

第五章、實證結果與分析

本文主要的研究目的，在於驗證政治、經濟或其他因素是否導致縣市長選舉結果出現政黨輪替現象。於是本文針對 21 縣市、4 次縣市長選舉的追蹤資料，利用最大概似估計法，對第 (19) 式加以估計各解釋變數促使縣市政府政黨輪替的機率，並進一步以第 (16) 式和第 (17) 式估算每一自變數對政黨輪替的邊際效果。

本章先於第一節分析實證模型的估計結果，再於第二節對模型的相關統計檢定加以補充說明。

第一節、實證結果分析

一、政治、經濟與其他變數

Probit 模型之估計結果，呈現於表 6。由表 6 的估計數據可以發現，地方失業率之係數並未達顯著水準，此意味地方失業率於選舉年惡化，執政黨被輪替的機率並不會隨之提升。換言之，地方經濟表現並非造成地方政府政黨輪替的主要因素。而在與總統同一政黨，以及其與全國失業率交互項變數方面，其估計係數則分別在 5%與 10%的顯著水準，拒絕其為零的虛無假設。由表 6 可知，與總統同黨的影響方向為負，此意謂由總統之政黨執政的縣市出現政黨輪替之機率，會低於其他政黨執政的縣市。而兩者之交互項則如同預期為正向影響，亦即選舉年全國失業率若惡化，由總統政黨執政之縣市遭致輪替的機率將提升。

表 6: Probit 模型估計結果

變數	係數	標準誤	邊際效果
常數	-9.71**	4.08	-2.48×10^{-1}
地方失業率	-0.19	0.77	-4.89×10^{-3}
與總統同一政黨	-3.88**	1.94	-9.88×10^{-2}
全國失業率×與總統同一政黨	2.89*	1.77	7.39×10^{-2}
物價膨脹率×與總統同一政黨	0.65	1.72	1.65×10^{-2}
競選連任	-3.49**	1.76	-8.89×10^{-2}
政黨連任屆數	0.49***	0.18	1.26×10^{-2}
單一政府	-4.50	0.94	-1.27×10^{-2}
1989 年	-0.32	1.71	-8.13×10^{-3}
1993 年	3.09	2.18	7.87×10^{-2}
2001 年	3.56*	2.02	9.08×10^{-2}
樣本數	84		
χ^2	57.52		
Log likelihood function	-24.71		

註 1：***、**、*分別表示 $p < 1\%$ 、 $p < 5\%$ 、 $p < 10\%$ 的統計顯著水準。

2：Probit 模型之邊際效果會依自變數數值不同而有所差異。此處是指每一自變數平均值之邊際效果。

至於上述影響之邊際效果則呈現於表 7，以與總統不同政黨執政之縣市被政黨輪替的機率作為對照，若全國失業率下降，與總統同黨之縣市執政黨亦漁翁得利，被輪替的機率相對於與總統不同黨時減少 9.88%。假使失業率於選舉年上升，總統政黨執政的縣市遭在野黨取代的機率將提升 7.39 個百分點（此現象或許是選民藉由縣市長選舉的機會，表達其對中央政府不滿的結果）。然而，其最後加總的邊際效果仍較與總統不同黨的縣市低了 2.49%。此表示即便全國經濟表現不佳，與總統同黨仍比與總統不同黨的縣市較不易被輪替。至於，與總統同一政黨和物價膨脹率的交互項則不顯著。

表 7: 全國失業率和與總統同一政黨交互項之邊際效果表

	單位：%	
	與總統不同政黨	與總統同一政黨
全國失業率下降	$0+0=0$	$-9.88+0=-9.88$
全國失業率上升	$0+0=0$	$-9.88+7.39=-2.49$

註：此為兩自變數各自平均值之邊際效果。

綜合上述，可歸結出以下幾點：首先，台灣之縣市長選舉的確有經濟投票的現象。只不過干擾政黨輪替結果的反而是全國經濟表現，而非地方經濟表現。其次，在全國經濟變數中，通貨膨脹率對選舉結果並無顯著影響，全國失業率則具有影響力。最後，無論中央政府能否於選舉年提升就業機會以減少失業率，與總統同黨皆能對現任執政黨蟬聯縣市長一職有所裨益。

至於在現任者競選連任與現任執政政黨連任屆數變數部分，也各符合 5% 和 1% 的顯著水準。前文對兩項變數預期的影響方向也得到證實，此結果一方面顯示，台灣縣市長選舉中，現任者若競選連任，其政黨被在野黨取代的機率會較開放性選舉降低 8.89%，即由現任首長參選之縣市較不易出現政黨輪替。另一方面，現任執政政黨連任屆數之長短果真會影響縣市長選舉結果。不過，其負面影響的程度，不如全國失業率於選舉年提升對總統政黨執政之縣市殺傷力大。現任執政黨多連任一屆，其被輪替的機率僅增加 1.26 個百分點。另外，有關單一政府對縣市長選舉的影響，估計的結果並不顯著。³⁵

³⁵ 由於虛擬變數並非連續變數，故此處的機率及邊際效果的數值並無實質上的意義，但仍可做為比較上的參考。

二、時間虛擬變數

在時間變數方面，本文是以 1997 年第 13 屆縣市長選舉作為基期，以之對照其餘 3 屆選舉中政黨輪替的狀況。結果如表 6 所示，2001 年縣市長選舉之虛擬變數達到 10% 的顯著水準，且其符號為正向。此意味，第 14 屆地方首長選舉中，現任執政黨失掉縣市長寶座的機率較第 13 屆高出 9.08 個百分點。對此現象，本文提出以下兩點解釋：第一、2000 年第 10 屆總統選舉出現首度政黨輪替，國民黨交出長達 50 年的執政權，由民進黨的陳水扁入主總統府。此政黨輪替的創舉對地方層級選舉起了一種積極的示範作用，致使 2001 年之縣市長選舉變天的機率為歷年最高。第二、民進黨在這次縣市長選舉中，執政版圖從原有的 12 席縮減為 9 席。其中，北台灣險些失守，僅剩下台北縣及宜蘭縣。而台中縣、新竹縣、新竹市和基隆市則全部藍化。綠色執政除全數集中於南台灣，及少數中部縣市有所斬獲之外，總統牌在北台灣相形失色。此現象不免讓人質疑，「陳總統是南部人的總統」之“認同投票”行為，果真為民進黨北部選情失利的原因之一，並進一步提升 2001 年縣市長選舉政黨輪替的機率。當然，此推論仍須進一步予以檢驗才可確立。

三、縣市虛擬變數

另外，本文還於模型中估計各縣市在其他情況不變下，其個別發生政黨輪替的情況，其結果呈現於表 8。相較於國民黨連續執政 13 屆、以及第 11 屆至第 14 屆選舉中未出現政黨輪替的 6 個縣市，其餘 15 個縣市估計結果係數皆為正。這樣的結果表示，所有縣市的地方首長易手的機率皆較作為基準的六個縣市來得高。其中，最易發生政黨輪替之前五名縣市分別為嘉義縣、屏東縣、新竹市、台中市、台中縣及基隆市。促使以上縣市之執政政黨容易敗選的箇中原因，已超出本文所列變數可解釋的範圍。地方求

表 8: 縣市虛擬變數之估計結果

變數	係數	標準誤
台北縣	8.43 **	3.84
桃園縣	7.70 **	3.50
新竹縣	9.16 **	3.88
苗栗縣	8.83 **	3.63
台中縣	10.59 ** (5)	4.44
彰化縣	8.94 **	3.99
南投縣	8.79 **	3.67
嘉義縣	13.14 ** (1)	5.56
台南縣	5.96 **	2.97
屏東縣	11.96 *** (2)	4.71
澎湖縣	8.89 **	3.74
基隆市	10.59 ** (5)	4.44
新竹市	11.76 *** (3)	4.82
台中市	11.47 ** (4)	4.72
台南市	9.86 **	4.44

註 1: **、* 分別表示 $p < 1\%$ 、 $p < 5\%$ 、 $p < 10\%$ 的統計顯著水準。

2: 括弧中為縣市長選舉出現政黨輪替現象最為頻繁的前五名縣市排名。

新求變之風土民情、候選人個人特質、地方派系的鬥爭、選舉策略的失誤、黨內同袍操戈的結果等，皆可能是致使這些縣市政黨輪替頻率名列前茅的因素。至於原先當作對照組的宜蘭縣、雲林縣、高雄縣、台東縣、花蓮縣及嘉義市，則屬「一黨長期執政型」。此緣由也非本研究結果所能推測，其縣民強烈的政黨認同、渴望政局穩定的心態、抑或現任政黨政績卓著而深受選民愛戴等，皆可能是此 6 個縣市從未發生或甚少發生政黨輪替的因素。

第二節、模型基本檢驗結果

關於其他統計檢定，由於 Probit 模型無法做相關假設檢定，而本文之研究對象若以最小平方法加以估計，其顯著性及影響方向與 Probit 模型大體相同，故以下便以最小平方法模型，對殘差值是否呈現常態分配、是否存在自我相關、及是否存在異質變異等問題進行統計分析，以確定本文所用模型的頑強性 (robustness)。

一、殘差值是否呈現常態分配？

在檢驗殘差值是否呈現常態分配方面，本文使用 Jarque-Bara (JB) 常態分配檢定加以測試：

$$JB = \frac{T}{6} \left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right) \quad (21)$$

其中， T 為觀察值的個數； S 為偏態 (skewness)，代表最小平方殘差平均值 0 附近殘差的對稱程度； K 為鋒態 (Kurtosis)，表示殘差值分配的“高狹低闊”程度。結果計算出的 JB 統計值為 1.24，小於 $X^2_{26,0.05}$ 的卡方檢定值 38.89，故接受殘差值為常態分配的虛無假設 (the null hypothesis) (H_0 ：殘差值為常態分配； H_1 ：殘差值非常態分配)。由 JB 值檢定顯示，模型中的殘差值分布，符合 Probit 模型假設殘差項必須為常態分配的基本條件。

二、殘差項是否存在自我相關 (autocorrelation) ？

此外，在處理時間序列資料時，也要考慮到自我相關的可能性，若忽略自我相關的問題，可能導致估計值的高估或低估，而影響區間估計及假設檢定的準確性。本文對此問題將採用 Durbin-Watson 統計量予以檢測：

假設線性迴歸模型如下：

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + e_t \quad (22)$$

其中，殘差可能會遵循一階自我迴歸模型

$$e_t = \rho e_{t-1} + v_t \quad (23)$$

第(23)式假設 v_t 是具有 $N(0, \sigma^2_v)$ 分配的獨立隨機殘差。若 $\rho = 0$ ，則 $e_t = v_t$ ，則第(22)式中的殘差將無自我相關。與 $\hat{\rho}$ 密切相關的統計量如下：

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{e}_t - \hat{e}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2} \approx 2(1 - \hat{\rho}) \quad (24)$$

其中， \hat{e}_t 為最小平方殘差 ($\hat{e}_t = y_t - b_1 - b_2 x_t$)。若 $\hat{\rho} = 0$ ，則 Durbin-Watson 統計量 $d \approx 2$ ，這個值被視為模型殘差非自我相關的指標。

經計算後得出 Durbin-Watson 統計值為 1.93，其值近似於 2，接受 $\rho = 0$ 的虛無假設 ($H_0: \rho = 0; H_1: \rho \neq 0$)，顯示本模型之殘差並無自我相關。

三、殘差項是否存在異質變異 (heteroskedasticity) ?

最後，在使用橫斷面資料時，時常會遇到異質變異的問題，若使用具有異質變異性的模型加以估計，將和殘差項存在自我相關一樣，會導致錯誤的結果。故本文亦透過 Breusch-Pagan (BP) 統計值對此問題予以檢定。

假設：

$$\sigma_i^2 = \sigma^2 f(\alpha_0 + \alpha' z_i) \quad (25)$$

其中, Z_i 為一自變數向量。若 $\alpha = 0$, 此模型屬於同質變異 (homoscedastic)。該檢驗可透過以下的簡單迴歸來完成。

$$LM = \frac{e_i^2}{e'e/n} \text{ 對 } z_i \text{ 的迴歸中已解釋的平方和的一半} \quad (26)$$

為便於計算, 令 g 為對 $g_i = e_i^2 / (e'e/n) - 1$ 的觀測值向量, Z 為對 $(1, z_i)$ 觀測值的 $n \times p$ 階矩陣。則:

$$LM = \frac{1}{2} [g'Z(Z'Z)^{-1}Z'g] \quad (27)$$

在同質變異的虛無假設下, LM 漸進地服從自由度 (degrees of freedom) 等於 z_i 中的變量數目的卡方分布。

本文資料計算出的 BP 值為 28.24, 小於 $X^2_{25,0.05}$ 的卡方檢定值 37.65, 檢定結果不拒絕虛無假設 (H_0 : 殘差值為同質變異; H_1 : 殘差值為異質變異), 代表觀察值並不具異質變異之特性。

通過上述統計檢定後證實, 本實證模型不會產生自我相關、異質變異、以及殘差值為非常態分配的問題。³⁶ 因此, 本文可使用 Probit 模型, 對各解釋變數影響台灣縣市政府政黨輪替的機率及邊際效果進行估算。

³⁶ 關於 Jarque-Bara 檢定及 Durbin-Watson 檢定, 請參見 Hill et al. (2001)。至於 Breusch-Pagan 檢定, 請參見 Greene (2003)。

第三節、本章小結

本章主要欲分析經濟、政治及其他變數對台灣縣市長選舉結果發生政黨輪替的影響，並透過時間及縣市虛擬變數，進一步比較各屆及各縣市政黨輪替的狀況。最後再對本模型相關假設檢定進行補充。本章重點整理如下：

一、實證結果分析

估計結果顯示，地方失業率之係數並未達顯著水準，表示地方經濟表現不佳並不會導致縣市長政黨輪替。而在與總統同一政黨，以及其與全國失業率交互項變數方面，估計係數則分別達到 5%與 10%的顯著水準。其中，與總統同黨的影響方向為負，此意謂由總統之政黨執政的縣市出現政黨輪替之機率，會低於其他政黨執政的縣市。另外，與總統同一政黨和全國失業率交互項的影響方向為正，此表示選舉年全國失業率若惡化，總統之政黨遭致輪替的機率將提升。經由模型估計後得出，此機率會提高 7.39%，但即使如此，與總統同黨的縣市被輪替的機率仍較其他縣市低 2.49%。因此，即便全國經濟表現不佳，與總統同黨仍比與總統不同黨的縣市較不易出現政黨輪替。最後，與總統同一政黨和物價膨脹率的交互項並未達顯著水準。

綜合上述，可歸結出以下結論：首先，干擾台灣縣市政府政黨輪替結果的是全國經濟表現，而非地方經濟表現。其次，在全國經濟變數中，全國失業率對選舉結果具有影響力，而通貨膨脹率則無。最後，無論中央政府能否於選舉年降低失業率，與總統同黨皆對現任執政黨蟬聯縣市長一職有利。

在現任者競選連任變數部分，則符合 5%的顯著水準。研究發現，現任

者若競選連任，其政黨被在野黨取代的機率會較開放性選舉降低 8.89%。此結果意味，由現任首長參選較不易出現政黨輪替。而現任執政政黨連任屆數變數部分亦達 1%的顯著水準。現任執政黨多連任一屆，其被輪替的機率增加 1.26 個百分點。另外，單一政府對縣市長選舉的影響則不顯著。

在時間變數方面，本文以 1997 年第 13 屆縣市長選舉作為基期，以之對照其餘 3 屆選舉中政黨輪替的狀況。結果發現，2001 年第 14 屆縣市長選舉之虛擬變數達到 10%的顯著水準，此屆現任執政黨失掉縣市長寶座的機率較第 13 屆高出 9.08 個百分點。對此現象，本文提出以下兩點解釋：第一、2000 年第 10 屆總統選舉出現首度政黨輪替，對地方層級選舉起了一種積極的示範作用。第二、“認同投票”行為的結果。至於縣市虛擬變數部分，相較於國民黨連續執政 13 屆、以及第 11 屆至第 14 屆選舉中未出現政黨輪替的 6 個縣市，其餘 15 個縣市之估計結果係數皆為正。此結果表示，此 15 個縣市地方首長易手的機率皆較作為基準的六個縣市來得高。其中，又以嘉義縣、屏東縣、新竹市、台中市、台中縣及基隆市分居最易發生政黨輪替縣市的前五名。

二、模型基本檢驗結果

本文使用 Jarque-Bara 值、Durbin-Watson 統計量及 Breusch-Pagan 統計值，對殘差值是否呈現常態分配、資料是否呈自我相關及觀察值是否具異質變異等進行檢驗。檢定結果證實，本實證模型並無自我相關、異質變異、以及殘差值為非常態分配的問題。