford Handbook of Political Methodology*. Oxford: Oxford University Press.
- Jackman, Simon. 2009. *Bayesian Analysis for the Social Sciences*. Chichester, UK: Wiley.
- Joreskog, K. G. 1973. "A General Method for Estimating a Linear Structural Equation System." In Goldberger, A. S., & Duncan, O. D. eds., *Structural Equation Models in the Social Sciences*. New York, NY: Academic Press.
- Kaplan, David. 2008. *Structural Equation Modeling: Foundations and Extensions*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Kline, Rex B. 2010. *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York, NY: Guilford Press.
- King, Gary, Robert O. Keohane, and Sidney Verba. 1994. *Designing Social Inquiry: Scientific Inference in Qualitative Research*. Princeton: Princeton University Press.
- Lee, Sik-Yum. 2007. *Structural Equation Modeling: A Bayesian Approach*. Hoboken: John Wiley & Sons Inc.
- Lindley, D.V. 1972. *Bayesian Statistics: A Review*. Philadelphia: Society for Industrial and Applied Mathematics.
- Lunn, David J., Andrew Thomas, Nicky Best and David Spiegelhalter. 2000. "WinBUGS-A Bayesian Modelling Framework: Concepts, Structure, and Extensibility." *Statistics and Computing* 10 (4): 325-337.
- McCullagh, P. and J.A. Nelder. 1989. *Generalized Linear Models*. New York, NY: Chapman & Hall/CRC.
- Moustaki, I., and Knott, M. 2000. "Generalized Latent Trait Models." *Psychometrika*, 65 (3): 391-411.
- Niou, Emerson. 2004. "Understanding Taiwan independence and its policy implications." *Asian Survey* 44 (4): 555–567.

- Niou, Emerson M.S. 2005. "A New Measure of Preferences on the Independence-Unification Issue in Taiwan." *Journal of Asian and African Studies* 40 (1/2): 91–104.
- Niou, Emerson. 2008. "The China Factor in Taiwan's Electoral Politics." In *Democratization in Taiwan: Challenges in Transformation*, eds. Jim Meernik and Philip Paolino, Hampshire: Ashgate.
- Niou, Emerson and Philip Paolino. 2003. "The Rise of the Opposition Party in Taiwan: Explaining Chen Shui-bian's Victory in the 2000 Presidential Election." *Electoral Studies* 22 (4):721–740.
- Pietryka, Matthew T. and Randall C. MacIntosh. 2013. "An Analysis of ANES Items and Their Use in the Construction of Political Knowledge Scales." *Political Analysis* 21 (4): 407–429.
- Plümmer, Martyn. 2003. "JAGS: A Program for Analysis of Bayesian Graphical Models Using Gibbs Sampling." Proceedings of the 3rd International Workshop on Distributed Statistical Computing. Vienna, Austria.
- Rigger, Shelley. 1999. *Politics in Taiwan: Voting for Democracy*. London: Routledge Publishers.
- Rigger, Shelley. 2000. "Social Science and National Identity: A Critique." *Pacific Affairs* 72 (4): 537–552.
- Rigger, Shelley. 2001. "Maintaining the Status Quo: What It Means, and Why the Taiwanese Prefer It." *Cambridge Review of International Affairs* 14 (2): 103–114.
- Skrondal, Anders and Sophia Rabe-Hesketh. 2004. *Generalized Latent Variable Modeling: Multilevel, Longitudinal, and Structural Equation Models*. Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC.
- Schubert, Gunter. 2004. "Taiwan's Political Parties and National Identity: The Rise of An Overarching Consensus." *Asian Survey* 44 (4): 534–554.
- Su, Yu-Sung and Masanao Yajima. 2014. *R2jags ver. 0.04-01 (R package)*. URL: <http://cran.r-project.org/web/packages/R2jags/>.
- Tanner, Martin A. and Wong, Wing Hung. 1987. "The Calculation of Posterior Distributions by Data Augmentation." *Journal of the American statistical Association* 82 (398): 528–540.
- Tanner, Martin A.. 1996. *Tools for Statistical Inference: Methods for the Exploration of Posterior Distributions and Likelihood Functions*. New York, NY: Springer-Verlag.
- Tsai, Chia-hung, 2008. "Making Sense of Issue Position, Party Image, Party Performance, and Voting Choice: A Case Study of Taiwan's 2004 Legislative Election." *Journal of Social Sciences and Philosophy* 20 (1): 1–24.

- Tsai, Tsung-han and Jeff Gill. 2012. "superdiag: A Comprehensive Test Suite for Markov Chain Non-Convergence." *The Political Methodologist* 19 (2):12-18.
- Wang, Te-Yu. 2001. "Cross-Strait Relations after the 2000 Election in Taiwan: Changing Tactics in a New Reality." *Asian Survey* 41 (5): 716-736.
- Yu, Ching-hsin. 2005. "The Evolving Party System in Taiwan, 1995-2004." *Journal of Asian and African Studies* 40 (1-2): 105-123.