

第四章、研究設計

根據前文所述，本文之研究目的在於尋求導致縣市長選舉結果出現政黨輪替的因素，檢驗台灣地方首長選舉是否有經濟投票行為。倘若選舉結果果真隨著經濟起伏而波動，此具有影響力的經濟變數是屬於地方層級抑或中央層級？另外，政治及其他因素是否與執政黨被輪替的機率有關，亦為本文所欲探求的目標。最後，再依據實證結果提出政策建議。為達上述目的，在進行實證研究前，先於本章節詳細說明本文擬用之研究設計與方法。

第一節、研究方法與實證模型

如前所述，本文之研究目的在於找出影響台灣縣市長選舉發生政黨輪替的可能變數。因此，在應變數方面，基本上是以地方首長選舉結果為觀察對象；至於在自變數方面，為了對影響縣市長選舉結果的因素做更精準的分析，本文之研究變數除了地方及全國的經濟變數外，還列入政治變數與其他變數一併考量。

在變數設計部分，Janet (1998) 研究經濟表現，與美國總統選舉結果 (1916 年至 1992 年) 發生政黨輪替之關連性時發現，運用虛擬變數有以下優點：第一，可協助描述非線性門檻 (nonlinear thresholds)。第二，可減少參數的扭曲。此扭曲可能導因於單一原因或鮮少發生的事件，而導致政黨輪替機率的提升。第三，研究者可依其判斷，調整預期政黨輪替的指標標準。第四，鼓勵分析者批判性地觀察資料，並嘗試對非預期的結果提出解釋。因此，本文在相關變數的設定上，除了政黨連任屆數外，所有之實證變數將參照 Janet 用虛擬變數予以處理。

此外，為了克服傳統線性機率模型中 (classical linear probability model)，解釋變數對應變數之影響以固定比率增加之不合理現象，本文將採用非線性的 Probit 模型，以修正傳統線性機率模型的缺失。以下，擬先利用本文變數，比較線型機率模型與 Probit 模型之異同，再對本文之實證模型加以詳細說明。

一、統計方法

(一) 線型機率模型

假設， y_{it} 只有 1 或 0 兩種情況， y_{it} 為 1 時表示政黨輪替發生； y_{it} 為 0 時表示政黨輪替沒有發生。此時可用下式描述此種二分隨機變數的機率函數：

$$f(y_{it}) = P_{it}^{y_{it}} (1 - P_{it})^{1 - y_{it}}, y_{it} = 0, 1 \quad (1)$$

其中， P_{it} 是 y_{it} 值為 1 的機率； $1 - P_{it}$ 是 y_{it} 值為 0 的機率。此間斷隨機變數具有期望值 $E(y_{it}) = P_{it}$ 。若將應變數 y_{it} 區分為固定和隨機部分，則：

$$y_{it} = E(y_{it}) + e_{it} = P_{it} + e_{it} \quad (2)$$

若將 y_{it} 固定、規律的部分，與有助於解釋其期望值的自變數相連結，並假設其關係是線性的，則得出：

$$E(y_{it}) = P_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^7 \alpha_j X_{it,j} + \sum_{j=1}^3 \beta_j D_{t,j} + \sum_{j=1}^{15} \delta_j R_{i,j} + e_{it} \quad (3)$$

其中， X_j 分別為地方失業率、全國失業率×與總統同一政黨、物價膨脹率×與總統同一政黨、競選連任、政黨連任屆數、單一政府及與總統同一政黨。 D_j 表 1989 年、1993 年及 2001 年的時間虛擬變數 (dummy variable)。 R_j 則依序為台北縣、桃園縣、新竹縣、苗栗縣、台中縣、彰化縣、南投縣、

嘉義縣、台南縣、屏東縣、澎湖縣、基隆市、新竹市、台中市和台南市的虛擬變數。之所以扣除國民黨長期執政、³⁰以及第 11 屆至第 14 屆縣市長選舉中，皆未出現政黨輪替現象的 6 個縣市，³¹目的是為以此 6 縣為基準，分別檢視其餘 15 個縣市政黨輪替的狀況。而 e_{it} 為殘差項。³²

故此線性機率的直線迴歸模型即為：

$$y_{it} = E(y_{it}) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^7 \alpha_j X_{it,j} + \sum_{j=1}^3 \beta_j D_{t,j} + \sum_{j=1}^{15} \delta_j R_{t,j} + e_{it} \quad (4)$$

線型機率模型的問題之一是殘差項為異質變異的，即每個觀察值的殘差項 e_{it} 之變異數皆不同。問題二是得出的機率可能小於 0 或大於 1。問題三則是該模型得出自變數對應變數之影響以固定比率增加：

$$\frac{\partial P_{it}}{\partial X_{it,j}} = \alpha_j \quad (5)$$

$$\frac{\partial P_{it}}{\partial D_{t,j}} = \beta_j \quad (6)$$

然而，由於 $0 \leq P_{it} \leq 1$ ，故固定比例的增加是不合理的。基於上述問題，本文考慮以非線性的 Probit 模型來估計。

(二) Probit 模型

Probit 模型將機率分配型態轉換成累積機率函數 (cumulative probability function)，機率的變動由機率曲線的斜率所決定，斜率會隨者自變數的增加而變動，因而修正了線型機率模型的缺失。代表上述曲線的

³⁰ 台東縣在第 14 屆前一直是國民黨的天下，2001 之選舉由退出國民黨加入親民黨的候選人勝出，基本上仍屬泛藍的政治版圖，故本文亦將其列入對照組。

³¹ 第 10 屆至第 14 屆縣市長選舉中，宜蘭縣和高雄縣全由民進黨贏得選舉。雲林縣和花蓮縣皆為國民黨奪得勝利。而嘉義市則連續由無黨籍人士當選市長。

³² 變數定義之詳細說明請見本章第二節。

函數關係式為 Probit 函數，其與標準常態機率分配有關。³³若 Z 為標準常態隨機變數，則其機率密度函數如下：

$$f(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-0.5z^2} \quad (7)$$

Probit 函數為

$$F(z) = \Pr[Z \leq z] = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-0.5u^2} du \quad (8)$$

第 (8) 式表示標準常態隨機變數落在 z 點左邊的機率。Probit 統計模型把 y_i 值為 1 的機率 P_i 表達為：

$$\begin{aligned} P_{it} &= \Pr[Z \leq \alpha_0 + \sum_{j=1}^7 \alpha_j X_{it,j} + \sum_{j=1}^3 \beta_j D_{t,j} + \sum_{j=1}^{15} \delta_j R_{i,j}] \\ &= F\left(\alpha_0 + \sum_{j=1}^7 \alpha_j X_{it,j} + \sum_{j=1}^3 \beta_j D_{t,j} + \sum_{j=1}^{15} \delta_j R_{i,j}\right) \end{aligned} \quad (9)$$

第 (9) 式中， F 為 Probit 函數。因為此為非線性函數，故 Probit 模型被稱做非線型模型。

關於 Probit 模型的基本假設有以下四點：第一，研究母體的樣本不用符合常態分配。第二，殘差項必須符合常態分配。第三，自變數之間無共線性。第四，樣本大小必須超過迴歸參數之個數，以便在進行估計時有足夠的自由度。另外，Probit 模型利用最大概似估計法 (method of maximum likelihood) 進行參數估計，使用此模型有以下優點：第一，可解決二元分類問題。第二，適用於非線性情況。第三，估計出的機率介於 0 至 1 之間，符合機率的基本假設。有關 Probit 模型與線性機率模型之綜合比較請參見下表 4。

³³ 詳見 Hill et al. (2001)。

表 4: 線性機率模型與 Probit 模型之綜合比較

統計方法	綜合比較
相同點	<ol style="list-style-type: none"> 1. 假設條件方面： <ol style="list-style-type: none"> (1) 殘差項必須符合常態分配。 (2) 自變數無共線性存在。 (3) 樣本數必須大於迴歸參數之個數。
相異點	<ol style="list-style-type: none"> 1. 自變數資料方面： <p>線性機率模型可以解決區別分析中，自變數資料常態性的問題；Probit 模型則解決自變數資料非常態性的問題。</p> 2. 模型操作方面： <p>線性機率模型不經過資料轉換，因此使用上較容易；Probit 模型則需將資料加以轉換，故程序較為複雜。</p> 3. 估計方法： <p>線性機率模型運用最小平方法估計；Probit 模型則運用最大概似法估計。</p> 4. 運用於二元選擇模型方面： <ol style="list-style-type: none"> (1) 線性機率模型的機率有大於 1 或小於 0 的可能性，並不符合機率之假設；而 Probit 模型估計出的機率介於 0 至 1 之間，符合機率假設的前提。 (2) 線性機率模型得出自變數對應變數之影響以固定比率增加，此現象並不合理；Probit 模型所得出的影響則會隨著自變數的變動而改變，修正了前者不合理的部分。因此，Probit 模型適用於非線性狀況。

資料來源：參考林佑蓮（2003）及作者自行整理。

Probit 模型由 McKelvey and Zavoina (1975) 所設計，適用於應變數為二元選擇的情況。在經濟投票的實證研究中，如 Kinder and Kiewiet (1981) 和 Kiewiet (1983)，便應用 Probit 模型，以「荷包假設」和「社會經濟假設」，對選民之經濟投票行為加以檢測。其中，Kiewiet (1983) 研究 1958 年至 1980 年的美國總統及國會選舉時，利用 Probit 模型，將「荷包假設」和「社會經濟假設」之變數皆放入公式，以比較何者對選舉結果有較大的影響力。其在模型設計中，除了應變數為二元選擇變數外（投給共和黨者為 1；投給民主黨者為 0），選民評估個人經濟情況及衡量國家經濟表現的

變數，也均以虛擬變數加以處理（認為經濟情況變好為 1；其餘為 0）。結果發現在總統選舉方面，兩類變數對選舉結果皆有獨立的影響，但選民對國家整體表現評價部分所占的份量，遠比對個人經濟情況的評估為重。至於在國會選舉方面，個人經濟因素之影響所占的比重更小，且其結果較不穩定。由於本文之研究設計與 Kiewiet (1983) 相似，故亦以 Probit 模型對解釋變數的影響加以估計。

二、實證模型

本文將影響縣市長選舉政黨輪替因素之實證模型設計如下：

假設 MU_{li} 和 MU_{oi} 皆為平均邊際效用與隨機干擾 (random disturbance) 的總和，即：

$$MU_{li} = \overline{MU_{li}} + e_{li} = W_i' \gamma_1 + e_{li} \quad (10a)$$

$$MU_{oi} = \overline{MU_{oi}} + e_{oi} = W_i' \gamma_0 + e_{oi} \quad (10b)$$

其中， MU_{li} 為選民對執政黨再一次執政所感受到的邊際效用； MU_{oi} 為選民對在野黨一旦執政所感受到的邊際效果。 $\overline{MU_{li}}$ 與 $\overline{MU_{oi}}$ 分別為 MU_{li} 和 MU_{oi} 的平均數， i 表示第 i 個縣市。³⁴ W 為解釋變數的向量 (vector)， r 為估計參數 (parameter) 的向量。假設 $y_{it}^* = MU_{oi} - MU_{li}$ ，如果 $y_{it}^* > 0$ ，表示政黨輪替發生；如果 $y_{it}^* \leq 0$ ，表示政黨輪替沒有發生，亦即：

$$y_{it} = \begin{cases} 1 : \text{如果 } y_{it}^* > 0, \text{ 即政黨輪替發生} \\ 0 : \text{如果 } y_{it}^* \leq 0, \text{ 即政黨輪替沒有發生} \end{cases} \quad (11)$$

³⁴ 此為本研究由經濟學的邊際效用遞減法則得出的啟發，而創新所欲驗證之假設。詳細說明請見本章第二節其他變數部分，有關現任地方執政政黨連任屆數的變數定義。

事實上

$$y_{it}^* = W_i'(\gamma_0 - \gamma_1) + e_{0i} - e_{1i} = W_i'\gamma + e_i^* \quad (12)$$

假設 $y_{it}=1$ 的機率為 P_{it} ， P_{it} 可以表示如下：

$$\begin{aligned} P_{it} &= \Pr(y_{it} = 1) = \Pr(y_{it}^* > 0) = \Pr(e_i^* > -W_i'\gamma) \\ &= 1 - F(-W_i'\gamma) = F(W_i'\gamma) \end{aligned} \quad (13)$$

第 (13) 式中， F 為 e_{it}^* 的累加分配函數 (cumulative distribution function)。

假設：

$$W_i' = (X_1, X_2, \dots, X_7, D_1, D_2, D_3, R_1, R_2, \dots, R_{15}) \quad (14)$$

則第 (13) 式可以改寫為：

$$F(W_i'\gamma) = F\left(\alpha_0 + \sum_{j=1}^7 \alpha_j X_{it,j} + \sum_{j=1}^3 \beta_j D_{t,j} + \sum_{j=1}^{15} \delta_j R_{i,j}\right) \quad (15)$$

則 X_j 與 D_j 對 P 的邊際影響分別為：

$$\frac{\partial P_{it}}{\partial X_{it,j}} = f\left(\alpha_0 + \sum_{j=1}^7 \alpha_j X_{it,j} + \sum_{j=1}^3 \beta_j D_{t,j} + \sum_{j=1}^{15} \delta_j R_{i,j}\right) \alpha_j \quad (16)$$

$$\frac{\partial P_{it}}{\partial D_{t,j}} = f\left(\alpha_0 + \sum_{j=1}^7 \alpha_j X_{it,j} + \sum_{j=1}^3 \beta_j D_{t,j} + \sum_{j=1}^{15} \delta_j R_{i,j}\right) \beta_j \quad (17)$$

第 (14) 至 (17) 式中， X_j 分別為地方失業率、全國失業率×與總統同一政黨、物價膨脹率×與總統同一政黨、競選連任、政黨連任屆數、單一政府及與總統同一政黨。 D_j 表 1989 年、1993 年及 2001 年的時間虛擬變數。 R_j 則依序為台北縣、桃園縣、新竹縣、苗栗縣、台中縣、彰化縣、南投縣、嘉義縣、台南縣、屏東縣、澎湖縣、基隆市、新竹市、台中市和台南市的

縣市虛擬變數。之所以扣除國民黨長期執政的台東縣，以及第 11 屆至第 14 屆縣市長選舉中，皆未出現政黨輪替的宜蘭縣、雲林縣、高雄縣、花蓮縣及嘉義市，理由如前所述，是為以此 6 縣市為基準，檢視其餘 15 個縣市政黨輪替的狀況。

一般而言，估算此二元選擇模型 (binary choice model) 所採用的方法，為最大概似估計法。在此一模型中，成功的機率為 $F(W_i' \gamma)$ ，而每一觀察樣本互為獨立，因此可藉此推導出以下的聯合機率函數 (joint probability function) 或稱為概似函數 (likelihood function)。

$$\text{Prob}(Y_1 = y_1, Y_2 = y_2, \dots, Y_n = y_n) = \prod_{y_{it}=0} [1 - F(W_i' \gamma)] \prod_{y_{it}=1} F(W_i' \gamma) \quad (18)$$

第 (18) 式可以進一步改寫為：

$$L = \prod_{i=1}^n [F(W_i' \gamma)]^{y_{it}} [1 - F(W_i' \gamma)]^{1-y_{it}} \quad (19)$$

將第 (19) 式的等號兩邊各取對數後，再利用最大概似估計法對其中的參數加以估計。

第二節、變數定義與資料來源

本文之研究目的在於找出影響台灣縣市長選舉發生政黨輪替的可能變數，探討經濟、政治及其他因素對選舉結果有何影響。以下，將針對實證模型中之應變數及自變數的定義和資料來源做一詳盡的界定。

一、變數說明

(一) 應變數

本研究之應變數為縣市長選舉出現政黨輪替與否之二元虛擬變數。有關政黨輪替的界定，本文將原執政黨欲競選連任，但卻由脫黨參選者當選的情況，亦列入政黨輪替的行列。如：第 13 屆苗栗縣縣長選舉，國民黨提名何智輝欲固守版圖，傅學鵬退黨參選並當選即屬之。

此外，本文並未考慮縣市長於其任內死亡或其他因素，而必須進行改選或指派的情況，僅以原來縣長的身份來處理此變數。例如，第 12 屆桃園縣長劉邦友在其第 2 任任內被槍殺身亡，隨即舉行之補選由呂秀蓮當選，之後呂又角逐第 13 屆桃園縣長寶座並贏得選舉。本文僅認定第 12 屆桃園縣長為國民黨籍的劉邦友，第 13 屆桃園縣長為民進黨籍的呂秀蓮，故兩屆之間有發生政黨輪替現象。不考慮縣市長因故改選或指派的情況，為本文的研究限制之一。

(二) 自變數

1. 經濟變數

第一，有關地方經濟變數方面，由於台灣並無 21 縣市的物價膨脹率資料，故在地方經濟變數方面，主要是根據 Leyden and Borrelli (1994) 之研究，採用各縣市選舉年及選前一年失業率之差額作為衡量標準。若選舉年

時失業率提升（差值為正數），表示地方經濟表現較前年惡化，則預期理性選民會以否定投票替換無能之執政黨，而使政黨輪替的機率提升。反之，若選舉年時失業率降低（差值為負數），現任者之執政能力易被選民所認可，而使執政黨有較高的得票率，發生政黨輪替的機率也隨之下降。因此，本文預期選舉年與選前一年地方失業率之差額，與縣市長選舉結果發生政黨輪替的機率成正比。

第二，在全國經濟變數部分，根據 Stein（1990）之論點，選民不會一味將地方經濟惡化歸罪於地方執政政黨，而是會參酌全國經濟表現，透過州長選舉，以獎賞或懲罰與總統同黨的現任者或其接班人。故本文擬以全國失業率與通貨膨脹率於選舉年和選前一年的差值，作為全國經濟的衡量指標，並以兩者與是否和總統同黨的交互項檢驗，台灣縣市長選舉中，全國經濟表現是否為重要的影響因素。本研究預期選舉年之全國失業率與通貨膨脹率若高於選前一年，由總統政黨執政之縣市會遭受連累而較易出現政黨輪替現象。亦即，選舉年與選前一年全國失業率與通貨膨脹率之差額，與縣市長選舉結果發生政黨輪替的機率成正比。

2. 政治變數

第一，在現任地方首長競選連任部分，根據 Tompkins（1984）研究之結果，相對於開放性選舉，現任者若競選連任會有較高的得票率，亦即執政黨敗選而遭在野黨取代的機率下降。因此，本文預期現任縣市長競選連任與否，與發生政黨輪替的機率成反比。

關於此變數之界定，同應變數的認定方式，僅以原來縣長的身份來處理此變數。舉例而言，第 12 屆桃園縣長劉邦友於任內被槍殺身亡後，1996 年之縣長補選由呂秀蓮當選，之後呂又角逐第 13 屆桃園縣長寶座並贏得選舉。本文僅認定第 12 屆桃園縣長為國民黨籍的劉邦友，第 13 屆桃園縣

長為民進黨籍的呂秀蓮，並不將補選之任期考慮在內，因此將呂歸類為新任者，而非連任者。

第二，在府會結構變數方面，以往台灣地方層級分立政府的出現多屬偶發現象。但 1989 年之後，府會異黨的比例卻有明顯增加的趨勢。依據 Sundquist (1988) 的論點，民主政治首重政黨政府的運作，而責任政治之體現，更與政黨政治有著密切的關係。政黨對於政府整體運作來說，可連結行政部門和立法部門以串連共同利益，是促成凝聚、團結並產生效能的重要工具。反對黨則扮演監督執政黨的角色，成為政府施政的警鐘。因此，本文認為，在國民黨長期為台灣地方議會第一大黨的政治生態下，選民有以下二種相反的動機，可能是導致縣市長政黨輪替與否的重要關鍵。即選民究竟是希求府會和諧，以避免府會僵局、政策滯塞搖擺，以及缺乏施政效率等缺點，而選擇由國民黨籍現任縣長（或其繼任者）繼續執政；抑或欲使行政部門與立法部門分屬不同政黨以相互監督、制衡，以免獨攬大權的政府機構侵害人民權利，而投票給反對黨。基於此想法，本研究意欲驗證府會結構是否和選舉結果有關。

至於此變數之認定，由於國民黨從過去至今皆為地方議會之多數黨，故本文將國民黨執政之縣市劃歸為單一政府，其餘則視為分立政府。然而，以下兩種情況仍歸為單一政府：其一為原屬國民黨籍、後脫黨參選成功者（如第 12 屆苗栗縣長何智輝、第 13 屆苗栗縣長傅學鵬等）任內之縣市政府結構。另一為同屬泛藍陣營的其餘政黨執政下（如第 14 屆台東縣長徐慶元任內）之縣市政府結構。

第三，是否與總統同一政黨之變數，是為了檢視「總統牌」的旗號究竟能否幫助總統政黨執政之縣市守住既有政治版圖？抑或總統當選的「蜜月期」一過，其聲勢便每下愈況，與總統同黨反而對其選情不利？

3. 其他變數

有關現任地方執政政黨連任屆數方面，為本研究由經濟學的邊際效用遞減法則得出的啟發，而創新所欲驗證之假設。假設， MU_{li} 為選民對執政黨再一次執政所感受到的邊際效用，而 X 為執政黨執政的任數。由邊際效用遞減法則得知 $\frac{\partial MU_{li}}{\partial X} < 0$ 。相同的， MU_{oi} 為選民對在野黨一旦執政所感受到的邊際效果。若執政黨繼續執政，則在野黨無法執政的任期將延長（即執政的任期減少）。因此， $\frac{\partial MU_{oi}}{\partial X} > 0$ 。如果 $MU_{oi} > MU_{li}$ ，則表示在野黨勝選所帶來的邊際效用大於現任執政黨繼續執政的邊際效用，如此將產生政黨輪替。若 P 代表政黨輪替的機率，即 $P(MU_{oi} > MU_{li})$ 。則當 X 增加時，

$$\frac{\partial P(MU_{oi} > MU_{li})}{\partial X} > 0 \quad (20)$$

政黨輪替的機率將會提高。也就是說，除了政黨認同極強的選民很難動搖其投票決定之外，現任政黨連任越久，中間選民對其執政之滿足感亦隨之下降（甚至對其產生厭倦），而抱持著「換人做做看」的心態投票給反對黨的可能性增加。因此，本模型由「邊際效用遞減」之概念，預期地方執政政黨連任之屆數，與縣市長選舉結果發生政黨輪替的機率成正比。關於連任屆數之界定，同應變數及地方首長競選連任變數之認定方式，僅以「原來」縣長所屬的政黨來計算。

二、資料來源

政治變數與其他變數的資料來自台灣省選舉委員會的《公職人員選舉台灣省選務實錄》；物價膨脹率及失業率的資料則分別出自行政院主計處的《中華民國統計月報》、及《中華民國台灣地區人力資源調查統計年報》。

本文中的相關變數意義，以及其對政黨輪替的影響方向，列於表 5。

表 5: 實證變數說明

變數	變數說明	平均數 (標準差)				預期影響方向
		1989	1993	1997	2001	
政黨輪替	縣市長選舉出現政黨輪替為 1；其餘為 0	0.19 (0.40)	0.24 (0.44)	0.43 (0.51)	0.48 (0.51)	
競選連任	現任縣市長若競選連任為 1；其餘為 0	0.24 (0.44)	0.76 (0.44)	0.33 (0.48)	0.57 (0.51)	-
政黨連任屆數	各縣市現任執政黨連續執政的屆數	5.86 (4.19)	5.76 (4.43)	4.95 (1.40)	3.43 (4.17)	+
單一政府	現任若府會同黨為 1；其餘為 0	0.76 (0.44)	0.67 (0.48)	0.67 (0.48)	0.33 (0.48)	?
與總統同一政黨	現任縣市長若與總統同黨為 1；其餘為 0	0.76 (0.44)	0.67 (0.48)	0.62 (0.50)	0.57 (0.51)	?
地方失業率	選舉年之地方失業率高於選前一年為 1；其餘為 0	0.33 (0.48)	0.38 (0.50)	0.76 (0.44)	1 (0)	+
全國失業率	選舉年之全國失業率高於選前一年為 1；其餘為 0	0 (0)	0 (0)	1 (0)	1 (0)	
物價膨脹率	選舉年之物價膨脹率高於選前一年為 1；其餘為 0	1 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	
全國失業率×與總統同一政黨	全國失業率和與總統同一政黨之交互項	0 (0)	0 (0)	0.62 (0.50)	0.57 (0.51)	+
物價膨脹率×與總統同一政黨	物價膨脹率和與總統同一政黨之交互項	0.76 (0.44)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	+
1989 年	1989 年第 11 屆縣市長選舉為 1；其餘為 0	1 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	?
1993 年	1993 年第 12 屆縣市長選舉為 1；其餘為 0	0 (0)	1 (0)	0 (0)	0 (0)	?
2001 年	2001 年第 14 屆縣市長選舉為 1；其餘為 0	0 (0)	0 (0)	0 (0)	1 (0)	?

資料來源：政治變數與其他變數的資料來自《公職人員選舉台灣省選務實錄》；物價膨脹率及失業率的資料則分別出自《中華民國統計月報》、以及《中華民國台灣地區人力資源調查統計年報》。

第三節、研究範圍與研究限制

一、研究範圍

為解決樣本數不足的問題，並增進模型估計之有效性，本文採用橫斷面及時間序列的追蹤資料進行實證分析。其中，研究對象為台灣 21 個縣市，分別為台北縣、宜蘭縣、桃園縣、新竹縣、苗栗縣、台中縣、彰化縣、南投縣、雲林縣、嘉義縣、台南縣、高雄縣、屏東縣、台東縣、花蓮縣、澎湖縣、基隆市、新竹市、台中市、嘉義市及台南市；研究期間為解嚴後 4 屆縣市長選舉，選舉年分別為 1989 年、1993 年、1997 年及 2001 年，故共有 84 個樣本數。

二、研究限制

由於本論文採取的是實證研究途徑，主要限制乃在於研究設計與資料蒐集上，茲說明如下：

第一，第二節在對變數進行定義時曾提及，本文在處理政黨輪替之應變數及競選連任之自變數時，並未考慮縣市長於其任內死亡或其他因素，而必須進行改選或指派的情況，僅以原來縣長的身份來處理。例如，第 12 屆桃園縣長劉邦友在其第 2 任任內被槍殺身亡，隨即舉行之補選由呂秀蓮當選，之後呂又角逐第 13 屆桃園縣長寶座並贏得選舉。本文僅認定第 12 屆桃園縣長為國民黨籍的劉邦友，第 13 屆桃園縣長為民進黨籍的呂秀蓮，故兩屆之間有發生政黨輪替現象。同時，由於本文不考慮呂秀蓮接替劉邦友身亡後的那段任期，因此，第 13 屆縣市長選舉由呂當選桃園縣長時，仍將其歸類為新任者，而非連任者。處理此二變數時忽略改選或指派的情況為本文的研究限制。

第二，本文主要是觀察總體經濟指標與選舉間的變動關係，被非採用對選民進行個體調查之「荷包假設」或「社會經濟假設」研究法。因此，僅能證實經濟表現與政黨輪替有無關連，而無法瞭解選民之投票行為是否依據其對經濟表現的評估，進而導致政黨輪替的現象發生。故本文在解釋實證結果時，對選民行為影響政黨輪替機率的臆測部分，皆需進一步進行個體調查才可證實。

第三，在縣市虛擬變數部分，本研究礙於現有資料，僅能就 21 個縣市出現政黨輪替的頻率進行比較，而無法深入探求導致箇中差異的真正因素。

第四節、本章小結

本文的研究目的在於檢測 1989 年至 2001 年中，經濟表現是否為影響台灣 21 縣市首長選舉出現政黨輪替的重要因素，以及探求政治和其他變數是否亦與執政黨遭致替換有關。由於應變數為有無發生政黨輪替之二元虛擬變數，故決定採用非線性的 Probit 模型，以修正傳統線性機率模型的缺失。本章首先介紹本文採用的研究方法與研究模型；其次為界定實證模型中各變數之定義、及說明各項資料來源；最後再對本文之研究範圍及研究限制加以說明。本章重點整理如下：

一、研究方法與研究模型

首先，本文在相關變數的設定上，除了政黨連任屆數外，所有之實證變數皆參照 Janet (1998) 用虛擬變數予以處理。此外，為了克服傳統線性機率模型中，解釋變數對應變數之影響以固定比率增加之不合理現象，本文將採用非線性的 Probit 模型，以修正傳統線性機率模型的缺失。而本研究之實證模型主要是利用最大概似法，估計各解釋變數促使縣市政府政黨輪替的機率，並進一步估算每一自變數對政黨輪替的邊際效果。

二、變數定義與資料來源

實證模型中之應變數為縣市長選舉出現政黨輪替與否之二元虛擬變數。在自變數部分，區分為經濟變數、政治變數及其他變數三類。經濟變數包括地方經濟變數及全國經濟變數，分別以地方失業率、以及全國失業率與物價膨脹率做為觀測指標。政治變數包括現任者競選連任與否、府會結構是否為單一政府、以及是否與總統同一政黨。其他變數部分則基於邊際效用遞減法則的啟發，而將執政政黨連任屆數納入實證模型，以檢測其是否亦為影響政黨輪替的重要變數。除此之外，為了解全國經濟表現不佳

時，總統政黨執政的縣市是否會遭受池魚之殃，而提升其被在野黨取代的機率，本文之全國失業率及物價膨脹率等全國經濟變數，便以其與是否和總統同一政黨的交互項予以處理。

上述經濟變數的資料來源出自《中華民國統計月報》與《中華民國台灣地區人力資源調查統計年報》；政治變數與其他變數的資料則來自《公職人員選舉台灣省選務實錄》。

三、研究範圍與研究限制

本文的研究範圍為台灣解嚴後，1989年至2001年4屆21個縣市的縣市長選舉，共有84個樣本數。本文的研究限制如下：第一，在處理政黨輪替之應變數及競選連任之自變數時，並未考慮縣市長於其任內死亡或其他因素，而必須進行改選或指派的情況，而僅以原來縣長的身份來處理。第二，本文主要是觀察總體經濟指標與選舉間的變動關係，因此無法瞭解經濟表現是否真會影響選民投票行為，並進而干擾選舉結果。第三，在縣市虛擬變數部分，因資源有限，本文僅能比較21縣市發生政黨輪替的頻率，而無法探知何種原因導致箇中差異。