

地方政治預算循環之實證研究： 以台灣省縣市長選舉為例

傅彥凱*

摘要

本文的主要目的在驗證地方政治預算循環存在的可能性，以瞭解政策工具的選擇是否真會受到縣市長選舉因素的影響，本文採用匯合的時間序列橫斷面資料，以民國 76 年至 89 年為分析期間並結合台灣省 21 縣市歷年的相關統計數據，進行混合迴歸分析。本文的章節架構，除第一節前言外；第二節，本文將對於相關文獻進行扼要地回顧；第三節，針對我國縣市長選舉概況作一說明；第四節，則是本文的研究方法部分，包括實證模型的設定、相關變數的定義、及計量處理方法的說明；第五節，蒐集相關資料進行政治預算循環的實證分析；最後，則是提出本文的主要研究發現與後續研究建議。而本文的主要研究發現包括：1.在財政支出工具檢驗模型中，證實台灣的確存在選舉預算循環之現象。亦即每逢選舉年時，地方公共支出的確有增加的現象。2.在財政收入工具的檢驗模型中，並未發現台灣存在選舉租稅循環之現象，反而得到與實證模型預期相反的符號。3.在稅課收入工具的檢驗模型中，台灣資料雖符合模型在方向上的預設，但並未證實台灣的確存在選舉租稅循環。

關鍵詞：政治景氣循環、政治預算循環、財政政策、縣市長選舉、混合迴歸

* 作者為國立臺北大學公共行政暨政策學系博士生，作者衷心感謝兩位匿名審稿人惠賜的寶貴意見，並指出文中許多錯誤之處，對本論文裨益良多，唯內文疏漏之處仍由作者自行負責。
收稿日期：91 年 8 月 31 日；第一次修正日期：91 年 10 月 28 日；第二次修正日期：91 年 11 月 7 日；接受刊登日期：91 年 11 月 14 日

壹、前言

日前陳水扁總統為兌現社福競選支票¹，以民進黨主席身分，裁示擴大發放敬老津貼，行政院院長游錫堃隨即指示所屬遵照辦理，行政院最後決定挪用公益彩券盈餘，用以挹注擴大發放老人生活津貼所需。此乃民進黨考量北高兩市市長大選在即，下一屆總統大選距今也只剩一年半的時間，擴大社會福利又為陳水扁上次總統大選之重要政見，此時不兌現，更待何時？執政黨執意此項社會福利政策，除了討好選民，獲取選票之考量外，別無其他解釋。不僅民進黨如此，在野黨為求選票，也執意提案、大力推動多項錢坑法案，進而造成國家財政陷入寅吃卯糧的困境。

我們難以想像，如果身繫收支的主計長，不顧收支困難，卯力配合執政黨考量，發放福利津貼；身繫「兩率」穩定的中央銀行總裁，卯力配合執政黨考量，操控利率與匯率走向；身繫國庫安危的財政部部長，卯力配合執政黨考量，大力減免稅捐，國家會變成什麼模樣？（中國時報，2002/8/30：版2）如此數年之後，國家財政將愈趨惡化，國家債務勢必倍增，進而會對總體經濟造成不良的後果，貽禍後代子孫。換言之，執政黨經濟政策的制定若僅以勝選為其最高考量，只重視眼前利益而不顧長期目標，則其所提出的政策難免欠缺周詳的考慮，而選後將貽禍於全民（傅彥凱，民91：160）。

由上可知，選舉與經濟政策之間存在著密切的關連性，經濟政策的制定時常會受到政策制定者的政治動機之影響，而加劇經濟景氣的波動，對總體經濟產生不良之影響，此乃政治景氣循環理論(political business cycle theory)所探討的主要課題²。而此一概念最早是由 Nordhaus(1975)及 MacRae(1977)所提出，他們認為政治人物對經濟政策的決定會造成總體經濟的不穩定，特

別是會產生通貨膨脹與失業的選舉性循環，上述現象之所以會發生的主因係假設選民是短視的(myopic)或向後看的(backward-looking)³，如此執政者才能藉由對短期經濟政策之操弄，提高其連任之機會。然而，隨著一九八〇年代中期新興古典學派的興起，理性預期的假說被引入政治景氣循環理論之中，其假設選民是為向前看的(forward-looking)⁴，選民因具有理性預期的能力，對於政府在選前為營造經濟繁榮景象所採取的擴張性政策能完全預期，而使得政府所採取的經濟政策失效。但 Rogoff 與 Sibert(1988)、Rogoff (1990)卻認為選民所獲得的資訊相對於執政黨而言仍是不對稱的，政府會利用短期不對等的資訊影響公共財的決定過程，這將使得理性的選民仍會被資訊充足的政黨所愚弄，於是政治景氣循環仍有可能發生。

例如美國總統大選四年舉行一次，執政者不論是為尋求連任，或替同黨候選人造勢，在總統選舉年會增加貨幣供給和政府支出，製造經濟繁榮的景象並降低失業率，希望贏得選民對執政黨的好感與支持。一旦新任總統就任後，執政當局便採取保守的經濟政策，調升利率、減少貨幣供給，以抑制可能的通貨膨脹，相較於選前，經濟成長會有趨緩的現象。為此，經濟景氣的升降與選舉週期相一致的現象，通常稱之為「政治景氣循環」。申言之，執政者會運用各種經濟政策工具的操弄，如貨幣供給、政府支出等，以影響經濟情況的表現，如國民所得、失業率、通貨膨脹率、經濟成長率等，使國家的經濟狀況在選前呈現成長與富裕的景象，以增加執政者當選的機會。亦即執政黨會在選前採取寬鬆性政策，選後則採取緊縮性政策，整體經濟情勢就在這一鬆一縮的波動情形下，形成所謂的政治景氣循環現象（傅彥凱，民91：140）。

但從若干研究顯示，若僅觀察經濟變數實質上的表現，常常無法明確發現政治景氣循環的情況(Hibbs,1987; Alesina,1988; Alesina, et. al., 1997)，於是

1 陳主席於中常會中裁示，對於退休勞工、中低收入戶及身心障礙老人的合理需要，政府應持續關切，其他已有的福祉也不宜緊縮。行政院應針對財源部分儘速邀集相關黨政部門同志進行研商，迅速有效回應民意需求（民主進步黨第十屆第5次中常會新聞稿，2002/08/27）。

2 關於政治景氣循環理論的相關基本意涵及其前提預設，請參閱傅彥凱，2002，民主政治下的經濟政策制定：政治景氣循環理論之探討，中國行政評論，11（3）：139-163。

3 傳統的政治景氣循環理論假設選民是回顧型的(backward-looking)，而理性的政治景氣循環則假定選民是前瞻型的(forward-looking)，兩者之差別在於前者假設選民是根據過去執政者的經濟表現決定其投票意向；而後者則假設選民會根據目前資訊預測政府未來的經濟表現作為其投票依據。

4 同前註。

學者們開始考慮是否有所謂的政策循環(policy cycle)現象的存在，亦即是否存在政治預算循環(political budget cycle)及政治貨幣循環(political money cycle)的現象。當中政治貨幣循環的研究著重在大選前後貨幣政策效果的變動，觀察選前中央銀行是否採取寬鬆的貨幣政策以刺激經濟景氣，選後是否採取緊縮的貨幣政策以抑制景氣過熱；至於政治預算循環的研究則偏重大選前後財政政策的動向，觀察選前行政部門是否採行選舉性的財政政策以籠絡選民，選後則反其道而行，採取緊縮性的財政政策。

綜上所述可知，政治景氣循環理論與政策循環理論的最大的差別在於前者的分析係觀察總體實質經濟變數，例如總產出、經濟成長率、失業率、及通貨膨脹率等與選舉之聯結循環效果；而後者則是透過訊號的(signal)傳遞預測選舉對政策工具（政府支出、租稅收入、貨幣供給、利率、及匯率等）操控之影響效果(Reid, 1998:35)。

然而，本文除了將分析單位延伸至地方層級的縣市長選舉之外⁵，更將研究重點鎖定在政治預算循環部分，這是因為地方政府若要藉由選前透過對政策工具的操控，以遂其勝選之目的，勢必只能由財政政策工具著手，而相對於貨幣政策的操控權僅掌握於中央銀行之手，地方政府無緣置喙。基此，本文主要目的在探究台灣地方性的縣市長選舉與財政政策制定之關係，亦即驗證政治預算循環存在的可能性，以瞭解是否政治因素真能影響政策選擇(policy choice)？本文將採用匯合的橫斷面時間序列資料(pooled cross section time series data)，時間涵蓋面從政府宣布解嚴開始至民國 89 年底止(1987-2000)，並結合 21 縣市歷年的相關統計數據，進行混合迴歸分析(pooling regression analysis)，以便觀察政策工具的選擇是否真受到縣市長選舉因素的影響？本文的章節架構，除第一節前言外；第二節，本文將對於相關文獻進行扼要地回顧；第三節，針對我國縣市長選舉概況作一說明；第四節，則是本文的研究方法部分，包括實證模型的設定、相關變數的定義、及計量處理方法的說明；第五節，蒐集相關資料進行政治預算循環的實證分析；

5 本文的研究主體為地方政府，為避免資料差異過大，乃選定台灣省本島以及澎湖縣等 21 個縣市作為分析單位，不包括台北市、高雄市兩院轄市及金門縣、連江縣等地區。

最後，則是提出本文的主要研究發現與後續研究建議。

貳、相關文獻回顧

關於選舉與財政政策的相關性議題，國外學者已多所著墨，近年來更將研究焦點放在政治預算循環及政治貨幣循環上，這是因為政治景氣循環的發生，必須經過層層關卡：1.執政黨在選前操控經濟的動機；2.必須克服從政策實施到發揮政策效果的政策延遲及時間延遲問題；3.避免政策被理性預期所造成的政策失靈（黃上紡，民 85：59-64）。正由於上述種種因素的限制，使得政治景氣循環無法獲得統計實證上的支持，進而導致許多學者乃轉向研究「政策循環」。而政策循環理論包括政治貨幣循環與政治預算循環兩大部分，以下將分別予以說明（傅彥凱，民 91：157-158）：

首先在政治貨幣循環方面，學者強調研究執政黨貨幣政策的觀察指標包括：貨幣供給、利率、匯率、存款準備率及重貼現率等（Williams, 1990; Grier, 1987；黃上紡，1995），這些指標主要是由中央銀行所控制，政府較少直接干預貨幣政策影響經濟表現，而傾向直接操弄財政政策以達成其政治上的目的。若中央銀行控制下的貨幣政策在選舉期間不受行政部門的施壓而有獨立自主的決策空間，表示中央銀行本身具有獨立性(central bank independence)；換言之，政治貨幣循環便是要觀察中央銀行（聯邦準備理事會）是否在選舉期間實施中立的貨幣政策，不受行政部門的影響。央行若具獨立性，其所操控的貨幣政策將不會隨著選舉而炒短線，政治貨幣循環將不復存在；反之，若央行不具獨立性，接受來自總統或行政部門或立法部門的施壓而於選舉期間採取選舉性貨幣政策，企圖贏取選票，則政治貨幣循環勢必發生。

其次在政治預算循環方面，Downs(1957)認為在政黨政治運作之下，執政黨善於利用選舉前製造選舉行情，例如採取擴張性財政政策刺激經濟成長或大開選舉支票，博取選民的支持；而在野黨也為爭取選票，進而大幅通過減稅及增加公共建設支出等法案，目的都是在追求選票的極大化。另外，公平

的所得分配亦是執政黨追求的目標，政府為改進所得分配的狀態，必須積極透過各種財政支出和收入手段來尋求理想的重分配；因此衡量所得分配不均程度的 Gini 係數，亦可作為觀察政治預算循環的指標之一。最後，執政黨為了解決失業問題，必須大幅增加移轉性支出，如民國八十八年元月勞保局開辦的勞工失業保險，或如民國九十年八月行政院將一百六十億元的老人福利津貼預算編入九十一年度總預算，則是為照顧年長者所編列的社會福利支出，這些皆是執政黨於每次選舉前為討好選民所採取的擴張性財政政策。經由上述的探討可發現在政治預算循環方面，研究執政黨財政政策的觀察指標包括：政府消費性支出、政府社福支出、政府總預算、移轉性支付、稅收、稅率及 Gini 係數等。

Rogoff 與 Sibert(1988)、Rogoff (1990)認為政治人物會透過財政工具的操控讓選民知曉其個人之行政能力(competence)，特別是在選舉期間，執政者會減輕(降低)租稅或擴張(增加)政府支出作為其傳達給選民之訊號(signal)，民眾據此選舉預算訊號(electoral budget signals)區別有能力與無能力之執政者，並決定其投票意向，藉由短期訊息的不對稱，使執政者有能力影響公共財的決定過程，進而扭曲財政支出和租稅水準。

Alesina, Cohen and Roubini (1997)觀察十三個 OECD 國家的政府支出與稅收佔 GDP 之變動率發現：雖然係數估計並未達到統計上的顯著水準，但是選前政府支出傾向增加，而稅收則是傾向減少，仍然符合政治預算循環的基本假設。其次，觀察各國的預算赤字佔 GDP 之比率，發現每到選舉前預算赤字的比率也有提高之傾向；不僅如此，同時選前貨幣擴張所導致的政治貨幣循環效果也經常發生。此一現象，在 Allen(1986)的研究中亦可發現，美國總統大選之前，聯邦準備理事會會調降利率、增加貨幣供給以討好選民，符合政治貨幣循環的推論；同時在此一階段，財政部也配合增加政府公債的發行，擴張財政支出。由上述可知，在選舉前，政府不僅會採取擴張性財政政策，同時也會採行擴張性貨幣政策，兩者並不獨立而是相輔相成，缺一不可。

Yoo(1998)則是以日本的選舉進行分析，發現執政者有意圖採取擴張性財政政策，以刺激經濟景氣提高其連任之機會，遂產生選舉租稅循環之效果。

Hess (1993)、Bizer 與 Durlauf (1990)則發現稅率的變化與總統大選有密切的相關，亦即每到大選前兩年稅率有明顯下降的趨勢。Kiefer(1988)對美國聯邦政府的財政政策進行實證調查發現，現任執政者有強烈的動機操控財政政策來達成其連任的目的，並且每逢選舉年政府支出與預算赤字會有顯著的增加。

就地方層級而言，也有外國學者論及地方性選舉與財政政策工具之間的關係，如 Poterba(1993)及 Case(1994)皆發現在美國州長選舉年時，州長不會提出增稅的財政政策，且州政府支出皆有明顯地增加。而 Blais 與 Nadeau (1992)及 Reid (1998)則是觀察加拿大的省長選舉，當中發現選舉期間較非選舉期間政府支出有較強的(stronger)成長效果，而稅課收入則有減緩的(weaker)成長效果，並且經由實證結果得知加拿大各省的政府支出及稅課收入與選舉變數間的關係達到統計上的顯著水準，進而支持政治預算循環的假設。換言之，在選舉年時，加拿大省政府的財政支出或財政赤字會有增加的傾向，而稅課收入卻有明顯降低的現象。

國內僅有極少數學者以地方政府層級的角度探討選舉與地方財政政策工具之間的關係，張慈佳(民 89 年)以台灣地區民國七十四年至八十六的相關資料進行實證分析，在支出面發現地方政府之執政者於選前以增加「平均每人歲出」、「每年新闢與維護之道路面積」等擴張政策為工具，產生選舉預算循環；在收入面卻發現與理論呈現相反的結果，「地價稅收」雖然呈現選舉循環，唯地方政府未於選舉前採取降低地價稅的政策，反而是地價稅收有選前增加的趨勢。張瑞真(民 89 年)以經濟圖形之分析方法，探討地價稅基與公共設施之政治景氣循環現象，以台灣省二十一個縣市，於民國七十六年至八十七年為研究範圍，實證結果發現在地價稅基調幅方面合計有八個縣市之地價稅基調幅達顯著水準，亦即非選舉年之地價稅基平均調幅明顯高於選舉年之平均調幅，而產生選舉租稅循環；而在公共設施調幅方面只有三個縣市公共設施調幅達顯著水準，亦即非選舉年之公共設施平均調幅明顯低於選舉年之平均調幅，進而產生選舉預算循環。

參、解嚴後歷屆縣市長選舉概況

解嚴之前，對於一黨獨大的國民黨而言，並不會有政黨輪替執政的情事發生，而不至於造成太大的選舉壓力；相反地，解嚴以後，由於反對黨的組織化及執政黨的各項民主化改革，而使得民主政治開始在台灣紮根。尤其是民進黨的成立，進一步促成台灣政黨政治的健全發展，而使得我國從國民黨一黨獨大的威權體制，逐漸邁向政治民主化的轉型階段，並進一步促成國民黨與民進黨兩黨對立的選舉競爭體系（徐火炎，民 82：45）。是故，本文將討論的時點定在民國七十六年解嚴以後，這是因為政治景氣循環的研究架構是要在民主制度下、有健全的政黨競爭體系下進行的。四年定期舉行的縣市長選舉實施至今，共舉辦過十四屆，唯本文以政府宣布解嚴開始，亦即從民國 76 年至民國 89 年為止，共計 14 年的時間作為本文的分析期間⁶。而在這段時間共舉行過三次縣市長選舉，分別為第十一屆（民國 78 年）、第十二屆（民國 82 年）、及第十三屆（民國 86 年），本文將以歷屆縣市長選舉的時點與結果，驗證台灣是否存在政治預算循環的現象。

首先，根據附錄表一所示可知，由於第十一屆（民國 78 年）縣市長選舉是民進黨剛成立不久所投入的第一場大型選戰，民進黨以初生之犢不畏虎之姿，在此次選戰中攻佔 6 席縣市長，國民黨贏得 14 席縣市長，而無黨籍僅取得 1 席。

其次，若以第十二屆（民國 82 年）的縣市長選舉來看（參見附錄表二），在台灣省二十一席的縣市長寶座中，國民黨仍舊保有 13 席，得票率為 47.3%；而民進黨也仍只搶佔 6 席，得票率為 41.19%；無黨籍取得 2 席，新黨則掛零。

再者，就第十三屆（民國 86 年）的縣市長選舉來看（參見附錄表三），民進黨掌握局勢、因勢利導在台灣省 21 縣市中攻佔 12 席縣市長，得票率為 43.47%，首度超前國民黨的 42.06%；而國民黨席次則大幅縮減為 6 席；無

黨籍取得 3 席，新黨仍然掛零。

最後，以第十四屆（民國 90 年）縣市長選舉加以觀察（參見附錄表四），這是民進黨取得中央執政權之後的首次的百里侯大戰，民進黨與國民黨平分秋色各搶佔 9 席縣市長，但國民黨得票率卻降為 35.15%，民進黨得票率進一步提升至 45.27%，較上屆又提升將近 2 個百分點；無黨籍仍舊取得 2 席，而民國 89 年甫成立的親民黨則拿下 1 席（台東縣），得票率為 2.36%，新黨則始終無法在台灣省 21 個縣市長席位中攻下一座灘頭堡。

綜合上述分析，可知解嚴之後，民進黨在歷次選戰中逐漸嶄露頭角，終究達成成地方包圍中央的目標，並於公元 2000 年取得中央執政權。而觀察單一席位選舉的政黨得票率變化，民進黨在第十四屆縣市長選舉中雖然席位減少三席，但其總得票率（45.27%）卻有小幅成長，不僅比 2000 年總統大選陳水扁獲得的 39.30% 高，亦操越了上屆縣市長選舉所拿下的 43.47% 之得票率（王業立，民 91：78）；而反觀國民黨的總得票率則是每下愈況，但仍佔有將近半數席次，至於無黨籍的發展空間實在有限。可見在縣市長選舉制度採行單一選區相對多數決制之下，有助於形成兩黨競爭的態勢，無黨籍候選人要在此種制度下取得席位並不容易，正如法國著名政治學大師 Duverger 所言，相對多數決制與兩黨競爭有著密切的關聯性，除非候選人或政黨具有地區性的強大基礎，否則第三黨在相對多數決制下不易立足 (Duverger, 1986:70)。唯從現實角度考量，不論縣市長選舉是否為兩黨對決之情況，或是三黨鼎立（含無黨籍）的競爭態勢，地方政府之執政者為求贏得選戰，均會於選前提高對財政政策工具操控之意圖，藉以繁榮地方經濟，獲取選民的支持。

肆、研究方法

一、變數定義與實證模型

根據上述的文獻探討可知，本文將政治預算循環理論應用至地方層級的縣市長選舉，以便觀察政策工具的表現與縣市長選舉間之關連性，而地方政

⁶ 本文礙於資料取得之限制，未能將資料分析期間延伸至民國 90 年底止，因而無法將第十四屆的縣市長選舉結果納入實證分析之範圍。

府之財政政策工具變數包括政府支出與政府收入兩方面。本文的研究期間從民國 76 年政府宣布解嚴開始，直到民國 89 年底為止，共計 14 年的時間；並配合 21 縣市歷年之實際統計數據，形成匯合的橫斷面時間序列資料(pooled cross section time series data)，共可產生 294 個觀察值，因為將各個時點的觀察值匯集起來可以增加樣本數及自由度(degree of freedom)，以解決樣本數不足之問題，進而增進模型的估計效率。因為單一的橫斷面分析(cross sectional analysis)無法清楚解釋時間經過的變動過程，而時間序列分析(time series analysis)也無法比較橫斷面資料中各觀察值之間的差異，因此，本文將採用年資料進行匯合橫斷面與時間序列分析模型(panel model)的迴歸估計，以便找出地方政府所採取的財政政策工具是否會在選舉前後產生重大之差異。

職是之故，本文將研究變數區分為三大類：第一類為政策工具變數(policy instrument variables)，根據政治預算循環的基本假設，地方首長為求連任成功，勢必會在選前採取擴張性的財政政策，企圖增加政府支出及降低稅負，以贏得選舉。於是本文在財政支出方面以各縣市歲出預算數作為依變數⁷；而在財政收入方面則以各縣市歲入預算數作為依變數⁸，本文所分析的資料主要是採取「預算數」而非「決算數」，原因在於藉由預算數可看出執政者於選舉當年的法定預算中對於政府支出或收入之「預先」安排。因此，本文在登錄選舉年的預算資料時，是以選舉當年春天決定的預算⁹，例如民國 86 年底選舉相對應的年度預算是 87 年度預算(86 年 7 月至 87 年 6 月)，而 87 年度的預算是 86 年 6 月決定的，依此類推。

第二類為政策目標變數(policy objection variables)，地方政府採行經濟政

7 由於我國於 88 年將預算年度由會計年度改為曆年制，而使得預算數係以一年半(88 年 7 月至 89 年 12 月)為編列時程，於是本文在處理八十八年度下半暨八十九年度歲出預算數時，係將其還原為一年的額度，以求得資料之前後一致，利於後續之實證分析。本文的處理方法是將八十八年度下半年暨八十九年度各縣市歲出預算數除以 1.5，所得出之數值充當為八十九年度歲出預算數(89 年 1 月至 89 年 12 月)，而八十八年度歲出預算數(87 年 7 月至 88 年 6 月)則維持不變。

8 同前註。

9 關於選舉年歲出或歲入預算之界定方式有二：一是界定為選舉年春天決定的預算；另一是界定為選舉年當年春天所決定的預算加上次一年度的預算，詳細內容請參閱羅清俊，2001，台灣分配政治，第四章：選舉與補助款的分配，台北市：前衛出版社。

策的目標在於刺激地方經濟景氣增加民眾的荷包，解決失業問題，提高民眾的生活水平，以獲取民眾的支持，但勢必以增加公共支出作為代價，進而擴大地方政府之財政赤字。此類變數包括可支配所得及失業率等，其可作為衡量地方政府所欲達成的政策目標變數。

第三類為相關的政治變數(political variables)，一是各縣市執政之所屬政黨其同黨議員所佔席次之比率，若所佔比例愈高，則議會較易配合縣市長施政，而在選前通過增加預算支出或降低稅賦等政策，進而對財政工具之操控就愈高。二是該位縣市長的受支持程度，為了衡量執政者的受支持程度，則以縣市長所獲得之得票率充當替代變數(proxy variable)，藉以觀察選戰的競爭程度(張慈佳，民 89：369)。若支持度偏低，表示選戰競爭越激烈，執政者越有落選的可能，於是現任者有必要採取增加公共設施或減徵租稅等擴張性政策來提高其聲望，進而提高對財政工具的掌控。三是該位縣市長是否為新任，此變數為一虛擬變數(dummy variable)，將新任之縣市長設定為 1，連任之縣市長則設定為 0，此乃新任者有強烈企圖心尋求連任成功，連任者則受限於選罷法「連選得連任一次」之規定，相較於新任者其操控財政政策之意圖較低。四是該年是否為選舉年，根據政治景氣循環的一般假說，每當選舉年屆臨之時，執政者試圖增加財政支出或減輕稅賦，期能提振景氣、刺激就業，以贏得選票。唯在選後，執政者卻逆向行駛，以避免膨脹效果的持續。該選舉變數也為一虛擬變數，選舉年設定為 1，非選舉年設定為 0¹⁰，目的在檢測選舉年與非選舉年財政政策工具變數的變動效果。

本文以台灣省二十一縣市作為本研究的分析單位，主要係在檢定各縣市政府的財政政策是否受到選舉因素的影響。基此，本文根據上述對變數的說明而將實證模型設定如下：

$$Z_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{i,t-1} + \alpha_2 Y_{i,t} + \alpha_3 U_{i,t} + \alpha_4 SEAT_{i,t} + \alpha_5 VOTE_{i,t} \\ + \alpha_6 REELECT_{i,t} + \alpha_7 ELECTDUM + V_{i,t}$$

在上述方程式中，Z 表示所考慮的財政政策工具，下標 t 表時間，而 i 表縣市，Z_{i,t-1} 為該財政政策工具之遞延項，解釋變數採取遞延一期，除表示

10 選舉年界定為選舉發生時相對應之預算年度。

政策工具的持續性之外，另一主因是爲了清除縱斷面資料的自我相關問題。我國財政預算書之編制通常是參考上一年度的預算調整，而使得我國的財政預算會有逐年遞增的趨勢發生。於是本文假定 α_1 之預期符號爲正值。

其次，當地方政府經濟狀況處於熱絡繁榮的階段，則該縣市每戶的可支配所得水準必然順勢提高，而隨著所得水準的增加，政府支出在絕對量上或相對量上均將增加，同時也將帶動相關稅收的增加，以達成預算平衡之目標。反之，若地方政府的經濟狀況處於萎靡蕭條時，民眾所得水準不高，連帶政府支出與稅收也將同步減少。因此，本文假定（1）當以歲出預算數作爲財政政策工具變數時，可支配所得與地方財政支出之間具有正向關係， α_2 之預期符號爲正值；（2）當以歲入預算數作爲財政政策工具變數時，可支配所得與地方財政收入之間亦具有正向關係， α_2 之預期符號爲正值。

復次，執政者爲創造就業機會，傾向採取擴張性政策，增加支出、降低稅收，提升總需求，刺激景氣，以解決嚴重的失業問題。因此，本文假定（1）當以歲出預算數作爲財政政策工具變數時，失業率與地方財政支出之間具有負向關係， α_3 之預期符號爲負值；（2）當以歲入預算數作爲財政政策工具變數時，失業率與地方財政收入之間具有正向關係， α_3 之預期符號爲正值。

再者，當各縣市執政之所屬政黨其同黨議員所佔席次之比率愈高，則議會較易配合地方首長施政，而大幅通過增加財政支出或降低財政稅收等政策。因此，本文假定（1）當以歲出預算數作爲財政政策工具變數時，同黨議員所佔席次比率與地方財政支出之間具有正向關係， α_4 之預期符號爲正值；（2）當以歲入預算數作爲財政政策工具變數時，同黨議員所佔席次比率與地方財政收入之間具有負向關係， α_4 之預期符號爲負值。

此外，該位縣市長所獲取的支持度愈低，表示選戰競爭愈激烈，其爲挽回低靡的聲望，勢必會在短期採取增加公共設施或減徵地價稅、房屋稅等措施，進而恢復民眾的信心。因此，本文假定（1）當以歲出預算數作爲財政政策工具變數時，支持程度與地方財政支出之間具有負向關係， α_5 之預期符號爲負值；（2）當以歲入預算數作爲財政政策工具變數時，支持程度與地方財政收入之間具有正向關係， α_5 之預期符號爲正值。

而根據我國目前選罷法對於縣市長選舉制度爲連選得連任一次之規定，新任縣市長爲尋求連任成功，勢必會增強對財政工具的操弄，以塑造選前經濟繁榮的景象。反之，連任者受限於法令制度之規定，無法再連任，於是相較於新任者而言，其操控財政工具之意圖則較不明顯。因此，本文假定（1）當以歲出預算數作爲財政政策工具變數時，新任縣市長與地方財政支出之間具有正向關係， α_6 之預期符號爲正值；（2）當以歲入預算數作爲財政政策工具變數時，新任縣市長與地方財政收入之間具有負向關係， α_6 之預期符號爲負值。

最後，則是根據政治景氣循環的一般假說，本文假定（1）當以歲出預算數作爲財政政策工具變數時，在選舉年地方財政支出具有增加效果， α_7 之預期符號爲正值；（2）當以歲入預算數作爲財政政策工具變數時，選舉年地方財政稅收則具有減緩效果， α_7 之預期符號爲負值。

茲將上述相關變數之定義、其對各項財政政策工具之預期影響符號、及其資料來源，彙總整理如表 1 所示：

表 1 相關變數說明及其預期影響符號

變數名稱	操作性定義	對財政政策工具之預期影響符號		資料來源
		財政支出	財政收入	
財政政策工具遞延項	各縣市歲出預算數或各縣市歲入預算數遞延一期之金額	(+)	(+)	台灣省財政統計年報
可支配所得	每年各縣市每戶的可支配所得	(+)	(+)	台灣省家庭收支調查
失業率	各縣市失業人口占其勞動力之比率	(-)	(+)	中華民國台灣地區社會指標統計
席次比率	同黨議員占議會席次之比率	(+)	(-)	台灣省選舉委員會
受支持程度	縣市長所獲得之得票率	(-)	(+)	台灣省選舉委員會
是否爲新任之虛擬變數	新任者設定爲 1，連任者設定爲 0	(+)	(-)	台灣省選舉委員會
選舉年之虛擬變數	選舉年設定爲 1，非選舉年設定爲 0	(+)	(-)	台灣省選舉委員會

二、計量處理方法

(一)混合迴歸模式的估計方式

本文採用混合橫斷面與時間序列的資料，利用混合迴歸模式(pooling regression model)進行實證分析，探討台灣自從解嚴之後，歷屆縣市長選舉結果與財政政策工具之間的關連性。傳統上，若以最小平方方法(OLS)對橫斷面與時間序列的資料估計其迴歸係數，在橫斷面資料方面，殘差項可能具有變異數不齊一(heteroscedasticity)之問題；而在縱斷面資料方面，變數之間也較易產生自我相關(autocorrelation)之問題，如此將大幅降低模式估計的準確度。為解決此類問題，可透過混合迴歸模式對截距項之假設不同，而產生三種不同的估計方式，即一般模式(common model)、固定效果模式(fixed effect model)、及隨機效果模式(random effect model)¹¹。一般模式是假定所有混合樣本的截距項皆相同，亦即 $\alpha_{i,t} = \alpha$ ，此乃普通最小平方方法模式；固定效果模式適用於每個混合樣本有不同的截距項，亦即 $\alpha_{i,t} = \alpha_i$ ， $E(\alpha_i \varepsilon_{i,t}) \neq 0$ ；而隨機效果模式則假設所有混合樣本的截距項是隨機變數，亦即 $\alpha_{i,t} = \alpha + \mu_i$ ， $E(\mu_i \varepsilon_{i,t}) = 0$ ，唯應採用何種模式，則需進行兩兩比較。首先，利用 F 統計量可以檢定固定效果模式是否優於一般模式， H_0 為接受一般模式， H_1 為接受固定效果模式。其次，利用 LM 統計量可以檢定隨機效果模式是否優於一般模式， H_0 為接受一般模式， H_1 為接受隨機效果模式。最後，利用 Hausman 統計量則可以檢定隨機效果模式是否優於固定效果模式， H_0 為接受固定效果模式， H_1 為接受隨機效果模式。

(二)多元共線性的檢測方式

在多元迴歸分析中，自變項不只一個，若自變項相關程度過高或是自變項之間存在一種線性關係，便無法清楚解釋迴歸模式的係數，在數學上會因

11 匯合橫斷面與時間序列模型(panel model)的分析，主要是採用上述三種不同的估計方式，而一般模式即為普通最小平方方法模式(OLS)；固定效果模式即為虛擬變數之最小平方方法模式(LSDV)；至於隨機效果模式則是為一般最小平方方法模式(GLS)。詳細內容請參閱 Maddala, G. S., 2001, Introduction to Econometrics, pp.573-583.

為自變項間共變過高，造成自變項與依變項共變分析上的扭曲現象，稱為多元共線性(multi-collinearity)。若迴歸模式多元共線性明顯，將導致所計算的參數值之變異數嚴重膨脹，進一步造成統計推論上的錯誤。

對於個別自變數共線性的檢驗，可使用變異數膨脹係數(variance inflation factor, VIF)¹²來檢測。其公式為：

$$VIF(\beta_i) = 1/(1-R_i^2)$$

R_i^2 為某一自變項被其他自變項當作依變項來預測時，該自變項可以被解釋的比例， R_i^2 的比例愈高， $1-R_i^2$ 愈小，表預測變項無法解釋的殘差比愈低，VIF 愈大，即迴歸係數的變異數擴大，共變性愈明顯，變項的多元共線性嚴重。

至於整體模式的共線性診斷則可透過條件數值(condition number, CN)¹³來判斷，若 CN 愈高，則表示整體模式共線性嚴重，當 $CN < 30$ ，表示共線性問題緩和；當 $30 < CN < 100$ ，表示迴歸模式已有中度至高度的共線性；當 $CN > 100$ 時，則表示模式的共線性問題相當嚴重，必須放棄。

伍、實證分析結果

政治預算循環理論所關注的焦點在於執政者(政黨)是否藉由財政政策的操弄，例如增加公共支出或降低稅賦等方式，以達成其連任之政治目的。本文利用匯合時間序列與橫斷面的資料，以民國 76 年至民國 89 年為分析期間並結合台灣省 21 縣市歷年的實際統計數據，進行混合迴歸的估計，目的在檢測選舉年時，地方政府是否有增加公共支出或降低稅收之現象。以下將分別就財政支出工具與財政收入工具的迴歸估計結果加以解析：

一、財政支出工具的檢驗模型

12 詳細內容可參閱 Maddala, G. S., 2001, Introduction to Econometrics: Ch.7. 或邱皓政，2000，量化研究與統計分析：第 13 章。

13 同前註。

根據表 2 的迴歸估計結果可知，財政支出工具檢驗模型的考驗結果達顯著水準 ($F=579.371$, $p=0.001$)，且進一步對個別自變項進行檢驗的結果指出，除了席次比例不符合預期的假設之外，其餘變數皆符合前述模型在方向上的設定，且常數項達 90% 之顯著水準，遞延項、失業率及選舉虛擬變數達 99% 之顯著水準，其餘變數則不顯著。另外，在個別自變數的共線性檢驗方面，每個變數的 VIF 值皆介於 1 和 2 之間，表示變項之間無共線性問題，而 CN 值最大也不超過 30，顯示整體模式的共線性問題緩和。此外，Durbin-Watson 統計值為 2.07，表示接受誤差項不存在自我相關的假設，且該模型調整後的判定係數高達 0.96，表示該模型的設定可獲得充分解釋。

首先，隨著所得水準的增加，公共支出無論在絕對量上或是佔國民所得之比例上均將增加，此即華格納(A. Wagner)所提出的「政府活動遞增法則」(the Law of increasing state activity)¹⁴，台灣的實證資料未達顯著水準。另外，執政者為謀求解決嚴重的失業問題，勢必採取擴張性政策，諸如增加政府支出或相關之公共投資，以創造更多的就業機會，台灣省各縣市的資料完全支持該項假設。

其次，本文假定當各縣市執政之所屬政黨其同黨議員所佔席次比例愈高時，同黨議員較易配合地方首長施政，而於選前採取擴張性政策以吸引選票，唯台灣各縣市實證資料拒絕上述假定。這或許是因為各縣市議會的組成結構，國民黨仍屬多數，民進黨籍縣市長為求施政順利，必須與國民黨籍及無黨籍議員斡旋折衝並同時在小型工程款運用方面給予議員諸多協助，或是在其選區興建相關設施為議員作嫁，以換取他黨議員支持其提出的相關政策及法案，如此才發生同黨籍議員少，但財政支出卻仍持續擴大的現象。簡言之，地方政治生態的結構不對稱，是造成實證結果未符合預期假定之最大原因。

14 華格納是十九世紀德國著名的經濟學家，他指出公共財對所得的需要彈性是大於 1 的，尤其是在開發中國家，隨同每人所得水準的上升，公共部門的活動漸趨重要，公共支出也益趨擴大。此外，華格納也認為當社會步入工業化階段之後，人口開始向都市移動，都市化程度逐漸上升，人口結構也漸漸改變，導致一些原本可由家計部門提供的財貨勞務，將大部分移轉由政府部門提供，如此也會造成政府職能的擴充，進而擴大政府支出（傅彥凱，民 89：296-297）。

第三、本文假定當現任縣市長的支持度偏低時，其易遭受競選對手的威脅，執政地位較不穩固，而為尋求連任成功，勢必會增加公共支出，大興土木，以求能在短期之內達到繁榮景氣效果，台灣資料未獲得統計上的證實。同樣地，該位縣市長若是新任，因其有再連任的機會，相較於連任者受限於選罷法之規定，其操控財政工具之企圖較為明顯，而台灣的實證資料也未達到統計上的顯著水準。

最後，選舉年虛擬變數則是本文所關注的焦點，期望藉由此變數觀察選舉年與非選舉年，地方首長在財政政策的採用是否有顯著的不同。經由實證的估計得知，台灣的地方選舉確實出現選舉預算循環的效果，亦即選舉年時，財政支出有擴張效果；非選舉年，財政支出則有緊縮效果。

二、財政收入工具的檢驗模型

根據表 2 的迴歸估計結果可知，財政收入工具檢驗模型的考驗結果達顯著水準 ($F=395.521$, $p=0.001$)，進一步對個別自變項進行檢驗的結果指出，遞延項、可支配所得、失業率及席次比率四項變數符合原先模型在方向上的設定，其餘變數皆不符合預期的假設，且僅有遞延項、失業率及是否新任三項變數分別達到 99%、95% 及 90% 的顯著水準，其餘變數則不顯著。另外，在個別自變數的共線性檢驗方面，每個變數的 VIF 值皆介於 1 和 2 之間，表示變項之間無共線性問題，而 CN 值最大也不超過 30，顯示整體模式的共線性問題緩和。此外，Durbin-Watson 統計值為 1.97，表示誤差項不存在自我相關，模型可進一步進行估計，且該模型調整後的判定係數高達 0.94，表示該模型有相當高的解釋力。

首先，本文假定隨著可支配所得的提高，也會間接促成地方政府相關財政收入的成長，台灣的實證資料並未獲得統計上的支持。而在失業率此一變數方面，執政者為創造更多就業機會，將會採取減稅或增加支出的擴張性政策，根據該模型的迴歸估計結果，台灣的實證資料完全支持上述的假定。

其次，地方首長為圖利選民會結合該縣市同黨籍之議員大幅通過許多減稅方案及利多政策，以厚實民眾荷包，減輕民眾負擔，提高民眾生活水準，

台灣的實證資料並未達到統計上的顯著水準。唯在縣市長的受支持程度此一變數方面卻出現與預期相反的結果，即縣市長支持程度愈低，選戰競爭預激烈，財政收入卻持續增加。這或許是因為地方政府的自有財源不足，其財政收入有很大的部分來自中央的統籌分配稅款及補助收入，而中央為繼續掌握執政權，會於選舉年屆臨之時，藉由補助款的分配，援助該執政地位不穩的縣市長候選人，促其於選舉年進行相關的綁樁工作(羅清俊，民 90:189-192)，因而產生實證結果違反預期之設定，而此一結果卻相當符合台灣政治運作之現況。

第三，新任縣市長相較於連任之縣市長在財政工具的操控上會有較強的企圖心，冀求在下次選舉中能夠繼續連任成功，新任的地方首長會採取降低稅賦的相關利多措施利誘選民，唯根據實證分析結果卻發現台灣資料完全拒絕上述假定。即新任縣市長反倒是會積極增闢財源，如積極爭取上級政府之補助款，充實財政收入，以彌補財政預算缺口，避免自己在下次選舉中被民眾所淘汰，此亦完全反應我國地方政府政治運作的現況。

最後，選舉年虛擬變數是要測量選舉年與非選舉年財政收入是否有明顯的差異，以便觀察台灣是否存在選舉租稅循環，經由迴歸的估計結果發現台灣並未出現選舉租稅循環之現象。

表 2 財政政策工具混合迴歸模型估計結果

自變數(Independent Variables)	依變數(Dependent Variable)			
	財政支出工具 ^a	預期符號	財政收入工具 ^b	預期符號
常數	2413.94* (1.682)		2413.91 (1.357)	
財政政策工具遞延項	1.05*** (52.303)	(+)	1.03*** (43.249)	(+)
可支配所得	4.38×10 ⁻⁴ (0.305)	(+)	1.64×10 ⁻³ (0.922)	(+)
失業率	-615.851*** (-2.654)	(-)	598.33** (2.077)	(+)
席次比例	-3.2 (-0.555)	(+)	-6.19 (-0.871)	(-)
支持程度	-13.43 (-0.665)	(-)	-25.03 (-1.001)	(+)
是否新任之虛擬變數	143.15 (0.449)	(+)	593.97* (1.701)	(-)

選舉年之虛擬變數	1010.26*** (2.794)	(+)	66.764 (0.149)	(-)
F 統計量	579.371		395.521	
顯著水準	0.001		0.001	
Durbin-Watson 統計值	2.07		1.97	
Adj R ² 值	0.96		0.94	

註：1.括號內數字為 t 統計值。

2.*、**、***，分別表示估計係數達 90%、95%、99%的統計顯著水準。

3.a.表該模型經由 LM 統計量的檢定並未通過顯著水準，故選用 OLS 進行係數之估計。

b.表該模型經由 LM 統計量的檢定並未通過顯著水準，故選用 OLS 進行係數之估計。

在上述的政治預算循環實證模型中，本文係將財政政策工具區分為財政支出與財政收入工具兩方面，分別驗證選舉預算循環及選舉租稅循環存在的可能性。唯在財政收入工具的檢驗模型中是以各縣市歲入預算數作為依變數，唯從地方政府歲入結構面加以細分，其包括實質收入及非實質收入。實質收入指的是政府自行徵起的稅課收入(含統籌分配稅)及非稅課收入；而非實質收入僅指補助及協助收入一項¹⁵，而原屬非實質收入的公債及借款、移用以前年度歲計賸餘等具融資性財源，自八十八下半年及八十九年度起不視為歲入項目。

若以台灣省各縣市為例，八十五年度至八十八年度歲入決算各縣市實質收入佔歲入比例平均為 54.64% (林錫俊，民 90:89-90)；換言之，各縣市對於來自上級政府的補助收入(非實質收入)依存度相當高，其佔歲入之比重各縣市平均約在 37%以上(林錫俊，民 90:124)，此乃表示地方政府之財政困窘之程度且自主性甚低。因此若是直接以歲入預算數作為分析之變數，則較難觀測出地方政府在選舉時財政收入的差異情形，於是本文將各縣市歲入預算數中的補助及協助收入予以剔除，而直接以各縣市稅課收入預算數作

15 補助及協助收入指的是上級政府為謀經濟平衡發展，對於下級政府得酌予補助；至於協助收入乃是上級政府為適應特別需要，對財力較優之下級政府取得之協助金(財政收支劃分法第三十、三十一及三十三條)。

為依變數，觀察該地方首長是否有直接操控稅課收入工具之意圖¹⁶。

三、稅課收入工具的檢驗模型

本文再次以稅課收入預算數作為政策工具變數進行混合迴歸分析，以便更深入觀察地方選舉租稅循環之效果，茲將其迴歸結果列於表 3，並說明如下：

根據表 3 的迴歸估計結果可知，稅課收入工具檢驗模型的考驗結果達顯著水準（ $F=10.857$ ， $p=0.001$ ），進一步對個別自變項進行檢驗的結果指出，除了支持程度此一變數不符合預期的假定之外，其餘變數皆符合原先模型在方向上的設定，且可支配所得、席次比例、及支持程度兩項變數達到 99% 的顯著水準，常數項及失業率兩項變數達到 90% 的顯著水準，其餘變數則不顯著。Durbin-Watson 的統計值為 2.3，表示誤差項不存在自我相關，而該模型調整後的判定係數雖為 0.54，但其解釋力仍是有意義的。另外，在個別自變數的共線性檢驗方面，每個變數的 VIF 值皆介於 1 和 1.5 之間，表示變項之間並無共線性問題存在，且 CN 值最高不超過 30，顯示整體模式的共線性問題並不嚴重。此外，本文於此處並未將稅課收入之遞延項納入模型之中，主要原因在於避免可解釋的變異量百分比被此一遞延項全數吸收，而導致其他自變數的檢驗未能達到顯著水準。

首先，根據經濟理論，稅收降低會使得實質可支配所得提高，台灣省各縣市的資料在此獲得完全的證實。同樣地，地方政府若採取減稅的擴張性政策，除了導致所得水準的提高之外，亦可降低失業率，台灣的實證資料也完全符合前述的假定，亦即減稅政策有助於促進就業。

其次，地方縣市長於執政期間，若能與議會中掌握多數席次的同黨籍議員結合，對其推動相關減稅及利多政策必然多所助益，台灣的資料完全支持上述的假定。亦即該縣市長若是與議會多數黨同屬同一黨籍，則執政者為討

16 縣市政府之稅課收入包括土地稅、房屋稅、使用牌照稅、統籌分配稅、及臨時稅課等共計 11 項，雖然地方政府無法藉由調整稅率影響稅收，但本文認為縣市政府仍能藉由其他方式達到減稅的目的。

好選民所採取的相關擴張性政策較易獲得議會支持，同時縣市議員也可藉此向其選區民眾邀功，一舉數得。

第三，在稅課收入工具的檢驗模型中發現縣市長的受支持程度此一變數完全拒絕原先模型的設定，其代表著該縣市者不會因面對競爭對手的強烈挑戰，而採取減稅的政策方面，反而是積極開闢財源，以支應擴大公共支出之所需。換言之，不論地方政府之執政者所獲支持度的高低，縣市長皆會採取增闢財源策略，以使其相關建設政見能獲得兌現。

第四，新任縣市長較已連任之縣市長對於財政政策工具之操控有較強的企圖心，其欲藉由減徵租稅，以獲取民眾支持，進而達成其連任之目標，唯此項假定在台灣的實證資料中並未通過統計上顯著水準的檢定。

最後，在選舉年虛擬變數方面，之前在財政收入工具的檢驗模型中，該項變數拒絕實證模型的設定；而在稅課收入工具的檢驗模型中，此項虛擬變數雖未通過顯著水準的考驗，但已符合預期模型的設定，唯亦未證實台灣出現選舉租稅循環之現象。

表 3 稅課收入工具之混合迴歸模型估計結果

解釋變數(Independent Variables)	被解釋變數(Dependent Variable)	
	稅課收入工具 ^a	預期符號
常數	7356.36* (1.873)	
可支配所得	$1.90 \times 10^{-2}***$ (5.097)	(+)
失業率	1207.8* (1.872)	(+)
席次比例	-47.74*** (-3.113)	(-)
支持程度	-144.27*** (-2.626)	(+)
是否新任之虛擬變數	-543.75 (-0.614)	(-)
選舉年之虛擬變數	-403.17 (-0.401)	(-)
F 統計量	10.857	
顯著水準	0.001	
Durbin-Watson 統計值	2.3	

Adj R ² 值	0.86
----------------------	------

註：1.括號內數字為 t 統計值。

2.*、**、***，分別表示估計係數達 90%、95%、99%的統計顯著水準。

3.a.表該模型經由 LM 統計量的檢定並未通過顯著水準，故選用 OLS 進行係數之估計。

陸、研究發現與後續研究方向

一、研究發現

本文主要目的在探討我國地方層級的縣市長選舉與財政政策制定之間的關連性，利用台灣省 21 縣市歷年的實際資料並以民國 76 年至 86 年作為分析期間，採用混合迴歸分析進行估計，觀察台灣是否存在政治預算循環之現象，獲得以下之主要發現：

(一)在財政支出工具的檢驗模型中，證實台灣的確存在選舉預算循環之現象。亦即每逢選舉年，地方政府之執政者確實採用增加地方公共支出的擴張性政策，以營造選前的繁榮景象，吸引選票。

(二)在財政收入工具的檢驗模型中，並未發現台灣存在選舉租稅循環之現象。這是因為我國地方政府並不像外國地方政府具有稅課立法權，能在稅收或稅率上進行直接的操控；因為相關稅率的訂定已由中央政府直接立法，再交由地方政府執行，此其一。再者，地方政府的稅課收入佔整體財政收入的比重過低，約佔 45%左右¹⁷，其財政收入大多仰賴上級政府的一般補助及中央統籌分配稅款。是以，地方政府在財政收入工具的操控上無法如財政支出能有較高的自由揮灑空間，進而導致實證的估計結果並不支持選舉租稅循環之假定。

(三)在稅課收入工具的檢驗模型中，實證資料也並未證實台灣存在選舉租稅循環之現象。唯有加速通過「地方稅法通則」¹⁸，賦予地方政府更大的

17 詳見財政統計年報，財政部統計處，民國 89 年 6 月編印。

18 為適應地方自治事業之需要，給予地方在籌措財源有較大之自主空間，財政收支劃分法第七

財政自主權，否則，地方政府若想藉由稅課收入工具（稅率或稅收）的操弄，來達到勝選之目的，似乎是緣木求魚。

最後，從政策實際面向觀察可發現地方政府的決策制定在追求選票極大化，提高人民支持的強度，而會無所不用其極地討好選民，並於選前採取擴張性的財政政策。然而，地方政府財政政策的制定若僅以勝選為其最高考量，則其所提出的政策勢必欠缺周詳的考慮，此項政策執行之後，結果將造成利益由少數執政者獲取，但成本卻由全民負擔的不公現象。理論上，縣市長選舉與財政政策的制定應該是各自獨立、毫不相關的，但事實上，選舉因素卻對經濟的運作具有高度的影響力，因而導致地方政府的財政決策出現了許多的扭曲與改變。職是之故，本文認為地方政府之執政者為了促進地方經濟之永續發展，財政政策的制定應有長遠的規劃，而非僅在選前採取短期擴張性的政策，討好選民，也唯有如此才能使地方經濟景氣的波動不會因選舉因素而加劇，以促進地方經濟的穩定及維護地方選民的福祉。

二、後續研究方向

本文以地方層級的角度觀察財政政策的制定是否受到縣市長選舉因素的影響，未來尚可將分析單位納入北高兩市及中央政府，藉由北高兩市市長選舉、立法委員選舉及總統選舉，觀察台灣是否存在政治預算循環之可能性並比較地方政府與中央政府兩者在財政政策工具的採用上有何差異，此其一。

本文驗證地方政治預算循環之假定時，係以各縣市的歲出預算數與歲入預算數作為依變數，未來應可針對各縣市的歲出結構與歲入結構中依政事別或科目別分別觀察地方政府之執政者較偏好採用何種財政政策工具？而哪一種政策工具能在短期獲致最佳的擴張效果，此其二。

最後，本文並未針對各縣市於選舉前後財政政策上的差異予以深入探究，亦未個別討論歷屆縣市長的選舉結果與財政政策之間的關係，未來若能

條：「直轄市、縣（市）及鄉（鎮、市）立法課徵稅捐，以本法有明文規定者為限，並應依地方稅法通則之規定。」再者，地方制度法第六十七條第二項亦復規定：「地方稅之範圍與課徵，依地方稅法通則之規定。」因此，地方稅法通則的訂定有其重要性與急迫性，唯迄今「地方稅法通則草案」尚未經立法院審議完成（林錫俊，民 90：96）。

突破資料取得之限制，將可直接找出哪一縣市及哪一時期較易產生政治預算循環之現象，而進一步可表示該縣市及該時期的財政政策之制定深受政治因素之干擾。

附錄 解嚴後歷屆縣市長選舉結果

表一 第十一屆（民國 78 年）縣市長選舉結果^a

地區	當選人	得票率 ^b	黨籍	是否新任
台北縣	尤清	48.76%	民進黨	新
宜蘭縣	游錫堃	54.48%	民進黨	新
桃園縣	劉邦友	53.47%	國民黨	新
新竹縣	范振宗	51.08%	民進黨	新
苗栗縣	張秋華	59.33%	國民黨	新
台中縣	廖了以	59.69%	國民黨	新
彰化縣	周清玉	49.25%	民進黨	新
南投縣	林源朗	50.40%	國民黨	新
雲林縣	廖泉裕	62.58%	國民黨	新
嘉義縣	陳適庸	41.33%	國民黨	新
台南縣	李雅樵	49.25%	國民黨	連
高雄縣	余陳月瑛	56.26%	民進黨	連
屏東縣	蘇貞昌	54.28%	民進黨	新
台東縣	鄭烈	61.42%	國民黨	連
花蓮縣	吳國棟	63.36%	國民黨	新
澎湖縣	王乾同	100% ^c	國民黨	新
基隆市	林水木	56.93%	國民黨	新
新竹市	童勝男	56.60%	國民黨	新
台中市	林柏榕	61.19%	國民黨	新
嘉義市	張文英	51.30%	無黨籍	新
台南市	施治明	56.76%	國民黨	新

註：a.台灣省第十一屆縣市長選舉於民國 78 年 12 月 2 日進行投票、開票。

b.得票率之計算為所得票數/有效票數，而有效票數視為總投票數扣除廢票的部分。

c.得票率 100%表示該縣市係同額競選。

資料來源：台灣省選舉委員會

表二 第十二屆（民國 82 年）縣市長選舉結果^a

地區	當選人	得票率 ^b	黨籍	是否新任
台北縣	尤清	46.38%	民進黨	連任
宜蘭縣	游錫堃	57.49%	民進黨	連任
桃園縣	劉邦友	39.32%	國民黨	連任
新竹縣	范振宗	50.04%	民進黨	連任
苗栗縣	何智輝	38.25%	無黨籍	新任
台中縣	廖了以	58.89%	國民黨	連任
彰化縣	阮剛猛	52.81%	國民黨	新任
南投縣	林源朗	49.54%	國民黨	連任
雲林縣	廖泉裕	49.64%	國民黨	連任
嘉義縣	李雅景	36.60%	國民黨	新任
台南縣	陳唐山	53.99%	民進黨	新任
高雄縣	余政憲	51.31%	民進黨	新任
屏東縣	伍澤元	50.93%	國民黨	新任
台東縣	陳建年	68.57%	國民黨	新任
花蓮縣	王慶豐	60.31%	國民黨	新任
澎湖縣	高植澎	57.56%	民進黨	新任
基隆市	林水木	54.66%	國民黨	連任
新竹市	童勝男	55.13%	國民黨	連任
台中市	林柏榕	58.13%	國民黨	連任
嘉義市	張文英	56.39%	無黨籍	連任
台南市	施治明	46.13%	國民黨	連任

註：a.台灣省第十二屆縣市長選舉於民國 82 年 11 月 27 日進行投票、開票。

b.得票率之計算為所得票數/有效票數，而有效票數視為總投票數扣除廢票的部分。

資料來源：台灣省選舉委員會

表三 第十三屆（民國 86 年）縣市長選舉結果^a

地區	當選人	得票率 ^b	黨籍	是否新任
台北縣	蘇貞昌	40.67%	民進黨	新任
宜蘭縣	劉守成	53.83%	民進黨	新任
桃園縣	呂秀蓮	56.20%	民進黨	連任
新竹縣	林光華	36.12%	民進黨	新任
苗栗縣	傅學鵬	54.80%	無黨籍	新任
台中縣	廖永來	37.60%	民進黨	新任
彰化縣	阮剛猛	49.56%	國民黨	連任
南投縣	彭百顯	31.61%	無黨籍	新任
雲林縣	蘇文雄	34.93%	國民黨	新任
嘉義縣	李雅景	53.26%	國民黨	連任
台南縣	陳唐山	65.73%	民進黨	連任
高雄縣	余正憲	51.74%	民進黨	連任
屏東縣	蘇嘉全	55.42%	民進黨	新任
台東縣	陳建年	47.64%	國民黨	連任
花蓮縣	王慶豐	56.76%	國民黨	連任
澎湖縣	賴峰偉	57.53%	國民黨	新任
基隆市	李進勇	42.75%	民進黨	新任
新竹市	蔡仁堅	56.11%	民進黨	新任
台中市	張溫鷹	49.57%	民進黨	新任
嘉義市	張博雅	50.23%	無黨籍	新任
台南市	張燦鑒	35.75%	民進黨	新任

註：a.台灣省第十三屆縣市長選舉於民國 86 年 12 月 29 日進行投票、開票。

b.得票率之計算為所得票數/有效票數，而有效票數視為總投票數扣除廢票的部分。

資料來源：台灣省選舉委員會

表四 第十四屆（民國 90 年）縣市長選舉結果^a

地區	當選人	得票率 ^b	黨籍	是否新任
台北縣	蘇貞昌	51.31%	民進黨	連任
宜蘭縣	劉守成	50.88%	民進黨	連任
桃園縣	朱立倫	55.24%	國民黨	新任
新竹縣	鄭永金	53.61%	國民黨	新任
苗栗縣	傅學鵬	51.80%	無黨籍	連任
台中縣	黃仲生	49.48%	國民黨	新任
彰化縣	翁金珠	49.17%	民進黨	新任
南投縣	林宗男	36.78%	民進黨	新任
雲林縣	張榮味	61.53%	國民黨	連任
嘉義縣	陳明文	47.22%	民進黨	新任
台南縣	蘇煥智	51.50%	民進黨	新任
高雄縣	楊秋興	54.80%	民進黨	新任
屏東縣	蘇嘉全	55.34%	民進黨	連任
台東縣	徐慶元	44.30%	親民黨	新任
花蓮縣	張福興	39.28%	國民黨	新任
澎湖縣	賴峰偉	55.32%	國民黨	連任
基隆市	許財利	58.09%	國民黨	新任
新竹市	林政則	56.00%	國民黨	新任
台中市	胡志強	49.08%	國民黨	新任
嘉義市	陳麗貞	44.84%	無黨籍	新任
台南市	許添財	43.23%	民進黨	新任

註：a.台灣省第十四屆縣市長選舉於民國 90 年 12 月 1 日進行投票、開票。

b.得票率之計算為所得票數/有效票數，而有效票數視為總投票數扣除廢票的部分。

資料來源：中央選舉委員會

參考書目

一、中文部分

王業立

2002 〈縣市長選舉結果與地方政黨版圖變遷〉，國家政策論壇，2 卷 2 期，頁 75-82。

邱皓政

2000 量化研究與統計分析：SPSS 中文視窗版資料分析範例解析，台北市：五南圖書出版公司。

林錫俊

2000 地方財政管理：理論與實務，高雄市：高雄復文圖書出版公司。

林錫俊

2001 地方財政管理要義，台北市：五南圖書出版公司。

黃上紡

1996 〈選舉與經濟--政治性景氣循環〉，美歐月刊，11 卷 5 期，頁 51-66。

黃上紡

1997 〈選舉性經濟循環與經濟選票競逐〉，美歐月刊，11 卷 12 期，頁 134-157。

黃俊杰、陳宜擁

2001 〈我國地方課稅立法權之層級化思考〉，經社法治論叢，27 期，頁 97-134。

黃智聰

2001 〈台灣選舉與貨幣政策關係之初探〉，中山人文社會科學期刊，9 卷 1 期，頁 111-136。

賴景昌

2001 總體經濟學，台北：雙葉書廊。

傅彥凱

2000 〈政府支出成長之政經決策因素〉，復興學報，民國 89 年 12 月，頁 293-302。

傅彥凱

2002 〈民主政治下的經濟政策制訂：政治景氣循環理論之探討〉，中國行政評論，11 卷 3 期，頁 139-163。

張慈佳

2000 〈地方經濟之政治景氣循環現象-以台灣地區之縣市長選舉為例〉，國科會研究彙刊：人文及社會科學，10 卷 3 期，頁 362-377。

張瑞真

1998 〈地方政府之地價稅基與地方預算變動之研究-從政治景氣循環觀點分析〉，科技學刊，9 卷 3 期，頁 215-221。

劉彩卿、陳欽賢

2001 〈財政收支劃分法對鄉（鎮市）層級地方政府財政之影響〉，經社法治論叢，27 期，頁 134-157。

羅清俊

2001 台灣分配政治，台北市：前衛出版社。

二、英文部分

- Alesina, A.
1987 "Macroeconomic Policy in a Two-Party System as a Repeated Game," *Quarterly Journal of Economics*, 101: 651-678.
- Alesina, A., Roubini, N. & Cohen, G. D.
1997 *Political Cycles and the Macroeconomy*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Alt, J. & Alesina, A.
1996 "Political economy: An Overview," in R. E. Goodin & H-D. Klingemann (eds), *A New Handbook of Political Science*, New York: Oxford university Press Inc.
- Blais, A. & Nadeau, R.
1992 "The Electoral Budget Cycle," *Public Choice*, 74:389-403.
- Bizer, D. & Durlauf, S.
1990 "Testing the Positive Theory of Government Finance," *Journal of Monetary Economics*, 26:123-141.
- Case, A.
1994 "Taxes and the Electoral Cycle: How Sensitive Are Governors to Coming Elections?" *Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review*, pp.17-26.
- Cukierman A. & Meltzer A.
1986 "A Positive Theory of Discretionary Policy, the Cost of Democratic Government, and the Benefits of a Constitution," *Economic Inquiry*, 24:367-388.
- Downs, A.
1957 *An Economic Theory of Democracy*. New York: Harper and Row.
- Grier, K.B.
1987 "Presidential Elections and Federal Reserve Policy: An Empirical Test," *Southern Economic Journal*, 54: 475-486.
- Haynes, S. & Stone, J.
1989 "An Integrated Test for Electoral Cycle in the U.S. Economy," *Review of Economics and Statistics*, 71: 426-434.
- Hess, G. D.
1993 "Are Tax Rate too Violate?" *Southern Economic Journal*, 25: 201-214.
- Hibbs, D.
1977 "Political Parties and Macroeconomic Policy," *American Political Science Review*, 71:1467-87.
- Hibbs, D.
1987 *The American Political Economy*. New York: Harvard University Press.
- Hibbs, D.
1994 "The Partisan Model of Macroeconomic Cycles: More Theory and Evidence for the United States," *Economics and Politics*, 6:1-23.
- Kiefer, D. M.
1988 "A History of the US Federal Budget and Fiscal Policy," *Public Finance*, 43:13-137.
- MacRae, D.
1977 "A Political Model of The Business Cycle," *Journal of political economy*,

- 85:239-264.
- Maddala, G. S.
2001 *Introduction to Econometrics 3rd ed.* Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Niskanen, W. A.
1971 *Bureaucracy and Representative Government*. Chicago: Aldine-Atherton.
- Nordhaus, W.
1989 "Alternative approaches to Political Business Cycles," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2:1-49.
- Nordhaus, W.
1975 "The Political Business Cycles," *Review of Economic Studies*, 42:169-90.
- Persson, T. & Tabellini, G.
1991 *Macroeconomic Policy, Credibility, and Politics*. London: Harwood Academic Publishers.
- Persson, T. & Tabellini, G.
1994 (Eds) *Monetary and Fiscal Policy*. v. 1 & 2, MIT Press.
- Poterba, J. M.
1993 "State Response to Fiscal Crises: The Effects of Budgetary Institutions and Politics," NBER: working paper, No.4375.
- Reid, B. G.
1998 "Endogenous Elections, Electoral Budget Cycles and Canadian Provincial Governments," *Public Choice*, 97:35-48.
- Rogoff, K.
1990 "Equilibrium Political Budget Cycles," *American Economic Review*, 80:21-36.
- Rogoff, K. & Sibert, A.
1988 "Equilibrium Political Business Cycles," *Review of Economic Studies*, 55: 1-16.
- Romp, G.
1997 *Game Theory: Introduction and Applications*. New York: Oxford University Press Inc.
- Schultz, K. A.
1995 "The Politics of the Political Business Cycle," *British Journal of Political Science*, 25: 79-99.
- Williams, J. T.
1991 "The Political Manipulation of Macroeconomic Policy," *American Political Science Review*, 84:767-795.
- Yoo, K. R.
1998 "Intervention Analysis of Electoral Tax Cycle: The Case of Japan," *Public Choice*, 96:241-258.

Empirical Research on the Local Political Budget Cycle: The Case of County Magistrates and City Mayors Election in Taiwan Province

Yen-Kai Fu*

ABSTRACT

The main purpose of this paper is to test for the existence of the political budget cycle in which policy instrument are affected by the timing of elections. Empirical tests are conducted using a pooled cross section time series data from 21 counties and cities in Taiwan Province over the 1987-2000 period. The result of this study is that, on the government expenditure side, County Magistrates and City Mayors Election have a significant positive impact on the local government expenditure. On the government revenue side, County Magistrates and City Mayors Election have not a significant negative impact on the local government revenue. In the sum, evidence in support of the electoral budget cycle hypothesis but not the electoral tax cycle hypothesis is obtained.

Key Words: political business cycle, political budget cycle, fiscal policy,
County Magistrates and City Mayors Election, pooling regression

* Ph. D Candidate, Department of Public Administration and Policy, National Taipei University.