

選舉、制衡與公共支出配置： 我國地方政府的實證分析^{*}

黃瓊如^{**}、何艷宏^{***}、林姿吟^{****}

《本文摘要》

傳統關於政治預算循環 (political budget cycles) 的實證研究大都在探討選舉對一國總預算支出的影響，忽略了執政者可以在總支出水準維持不變或不增加財政赤字的情況下，經由支出項目的更動來達到勝選目的。除此之外，傳統的實證研究也大多假設行政部門對預算有完全的行政裁量權 (discretionary power)，而忽略了立法部門扮演否決者 (veto players) 對行政裁量權的制衡功能 (checks and balances)。

目前國內尚無立法制衡指標的建立，所以本文主要目的之一是建構完成地方立法機關的有效制衡指標。首先，參考 Henisz(2005) 建構我國 21 縣市立法機關的政治限制指標 (political constraint index) 作為否決者的衡量；利用國際風險指南 (International Country Risk Guide) 資料庫所公布的台灣法治指標 (law and order index) 作為衡量台灣遵循法律的程度，然後結合這兩種指標，建構完成台灣省 21 縣市立法機關從 1984 年到 2009 年的有效制衡指標。本文依據所建構完成的地方立法機關之制衡指標，配合地方政府預算支出及選舉相關變數，從 1984 到 2009 年的縱橫資料，採用一般化動差法 (generalized method of moments) 進行實證分析，探討地方選舉對公共支出項目的影響，以及地方立法機關制衡功能對地方政治預算循環的影響效果。

實證結果顯示，執政者確實於選舉期間調整預算支出細項來達成勝選目的，譬如刪減一般政務支出預算移向社會福利支出預算。實證結果

* 作者感謝兩位匿名審查人提供寶貴的修正建議。

** 逢甲大學財稅學系副教授。E-mail: cjhuang@fcu.edu.tw。

*** 逢甲大學財稅學系教授。E-mail: yhho@fcu.edu.tw。

**** 逢甲大學財稅學系碩士。E-mail: y2klisa@yahoo.com.tw。

也顯示，加入有效的立法制衡，確實可減緩或消除政治預算循環的影響，而且不論地方首長有無自由裁量權，並不影響立法機關的制衡能力。

關鍵詞：政治預算循環、制衡、公共支出配置、一般化動差模型

壹、前言

自 1950 年國民政府遷台後，正式公布「台灣省各縣市實施地方自治綱要」實施地方自治，第 1 屆縣、市首長於同年 10 月由縣、市公民直接選舉產生。從歷屆縣市長的當選資料發現，在 1951 至 1985 年間的縣市長選舉，幾乎是國民黨一黨獨大的情形，一直到 1987 年民進黨成立之後，政府宣布解除戒嚴，陸續開放黨禁、報禁，台灣地區的選舉才開始進入常態，¹ 在形式上能符合自由選舉的特徵（王嘉洲 2000），使得一黨的威權體系邁向了兩黨競爭的雛型。² 姑且不論是在兩黨對決或是多方角力的情形下，執政者為求勝選，皆有可能於選舉期間擴張財政支出。根據 2009 年度直轄市及縣市地方決算審核結果年報，由於縣市政府的財政長年仰賴上級政府的補助，且其自我負責觀念薄弱，未能積極落實開源節流，財政缺口多需仰賴舉借債務來支應，加上地方政府首長囿於選舉與任期的壓力，未能妥善規劃施政建設的長期財務計畫，導致部分地方政府財政結構嚴重失衡，除此之外，人事費用負擔於施政經費中一直居高不下，如何有效減輕財政負擔及抑制人事費用成長，實為地方政府當務之急。

在民主國家政黨體制的運作下，執政當局善於選舉期間開立選舉支票，利用政策制定權及行政資源來製造選舉行情，或採行擴張性總體政策來刺激短期的經濟成長，以博取選民的支持，而使得總體經濟表現隨著選舉而有所波動的情形，即是所謂「政治景氣循環」(political business cycles)。Nordhaus 於 1975 年首度將體系的經濟表現和選舉因素相結合，並說明執政者如何利用財經政策的操控，製造景氣繁榮的假象以獲得勝選 (Nordhaus 1975)，乃投機派政治景氣循環理論的初始，之後，開啓了許多政治經濟學者對政治因素和經濟變數間交互影響的研究 (Alesina, Cohen, and Roubini 1997; Remmer 1993; Rogoff and Sibert 1988; Schuknecht 1996; 黃上紡 1996; 黃英哲與劉瑞宇 1996; 張慈佳 2000; 張倉耀等 2006)。

「政治預算循環」(political budget cycles) 則著重在研究選舉前、後執政者對財政政策的操控及其對經濟表現的影響 (Alesina and Tabellini 2005; Alt and Lassen 2005; Brender and Drazen 2005; Hallerberg and Hagen 1999; Rogoff 1990; Shi and Svensson 2003; 王鼎銘與詹富堯 2006; 傅彥凱 2002; 2005; 2006)。早期針對工業化先進國家的實證研究並未發現有顯著的政治預算循環 (Alesina and Roubini 1992)。最近的實證結果顯示開發中國家

¹ 福建省（金門縣、連江縣）於 1992 年 11 月才解除戰地政務實施地方自治，並於 1993 年 11 月辦理第一屆縣長選舉。

² 根據 Rae(1971) 兩黨競爭的定義，係指沒有一個政黨的得票率超過 70%，且最大兩個政黨的得票率的總和超過 90%。

的確存在顯著的政治預算循環 (Remmer 1993; Schuknecht 2000; Shi and Svensson 2006)。Akhmedov 與 Zhuravskaya(2004) 和 Brender 與 Drazen(2005) 的研究發現新興民主憲政國家普遍存在政治預算循環現象，Brender 與 Drazen(2005) 認為對這些國家而言，政治預算循環會隨時間的經過逐漸淡化，因為選民可以持續從選舉過程中累積足夠的經驗來做判斷。

傳統針對政治預算循環的實證研究大都在探討選舉對一國總體預算支出的影響，然而若只探討總預算額度是否受選舉的影響，忽略了執政者可以在總支出水準維持不變或不增加財政赤字的情況下，經由支出項目的更動來達到勝選目的，就會產生誤判政治預算循環實證結果的風險。目前國外對政治預算循環的實證研究已從總支出轉向對支出內容的分析，有兩個研究主流觀點，分別為 Rogoff (1990) 的信息模型 (signaling model)，和 Drazen 與 Eslava(2004; 2005) 的標靶模型 (targeting model)。Rogoff(1990) 認為執政者和選民所擁有的訊息是不對稱的 (asymmetric)，選民在選舉前若察覺到執政者有減稅並增加公共支出的行為，會認為是執政者是在釋出「有能力管理好公共財提供」的訊息。Rogoff(1990) 認為經常門公共支出 (current expenditures) 較資本門公共支出有立即的效果，易被民衆察覺而產生較直接的政治價值，因此執政者會在選舉時進行政策操弄，提供一些立即性經濟利益給大多數選民，以獲得勝選。Drazen 與 Eslava(2004; 2005) 則認為執政者會設定某些公共支出來討好特殊利益團體，因此有理性的選民關注執政者對利益團體的偏好為何，而非執政者的行政能力。由於民衆會選擇能分派高經濟利益給他們的候選人，又因為執政者對特定公共支出的偏好會持續一段時間，選前所揭露的偏好在選後應會再持續，因此選民會從執政者採行的政策擷取所需的訊息，作為投票的依據。所以對執政者而言，公共支出形態，區別出設定的 (targeted) 和非設定的 (non-targeted) 公共支出，對選舉結果有重大的影響。政府對特定投資計畫的資本支出，即為一種可被設定的公共工程資本支出。基礎建設計畫下的道路修築、橋樑架設、學校、淨水廠、發電廠設置等等，因為計畫執行的地緣關係或計畫部門的設定等因素，屬於較容易設定給特定轄區的投機性設定支出 (opportunistic targeted expenditures)，其性質類似於肉桶式支出 (pork barrel spending)，所以基礎建設支出是執政者表示對特定利益團體政治恩寵 (political patronage) 的工具。Drazen 與 Eslava(2004; 2005) 因此認為執政者會在選前設定資本性支出給特定轄區或特定利益團體來尋求選民支持，同時針對少數關鍵性選民 (pivotal voters) 則提供設定利益 (targeted benefits) 來換取選舉所需的財務支持，或用來爭取競爭對手之支持者的投靠。Vergne(2009) 針對 42 個開發中國家的實證研究顯示，選舉顯著地影響到政府預算支出的配置，執政者會將支出從資本門移轉至選民較易察覺的經常門支出項目。

許多學者認為政治預算循環的存在除了顯示行政部門與社會大眾擁有不對稱性訊息之外，也顯示了行政部門擁有行政裁量權力 (discretionary power)，縱然各國都有明訂律法

對預算支出有所規範，但若缺乏制衡機制則也無法促使執政者履行其可信的承諾 (credible commitment)。傳統有關政治預算循環的實證研究也大多假設行政部門對預算有裁量權力，而忽略了立法部門扮演否決者 (veto players) 對行政裁量的制衡 (checks and balances) 功能。Schuknecht(1996) 認為開發中國家之所以呈現政治預算循環，主要是因為開發中國家普遍缺乏來自立法機關的有效制衡。Saporiti 與 Streb(2008) 引入民主憲政機制來探討政治預算循環的存在性，認為在訊息不對稱性下，立法機關若抱持追求社會福利極大化的目標，對於政治預算循環的產生，權力分立制度 (separation of power) 也只能發揮部分效果。Tsebelis(2002) 認為多重否決者的存在對於分立政府 (divided government) 或聯合政府 (coalition government) 都具有同等的制衡功能。³ Streb(2005) 則認為執政者是否能在選前實行某些政策來降低選舉結果的不確定性，端視立法機關所允許的政策操弄空間大小而定。Streb、Lema 與 Torrens(2009) 針對 67 個國家進行實證研究，結果顯示有效的制衡可以減緩政治預算循環的產生，而且有效的制衡功能對新興的民主憲政國家尤其重要。

國內有關政治預算循環的實證研究結果，有發現地方財政支出符合投機派政治預算循環理論者 (王鼎銘與詹富堯 2006)；有部分支持，部分不支持者，即若只考慮選舉年變數，地方選舉並未呈現政治預算循環，若同時考慮尋求連任者和選舉年的互動效果則發現地方選舉會產生政治預算循環 (傅彥凱 2006)。以中央政府預算為分析對象的實證分析顯示解嚴之後，在台灣的選舉年明顯存在政治預算循環結果 (傅彥凱 2005)。

為瞭解我國地方選舉對地方公共支出內容的影響，並探討地方立法機關制衡功能對地方政治預算循環的影響效果，本文引用國外相關領域學者的最新論述，針對台灣省 21 縣市政府的一般政務支出、教育科學文化支出、經濟發展支出、社會福利支出，從 1984 到 2009 年之縱橫資料進行實證分析。以地方選舉年作為觀測公共支出政策實行的時間點，分析地方政府主政者的政治意圖，瞭解地方選舉對地方公共支出內容的影響，並探討地方立法機關的制衡力量是否有效發揮，及其對地方政治預算循環的影響效果。

目前國內尚無行政制衡指標的建立，本文主要貢獻之一是建構完成台灣省 21 縣市立法機關的有效制衡指標，提供後續相關實證研究使用。地方立法機關的制衡指標是依循

³ 以行政首長與立法部門多數席次所屬之政黨來觀察府會結構型態，就學理而言，可區分為一致政府與分立政府。一致政府意指在政府體制中，行政部門與立法部門皆由同一政黨所掌控；分立政府則意指行政部門與立法部門分屬不同政黨所掌握。不論是一院制體制下由不同於行政部門之所屬政黨佔有多數議席之議會，或兩院制體制下其中一院由不同於行政部門之所屬政黨擁有多數議席之兩個民選議會，均擁有實質的立法權，皆可稱之為分立政府。簡言之，分立政府乃是行政部門所屬政黨無法擁有議會多數席次 (吳重禮 2001)。又若體制上有一個合議性質的政府，且必須對國會負責，則當政黨政治發展出三個以上有競爭實力的政黨時，只要沒有任何政黨在國會控制過半席次，就很可能形成聯合政府 (蘇永欽 2001)。

Streb、Lema 與 Torrens(2009) 的建議，首先建構 Henisz(2005) 觀點的台灣省 21 縣市立法機關的政治限制指標 (political constraint index)，來衡量否決者的效能，然後利用國際風險指南 (International Country Risk Guide, ICRG) 資料庫所公布的台灣法治指標 (law and order index) 衡量台灣的守法的程度，最後再結合這兩種指標，建構完成台灣省 21 縣市立法機關的有效制衡指標。本文利用建構完成的制衡指標、地方政府預算細項支出，以及其他相關選舉變數，加入實證模型中進行實證分析。由於前後期的預算決策具有慣性 (inertia)，因此爲了消除遲延的依變數 (lagged dependent variable) 和誤差項相關對估計可能產生的偏誤 (bias)，有別於過去國內文獻做法，採用一般化動差法 (generalized method of moments, GMM) 進行實證分析。

本文共分五節，第壹節爲前言，第貳節說明如何建構我國縣市立法機關的有效制衡指標，第參節介紹研究變數與研究方法，第肆節分析本研究的實證結果，第伍節爲結論。

貳、我國縣市立法機關有效制衡指標的建構

本文以 Streb、Lema 與 Torrens(2009) 的論述爲主軸，採用 Henisz(2005) 的做法，建構我國 21 縣市地方立法機關每一年度的制衡指標。方法簡述如下：

一、地方立法機關否決權的衡量指標

Henisz(2002) 提出以政治限制指標來衡量一個國家的權力機構對其所做出之政策承諾的可信度。所以 Streb、Lema 與 Torrens(2009) 使用 Henisz(2002) 的指標來衡量否決者的效能。由於 Henisz 只針對全球部分國家的中央政府，建構政治限制指標，因此本文參考 Henisz(2005) 建議的公式，計算我國 21 縣市立法機關的政治限制指標 (POLCON) 值，⁴ 作爲 21 縣市地方立法機關否決權的衡量指標，用以顯示地方立法機關對行政機關的約束程度。並且依 Streb、Lema 與 Torrens(2009) 的做法，若地方立法機關調整後之政治限制指標值 $\geq 2/3$ ，則該地方立法機關的否決權指標 (VETOPL) 值設爲 1；反之若地方立法機關調整後之政治限制指標值 $< 2/3$ ，該地方立法機關的否決權指標值設定爲 $3/2$ 乘以調整後之政治限制指標值。⁵ 地方立法機關否決權指標值介於 0 與 1 之間，0 代表地方政府完全

⁴ 我國各級地方政府之立法機關在省(市)、縣(市)原稱爲省(市)、縣(市)議會，鄉(鎮、縣轄市)稱爲鄉(鎮、縣轄市)民代表會；而我國地方行政機關在省、縣(市)稱爲省、縣(市)政府，在鄉(鎮、縣轄市)則稱之爲鄉(鎮、縣轄市)公所(薄慶玖 2001)。

⁵ 若調整後之政治限制指標值 $\geq 2/3$ ，則否決權指標值 = 1；若調整後之政治限制指標值 $< 2/3$ ，則 $3/2$ 乘以調整後之政治限制指標值 < 1 ，因爲否決權指標值爲 $3/2$ 乘以調整後之政治限制指標值，所以否決權指標值 < 1 。因此，否決權指標值介於 0 與 1 之間。

不受立法部門約束，在任何時候都有絕對權力來改變現行政策，1 則表示地方政府完全受到立法機關約束的狀態。我國地方立法機關調整後之政治限制指標值的計算如下：

(一) 令未調整前之政治限制指標指數為 X

$$X = 1 - \sum_{i=1}^K \left[\frac{(n_i - 1) \frac{n_i}{N}}{N - 1} \right]$$

式中，K 代表立法部門的政黨個數，即各縣市議會中之政黨個數。 n_i 代表各個政黨在議會選舉結果中所占的席次。N 則代表總席次數。

(二) 調整後之政治限制指標指數

Henisz(2005) 將台灣之變數代碼設定為 L1=1 與 L2=0，代表台灣存在一立法部門來約束行政部門的自由裁量權：⁶ E_L1=1 表示行政部門與立法部門為一致政府，E_L1=0 則表示行政部門與立法部門為分立政府。⁷ 表 1 顯示我國各縣市地方政府型態，為一致政府或分立政府情形。將未調整前之政治限制指標指數 X 代入下列公式，可以得到調整後的政治限制指標指數，作為本實證研究的否決權變數。

1. 當 L1=1 與 L2=0 且 E_L1=1 時，POLCON=X(0.6667)。
2. 當 L1=1 與 L2=0 且 E_L1=0 時，POLCON=(1-X)(0.6667)。

二、地方政府機關之法治指標虛擬變數

國際風險指南資料庫公布各國的法治指標，用以衡量各國政府機關遵守法律的程度。本文參酌 Streb、Lema 與 Torrens(2009) 的做法，將國際風險指南公布的法治指標 (LAWORD) 原始值除以 6，⁸ 轉換為法治指標虛擬變數 (LAWDUM)，來衡量法治指標之有效程度。若地方的法治指標值 $\geq 4/6$ ，則將地方政府機關之法治指標設虛擬變數為 1；若地方的法治指標 $< 4/6$ ，則將地方政府機關法治指標虛擬變數設為 0。

⁶ 根據 Henisz(2005) 定義，L1=1 表示存在下議院，L1=0 表示下議院不存在；L2=1 則表示存在上議院，L2=0 表示上議院不存在。因為我國地方政府並非採行兩院制，且地方立法機關的組成及功能類似下議院，故本文採用 Henisz(2005) 之設定，L1=1，L2=0，應用於地方政府之分析。

⁷ 根據 Henisz(2005) 定義，E 為行政機關的代碼，L 為立法機關的代碼，若行政機關與立法機關首長為同一政黨，則屬一致政府，E_L1=1。若行政機關與立法機關首長非同一政黨，則屬分立政府，E_L1=0。

⁸ 國際風險指南公布的法治指標數值範圍是 0 至 6，指數越高表示公民遵循法律及秩序的程度越強。

表 1 1984 至 2009 年台灣各縣市地方政府型態

年度	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	台南市	
1984	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1
1985	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
1986	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
1987	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
1988	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
1989	1	1	0	1	0	0	1	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0
1990	1	1	0	1	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
1991	1	1	0	1	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
1992	1	1	0	1	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
1993	1	1	0	1	1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0
1994	1	1	0	1	1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
1995	1	1	0	1	1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
1996	1	1	0	1	1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
1997	1	1	1	1	1	1	0	1	0	0	1	1	1	0	0	0	1	1	1	0	1	1
1998	1	1	1	1	1	1	0	1	0	0	0	1	1	0	0	0	1	1	1	1	1	1
1999	1	1	1	1	1	1	0	1	0	0	0	1	1	0	0	0	1	1	1	1	1	1
2000	1	1	1	1	1	1	0	1	0	0	0	1	1	0	0	0	1	1	1	1	1	1
2001	1	1	0	0	1	0	1	0	0	1	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	1	1
2002	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	1	0	1	0	1	0	0	0	1
2003	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	1	0	1	0	1	0	0	0	1
2004	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	1	0	1	0	1	0	0	0	1
2005	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	1	1	1	0	1	0	0	0	0	1	1
2006	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	1	1	1	0	1	0	0	0	0	1	1
2007	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	1	1	1	0	1	0	0	0	0	1	1
2008	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	1	1	1	0	1	0	0	0	0	1	1
2009	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1

資料來源：本研究彙整台灣省各縣市選舉委員會資料。

說明：資料代碼 1 表示地方政府型態為分立政府，即各縣市政府與各縣市議會首長為不同政黨；0 則表示為一致政府，即各縣市政府與各縣市議會首長屬同一政黨。

三、地方立法機關有效制衡指標

依 Streb、Lema 與 Torrens(2009) 的定義，將我國地方立法機關有效制衡指標 (CHECKS) 設定為否決權指標和法治指標虛擬變數相乘。⁹ 此一設定表示，除了立法否決權的存在之外，還需要立法機關能確實執行其制衡權力，以及行政機關能夠遵守法律的配合，才能形成有效的制衡效果。

參、研究變數與研究方法

本文利用所建構完成的 21 縣市政府 1984 至 2009 年之制衡指標，然後配合地方選舉變數以及 21 縣市地方政府預算支出項目，從 1984 至 2009 年之縱橫資料，採用一般化動差法進行實證分析，探討地方選舉對公共支出項目的影響，以及地方立法機關制衡功能對地方政治預算循環的影響效果。為避免本研究結果可能出現如 Granger 與 Newbold(1974) 所提及的「假性迴歸」(spurious regression) 的問題，進行實證分析前，先進行 Levin、Lin 與 Chu(2002)、Im、Pesaran 與 Shin(2003) 和 Hadri(2000) 等縱橫資料單根檢定 (panel unit root tests)，以確定模型變數是否為定態 (stationarity)。

一、變數設定與資料來源

依據政治預算循環的基本假設，地方首長會操控政府支出的規模來尋求連任或實踐其政黨意識型態。所以本研究之依變數包括：地方政府的一般政務支出、教育科學文化支出、經濟發展支出以及社會福利支出，皆採用預算數而非決算數。¹⁰ 解釋變數及控制變數則包括：地方政府的歲入總預算數、政治預算循環虛擬變數、地方立法機關之制衡指標、地方政府首長的自由裁量權、中央與地方同年選舉虛擬變數。實證模型中變數設定與資料來源說明如下：

(一) 依變數

1. 一般政務支出 (ADMIN)

係指有關民意代表機關、行政機關內幕僚單位的支出暨辦理民政及財務業務有關之支出。主要分類包括政權行使支出、行政支出、民政支出及財務支出四項。

⁹ 地方立法機關有效制衡指標為： $CHECKS = VETOPL \times LAW DUM$ 。

¹⁰ 因我國預算法於 1998 年 10 月 29 日修正公布施行，政府會計年度由 7 月制調整為曆年制，並且 1999 年 7 月起編製 1999 年下半年及 2000 年度一次 18 個月之預算，以資銜接，所以使得 2000 年度預算數為 1999 年 7 月至 2000 年 12 月共計 18 個月之統計，為求資料之一致性以方便進行實證分析，故將各縣市 2000 年預算數除以 1.5 後之數值作為 2000 年度之歲出預算數。

2. 教育科學文化支出 (EDUC)

係指有關辦理教育、從事自然及人文科學研究發展暨辦理藝術、體育、宗教等業務之支出。主要分類包括教育支出、科學支出及文化支出。

3. 經濟發展支出 (ECON)

係指有關於辦理農村、水利、工、礦、能源、交通、電信及相關專業人員訓練業務支出。主要分類包括農業支出、工業支出、交通支出及其他經濟服務支出四項。

4. 社會福利支出 (SOCI)

係指有關於各項社會保險、生活困難者、各項福利、就業輔導、醫療保健等支出。主要分類包括社會保險支出、社會救助支出、福利服務支出、國民就業支出及醫療保健支出五項。

(二) 解釋變數及控制變數

1. 地方政府歲入 (TREV)

依據財政收支劃分法（以下簡稱財劃法）及地方制度法第 65 條規定，歸屬縣（市）收入之項目包含稅課收入、工程受益費收入、罰款及賠償收入、規費收入、信託管理收入、財產收入、營業盈餘及事業收入、補助及協助收入、捐獻及贈與收入、自治稅捐收入及其他收入，其分類方式皆以來源別為標準。本研究基於財政收支平衡觀點，預期地方政府歲入總預算數愈多，細項支出可分配的金額愈多，因此地方政府歲入與歲出兩者互為正向關係。

2. 政治預算循環虛擬變數 (PBC)

為觀察地方政府支出是否存在政治預算循環現象，本文參考 Streb、Lema 與 Torrens(2009) 的做法加設政治預算循環虛擬變數，並依照 Schuknecht(1996) 的設定，將選舉年設 1，選後一年設 -1，其他則設為 0。因當年度預算在前一年度就已編列，故選舉當年度乃執行前一期預算，故根據政治預算循環理論，選前採用財政擴張政策，影響會較大，相反的，選後採緊縮財政政策影響較小。本研究預期政治預算循環與支出預算呈正相關。

3. 地方立法機關有效制衡指標 (CHECKS)

制衡指標是由否決權指標和法治指標虛擬變數相乘而得，用以衡量地方立法機關對行政機關制衡的能力。由於當年度預算在前一年度就已編列，所以制衡指標解釋變數是以前一年的制衡指標值來表示，並預期有效的制衡能減緩地方政治預算循環現象。

4. 政治預算循環與制衡指標之交互效果 (PBC_CHECKS)

為 PBC 與 CHECKS 之乘積，用以檢驗地方立法機關的制衡力量對政治預算循環之影響效果。假定制衡指標與政治預算循環呈現負相關，表示制衡是有效的，地方政府將無法

任意擴增或縮減財政支出。

5. 政治預算循環與地方政府自由裁量權之交互效果 (PBC_(1-CHECKS))

為 PBC 與 (1-CHECKS) 兩指標之乘積，探討地方政府首長擁有的自由裁量權對政治預算循環的影響。其中，(1-CHECKS) 表地方政府首長擁有的自由裁量權限。由於傳統關於政治預算循環的實證研究文獻大多假設行政部門對於預算具有充分的自由裁量權，故本研究以此一解釋變項來檢測之。

6. 中央與地方同年選舉虛擬變數 (CLELE)

用來捕捉中央選舉對地方政府預算支出的影響效果。若中央選舉年與地方選舉年為同一年，CLELE 值設定為 1，其他則設定為 0。表 2 彙整中央與地方選舉概況。由表 2 可知，在不考慮改選或指派的情形下，原選舉年之第 5 屆立法委員選舉及第 14 屆縣市長選舉同於 2001 年舉行，故將 2001 年 CLELE 設為 1，其他年度設為 0。

上述解釋變數的定義及說明，彙整於表 3。地方政府歲入及各項支出資料來自於各縣市統計要覽；選舉年資料來自於中央選舉委員會；地方法治指標資料來自於國際風險指南資料庫。法治指標主要反映一國的公民願意接受立法機關所建立與實施的法律規範，並以此為裁決糾紛標準的程度。國際風險指南公布的法治指標數值範圍是 0 至 6，指數越高，表示秩序及法律系統被公民遵循的程度越強；反之，表示公民以非法手段解決紛爭的情形越嚴重。

表 2 台灣省中央與地方選舉概況

年度	日期	中央級 (總統 / 立委選舉)	縣 / 省轄市級 (縣市長 / 縣市議員選舉)
1984	03/21	第 7 屆總統選舉 (間選)	
1985	11/16		第 10 屆縣市長選舉
	02/01		第 11 屆縣市議員選舉
1986	12/06	第 3 次增額國代選舉、 第 5 次增額立委選舉	
1987	01/10	第 4 次增額監察委員選舉 (間選)	
1989	12/02	第 6 次增額立委選舉	第 11 屆縣市長選舉
	01/20		第 12 屆縣市議員選舉
1990	03/21	第 8 屆總統選舉 (間選)	
1991	12/21	第 2 屆國大代表選舉	
1992	12/19	第 2 屆立法委員選舉	
1993	11/27		第 12 屆縣市長選舉
1994	01/29		第 13 屆縣市議員選舉
1995	12/02	第 3 屆立法委員選舉	
1996	03/23	第 9 屆總統選舉	
1997	11/29		第 13 屆縣市長選舉
	01/24		第 14 屆縣市議員選舉
1998	12/05	第 4 屆立法委員選舉	
2000	03/18	第 10 屆總統選舉	
2001	12/01	第 5 屆立法委員選舉	第 14 屆縣市長選舉
2002	01/26		第 15 屆縣市議員選舉
	03/20	第 11 屆總統選舉	
2004	12/11	第 6 屆立法委員選舉	
			第 15 屆縣市長選舉、 第 16 屆縣市議員選舉
2005	05/14		
	01/12	第 7 屆立法委員選舉	
2008	03/22	第 12 屆總統選舉	
			第 16 屆縣市長選舉、 第 17 屆縣市議員選舉
2009	12/05		

資料來源：本研究彙整中央及各縣市選舉委員會資料。

說明：間接選舉即政府首腦或立法機關的議員由民衆先選擇一些代表，再由代表投票而產生。因此，選民不能夠直接投票予他們喜歡的參選人，簡稱間選。台灣第一屆開放民衆直接選舉乃為 1996 年之總統選舉。

表 3 解釋變數之定義及說明彙整表

解釋變數	變數名稱	變數說明
TREV	歲入總預算數	包括稅課收入、工程受益費收入、罰款及賠償收入、規費收入、信託管理收入、財產收入、營業盈餘及事業收入、補助及協助收入、捐獻與贈與收入、自治稅捐收入及其他收入。
PBC	政治預算循環虛擬變數	參考 Schuknecht(1996) 的設定，將選舉年設為 1，選後一年設為 -1，其他設為 0。
POLCON	地方立法機關政治限制指標	此變數取值範圍為 0~1，指數越低表示地方政府越不受立法部門約束，在任何時候都有絕對權力來改變現行政策，
LAWORD	地方法治指標	此變數取值範圍為 0~6，指數越高表示秩序及法律系統被公民遵循的程度越強。
CHECKS	制衡指標	為地方政府立法機關對行政機關制衡的能力，可由下述兩變數相乘後得之： 1. 立法否決權 (VETOPL)：若 POLCON 值 $\geq 2/3$ ，則立法否決權變數設為 1；若 POLCON 值 $< 2/3$ ，立法否決權變數則為 POLCON 原始值乘以 $3/2$ 。 2. 法治指標虛擬變數 (LAWDUM)：將地方法治指標 (LAWORD) 之原始值皆除以 6，若值 $\geq 4/6$ ，則法治指標虛擬變數設為 1；若值 $< 4/6$ ，則法治指標虛擬變數設為 0。
PBC_CHECKS	政治預算循環與制衡指標之交互效果	為 PBC 與 CHECKS 兩指標之乘積。檢驗制衡力量對政治預算循環之影響效果。
PBC_(1-CHECKS)	政治預算循環與地方政府自由裁量權之交互效果	為 PBC 與 (1-CHECKS) 兩指標相乘，探討地方政府首長擁有的自由裁量權對政治預算循環的影響。其中，(1-CHECKS) 表地方政府自由裁量權限。
CLELE	中央與地方政府同年選舉虛擬變數	若中央選舉年與地方選舉年為同一年設為 1，其他則設為 0。

資料來源：本研究。

二、實證模型

本文建立三個模型來分析地方立法機關的制衡，對政治預算循環與地方公共支出內容配置之影響。模型一，探討各細項支出是否存在政治預算循環現象。模型二則引入立法制衡指標變數，同時考量制衡和預算循環之交互影響效果，探討立法制衡是否能有效的約束地方政府，避免地方政府任意地擴張或緊縮財政支出。模型三則在探討地方政府首長擁有自由裁量權對政治預算循環的影響效果。

(一) 模型一

$$G_{i,t} = \sum_{j=1}^p \alpha_j G_{i,t-j} + \beta_0 TREV_{i,t} + \beta_1 PBC_{i,t} + \beta_2 CLELE_{i,t} + \gamma_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(二) 模型二

$$G_{i,t} = \sum_{j=1}^p \alpha_j G_{i,t-j} + \beta_0 TREV_{i,t} + \beta_1 PBC_{i,t} + \beta_2 CHECKS_{i,t-1} + \beta_3 PBC_CHECK_{i,t-1} + \beta_4 CLELE_{i,t} + \gamma_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

(三) 模型三

$$G_{i,t} = \sum_{j=1}^p \alpha_j G_{i,t-j} + \beta_0 TREV_{i,t} + \beta_1 CHECKS_{i,t-1} + \beta_2 PBC_ (1-CHECKS)_{i,t-1} + \beta_3 CLELE_{i,t} + \gamma_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式中， i 表示第 i 個地方政府， t 表示第 t 年， G 表示地方政府支出（如一般政務支出、教育科學文化支出、經濟發展支出或社會福利支出）占當年度 GDP 之比例；最適落遲期數 p 是由 SIC 準則 (Schwarz information criterion) 選定之。 $TREV$ 為地方政府總歲入預算數， PBC 為檢驗政治預算循環之虛擬變數， $CLELE$ 為中央與地方同年選舉虛擬變數， $CHECKS$ 為地方立法機關制衡指標。模型二和模型三，以前一期的有效制衡指標作為影響各地方政府支出項目的解釋變數，旨在反應當期的政府預算支出是由前一期所決定的本質。 PBC_CHECKS 表示政治預算循環與制衡的交互效果； $PBC_ (1-CHECKS)$ 為政治預算循環與地方政府自由裁量權之交互效果。 γ 為未觀測到的個別地方政府效果， $\varepsilon_{i,t}$ 為獨立且具常態分配的隨機干擾項。

三、實證分析法

一般在估計古典線性模型時，通常對殘差項做了嚴格的假設，例如假設殘差項服從常態分配、同質變異 (homoscedasticity)、無自我相關 (non-autocorrelation) 等；但是橫斷面資料容易發生異質變異 (heteroscedasticity)，而時間序列資料則普遍存在自我相關 (autocorrelation) 的問題，若將一般化最小平方法 (OLS) 運用於縱橫資料，所得的參數可能有偏誤產生，同時估計結果的有效性 (efficiency) 及一致性 (consistency) 也必受到質疑，為解決上述問題，通常採用一般化動差法 (GMM)。GMM 不僅放寬了對殘差分配的限制，同時不須假設殘差項在不同期間的共變異數為零，亦不須假設為同質變異以估計有效性。GMM 在有限的樣本之下，快速收斂，而且所需訊息也較其他估計法少。

GMM 最早由 Hansen(1982) 所提出，其認為當樣本數趨近於無限大的時候，樣本動差

會收斂至母體動差，所以在大樣本的情形下，可以利用這個性質來求出符合一致性及常態分配特性的估計式。GMM 估計法主要是以滿足正交條件 (orthogonality conditions) 的限制下建立，其估計式形成如下：

首先，給定一個向量函數 $f(x_t, \beta)$ ， x_t 為變數在 t 期時的向量矩陣； β 為未知參數向量。假定 β 的真實參數值 β_0 使得此向量函數能滿足正交條件，亦可稱動差條件 (moment conditions)： $Ef(x_t, \beta) = 0$ ，若且唯若 $\beta = \beta_0$ ， $t = 1, \dots, T$ 。根據樣本個數為 T ，可得出 $f(x_t, \beta)$ 樣本平均值： $g_T(\beta) = T^{-1} \sum_{t=1}^T f(x_t, \beta)$ 。

一般而言，GMM 的基本概念為找出一組參數 $\hat{\beta}_T$ 使得 $g_T(\beta)$ 盡可能地接近母體群值：0。Hansen(1982) 使用的目標函數如下，¹¹

$$\hat{\beta}_T = \arg \min_{\beta} \Omega_T(\beta) = g_T(\beta)' W_T g_T(\beta) \quad (4)$$

$$= \arg \min_{\beta} \left[T^{-1} \sum_{t=1}^T f(x_t, \beta) \right]' W_T \left[T^{-1} \sum_{t=1}^T f(x_t, \beta) \right] \quad (5)$$

$\hat{\beta}_T$ 是 $\Omega_T(\beta)$ 函式中，會產生最小值的那個參數 β 。其中， W_T 為正定且對稱的加權矩陣 (weighting matrix)。而 Hansen(1982) 亦證明出 W_T 為 $g_T(\beta)$ 的共變異矩陣，則形成 GMM。當被估計的參數個數 k 等於正交條件個數 m (即 $k=m$)，此時恰好被認定，無需加權矩陣， $g_T(\beta)$ 為 0，目標函數 $\Omega_T(\beta)$ 亦為 0，此時達到最小化，為修正的動差估計 (modified moment estimators, MME)。如果在過度認定的狀況下 (即 $m > k$)，加權矩陣將可以解決此過度認定的問題，必須利用目標函數 $\Omega_T(\beta) = g_T(\beta)' W_T g_T(\beta)$ 來做估計參數。

GMM 方法允許我們選取包括應變數及自變數在內的落後期數當作工具變數以解決不一致性的問題，至於落後期的選擇則視資料限制及估計的解釋需要而定。本研究所選取之工具變數至少與模型中的變數有一期以上的落差以確保工具變數與殘差項無關，同時採用的工具變數個數須大於或等於欲估計的參數個數以避免模型有無法認定的問題。本文使用 Sargan test 檢測模型之工具變數選擇適當性，虛無假設為選取之所有工具變數與誤差無關，若檢測結果 P 值大於 0.05，則接受虛無假說，表示模型估計所採用之工具變數有效。

¹¹ $y = \min f(\theta)$ 表示 y 是 $f(\theta)$ 函式所有的數值中最小的值。 $y = \arg \min f(\theta)$ 表示 y 是 $f(\theta)$ 函式中，會產生最小值的那個參數 θ 。Hansen(1982) 的目標函數是尋找參數 β ，使 $\Omega_T(\beta)$ 函式極小化，故可以式 (4) 表示之。

肆、實證結果分析

一、縱橫資料單根檢定結果

本研究採用 Levin、Lin 與 Chu(LLC)(2002)、Im、Pesaran 與 Shin(IPS)(2003) 及 Hadri(2000) 所提出之三種縱橫資料單根檢定，因其具有高統計檢定力的特性，可以改善傳統單根檢定在樣本數過小情況下檢定力不足的缺陷。其中 LLC 與 IPS 之虛無假設為變數具有單根現象，而 Hadri 之虛無假設則為變數為定態，不具單根。

模型變數的縱橫資料單根檢定結果如表 4 所示。由表 4 可知，在水準項 (level) 下，LLC 檢定顯示所有變數皆無法拒絕單根之虛無假設，表示所有變數皆為非定態。然而，在 IPS 檢定下，經濟發展支出及社會福利支出兩變數在 5% 顯著水準下，拒絕單根之虛無假設；而其他變數皆無法拒絕單根之虛無假設，表示除了經濟發展支出及社會福利支出兩變數外，其他所有變數皆為非定態。Hadri 檢定則顯示所有變數皆拒絕定態之虛無假設，表示所有變數皆為非定態。雖然經濟發展支出及社會福利支出這兩個變數在 IPS 檢定下未能顯示有單根象現存在，但依據 LLC 與 Hadri 檢定卻顯示有單根象現存在，故將經濟發展支出及社會福利支出視為非定態變數，所以本研究的一般政務支出、教育科學文化支出、經濟發展支出、社會福利支出及總歲入預算數等五個變數均視為非定態變數。所有變數資料取一階差分後的縱橫資料單根檢定結果顯示，無論依據 LLC、IPS 或 Hadri 檢定，各變數皆顯著拒絕單根虛無假設，即各變數皆為 I(1)。因此本研究採用一階差分後之定態型資料進行一般化動差法分析。

表 4 縱橫資料單根檢定結果彙整表

變數	水準項			一階差分		
	LLC	IPS	Hadri	LLC	IPS	Hadri
ADMIN	2.825 (0.998)	0.839 (0.799)	9.404*** (0.000)	-15.876*** (0.000)	-16.190*** (0.000)	0.131 (0.448)
EDUC	0.942 (0.827)	-0.582 (0.280)	10.890*** (0.000)	-18.160*** (0.000)	-18.349*** (0.000)	1.137 (0.128)
ECON	3.178 (0.999)	-4.534*** (0.000)	6.703*** (0.000)	-17.147*** (0.000)	-18.895*** (0.000)	0.716 (0.237)
SOCI	2.961 (0.996)	-2.212** (0.014)	9.510*** (0.000)	-15.351*** (0.000)	-17.682*** (0.000)	0.156 (0.438)
TREV	-0.444 (0.327)	-1.237 (0.108)	9.831*** (0.000)	-17.458*** (0.000)	-16.655*** (0.000)	0.979 (0.164)

資料來源：本研究。

說明：1. *、**、*** 分別表示在 10%、5%、1% 顯著水準下估計值為顯著的。

2. 括弧內為 P 值。

二、一般化動差法估計結果

(一) 一般政務支出

一般政務支出實證結果如表 5。首先，觀察落遲一期的一般政務支出與當年度一般政務支出之關係，結果發現前期的一般政務支出對當期的一般政務支出有正向的影響，但影響效果不顯著相關。其次，觀察總歲入預算數與當年支出預算關係，結果呈現顯著正相關，即若當期編列的總預算收入愈高，其愈有可能使當年度的預算支出細項可得分配額愈多，即地方政府可運用於支出預算的資金愈高。所以，若當期編列的總預算收入愈高，則一般政務支出愈多。再者，中央與地方為同年選舉虛擬變數並不顯著，說明地方政府編列支出預算時並不會受到中央選舉的影響，即不會因為中央執政者的政策而有明顯地增減變動情形。

表 5 一般政務支出預算數之估計結果

解釋變數	依變數：ADMIN _t		
	模型一	模型二	模型三
Constant	0.001 ^{***} (3.127)	0.003 ^{***} (3.598)	0.003 ^{***} (3.619)
ADMIN _{t-1}	0.097 (1.023)	0.094 (1.033)	0.101 (1.071)
TREV _t	0.072 ^{***} (8.722)	0.071 ^{***} (8.669)	0.070 ^{***} (8.748)
PBC _t	-0.002 [*] (-1.681)	-0.001 (-1.024)	
CHECKS _{t-1}		-0.004 ^{**} (-2.309)	-0.004 ^{**} (-2.363)
PBC_CHECKS _{t-1}		0.001 (0.427)	
PBC_(1-CHECKS) _{t-1}			0.001 (0.772)
CLELE _t	0.004 (0.897)	0.003 (0.744)	0.002 (0.545)
R ²	0.266	0.270	0.263
Adjusted R ²	0.260	0.260	0.254
Sargen Test P-value	0.960	0.956	0.949

資料來源：本研究。

說明：1. *、**、*** 分別表示在 10%，5%，1% 顯著水準下估計值為顯著的。

2. 括弧內為 t 值。

3. Sargen test 的檢測結果為 P 值大於 0.05，所以接受虛無假設，表示模型估計所採用之工具變數有效。

由模型一觀察政治預算循環現象對當年度支出預算的影響，結果顯示有顯著的政治預算循環現象，但由於 PBC 的估計係數 (-0.002) 為負，所以說明執政者可能在選舉年減少一般政務支出預算，以影響選舉結果，而達成勝選的目的；但於選舉後則增加一般政務支出預算。模型二加入立法制衡指標後，結果發現制衡指標對一般政務支出有顯著的負向影響，表示地方立法機關若能有效發揮制衡力量，則一般政務支出預算將顯著的減少。此外，利用政治預算循環與制衡指標之交互效果 (PBC_CHECKS) 檢驗當行政機關執行預算支出時，立法機關的制衡是否可以抵銷政治預算循環效果，結果發現制衡可以抵銷部分的政治預算循環效果，但影響效果並不顯著，並且一般政務支出在加入制衡指標後，也無顯著的政治預算循環現象產生。最後，依據模型三探討若地方政府首長擁有自由裁量權對政治預算循環的影響，以變數 PBC_(1-CHECKS) 來評估，結果發現地方政府首長的自由裁量權對政治預算循環影響效果不顯著；但立法制衡對一般政務支出具有顯著的負向影響效果。所以，假若地方政府首長無自由裁量權且無法影響政治預算循環時，立法制衡依然發揮顯著效用，顯著的減少一般政務支出預算。

(二) 教育科學文化支出

表 6 為教育科學文化支出預算數之估計結果。首先，觀察落遲一期的教育科學文化支出與當年度教育科學文化支出之間的關係，結果發現前一期的教育科學文化支出對當期的教育科學文化支出有正向的影響，但影響效果不顯著相關。其次，觀察總歲入預算數與當年教育科學文化支出預算的關係，結果顯示若當期的總預算收入愈高，愈有可能使當年度的教育科學文化支出的預算分配額愈多。如同前述的一般政務支出，中央與地方為同年選舉虛擬變數並不顯著，表示地方政府編列教育科學文化支出預算時並不會受到中央選舉的影響。

模型一的政治預算循環虛擬變數之估計係數並不顯著，所以並無法支持政治預算循環存在，即表示無足夠證據顯示執政者藉由操縱教育科學文化支出預算，影響選舉結果，以達勝選目的。模型二加入制衡變數，結果發現地方立法機關的制衡力量雖然能降低教育科學文化支出預算，但影響效果不顯著。立法機關的制衡可以抵銷部分的政治預算循環效果，但影響效果並不顯著，並且加入制衡指標後，無顯著的政治預算循環現象產生。最後，模型三探討若地方政府首長擁有自由裁量權其對政治預算循環的影響，結果發現自由裁量權和政治預算循環的交互效果為顯著的正相關，所以，不論立法制衡力量為有效或無效下，地方政府首長自由裁量權限若大於立法制衡，則將加深政治預算循環的現象，亦即當地方政府首長擁有自由裁量權且顯著影響政治預算循環效果，而立法制衡無法有效箝制地方政府首長的自由裁量權限時，將會造成此教育科學文化支出預算編列上升。

表 6 教育科學文化支出預算數之估計結果

解釋變數	依變數：EDUC _t		
	模型一	模型二	模型三
Constant	0.001 (0.528)	0.007 (1.445)	0.007 (1.336)
EDUC _{t-1}	0.086 (0.746)	0.073 (0.685)	0.076 (0.737)
TREV _t	0.183 ^{***} (4.153)	0.182 ^{***} (4.108)	0.183 ^{***} (4.067)
PBC _t	-0.001 (-0.341)	0.001 (0.276)	
CHECKS _{t-1}		-0.015 (-1.381)	-0.014 (-1.320)
PBC_CHECKS _{t-1}		0.008 (1.523)	
PBC_(1-CHECKS) _{t-1}			0.005* (1.719)
CLELE _t	0.021 (1.605)	0.018 (1.340)	0.019 (1.482)
R ²	0.330	0.340	0.339
Adjusted R ²	0.324	0.331	0.331
Sargen Test P-value	0.855	0.939	0.923

資料來源：本研究。

說明：1. *、**、*** 分別表示在 10%，5%，1% 顯著水準下估計值為顯著的。

2. 括弧內為 t 值。

3. Sargen test 的檢測結果為 P 值大於 0.05，所以接受虛無假設，表示模型估計所採用之工具變數有效。

(三) 經濟發展支出

表 7 經濟發展支出的估計結果顯示，前一期的經濟發展支出對當年度的經濟發展支出沒有顯著的影響。如同一般政務支出和教育科學文化支出的估計結果一樣，總歲入對當年的經濟發展支出有顯著的正向影響，但地方政府在編列經濟發展支出預算時會受到中央選舉的影響並不顯著。

根據模型一的政治預算循環虛擬變數可以得知，政治預算循環並不顯著，表示無足夠證據顯示執政者會在選前針對經濟發展支出預算採取擴張政策，而在選後採取緊縮政策，以影響選舉結果。模型二加入制衡變數，結果發現地方立法機關的制衡力量對經濟發展支出的影響效果並不顯著。模型三考量地方政府首長擁有自由裁量權，結果顯示自由裁量權

和政治預算循環的交互效果為顯著的正相關，表示當地方政府首長擁有自由裁量權且顯著的影響政治預算循環效果時，將會造成此經濟發展支出預算編列上升。

表 7 經濟發展支出預算數之估計結果

解釋變數	依變數：ECON _t		
	模型一	模型二	模型三
Constant	0.002 (0.862)	-0.002 (-0.433)	-0.002 (-0.346)
ECON _{t-1}	-0.045 (-0.343)	-0.023 (-0.158)	-0.048 (-0.339)
TREV _t	0.195 ^{***} (6.529)	0.198 ^{***} (6.145)	0.194 ^{***} (6.307)
PBC _t	-0.002 (-0.545)	0.001 (0.119)	
CHECKS _{t-1}		0.011 (1.122)	0.010 (0.927)
PBC_CHECKS _{t-1}		0.014 (1.511)	
PBC_(1-CHECKS) _{t-1}			0.009 ^{**} (2.364)
CLELE _t	-0.016 (-0.943)	-0.018 (-1.010)	-0.018 (-0.980)
R ²	0.276	0.262	0.271
Adjusted R ²	0.269	0.251	0.262
Sargen Test P-value	0.109	0.157	0.169

資料來源：本研究。

說明：1. *、**、*** 分別表示在 10%、5%、1% 顯著水準下估計值為顯著的。

2. 括弧內為 t 值。

3. Sargen test 的檢測結果為 P 值大於 0.05，所以接受虛無假設，表示模型估計所採用之工具變數有效。

(四) 社會福利支出

如同前述的一般政務支出、教育科學文化支出、經濟發展支出，表 8 社會福利支出的估計結果顯示，前期的社會福利支出對當期的社會福利支出沒有顯著的影響，同時，中央選舉對地方政府的社會福利支出預算編列也沒有顯著的影響；但總歲入卻對社會福利支出預算有顯著的正向影響。

由模型一的政治預算循環虛擬變數可以得知，有顯著的政治預算循環現象存在，說明

了執政者極有可能於選舉年採用擴張性財政政策，增加社會福利支出預算。然後，於選舉後再採行緊縮財政政策，減少社會福利支出預算。藉由操縱社會福利支出預算以影響選舉結果，而達成勝選的目的。模型二加入制衡指標變數，結果顯示立法制衡力量能顯著降低社會福利支出預算，並且顯著減弱政治預算循環效果，雖然加入制衡變數後，依然存在政治預算循環現象。最後，模型三探討地方政府首長的自由裁量權對政治預算循環的影響，發現自由裁量權和政治預算循環的交互影響為顯著的負相關，並且立法制衡對社會福利支出具有顯著的負向影響效果，亦即當地方立法機關能有效監督行政機關，即使地方政府首長擁有自由裁量權程度很高時，亦不會影響制衡指標之有效性，因此使得社會福利支出預算編列下降。

表 8 社會福利支出預算數之估計結果

解釋變數	依變數：SOC _{it}		
	模型一	模型二	模型三
Constant	0.001 (0.766)	0.007** (2.100)	0.008** (2.349)
SOC _{it-1}	-0.155 (-1.009)	-0.161 (-1.123)	-0.200 (-1.175)
TREV _{it}	0.053** (2.083)	0.051** (2.054)	0.057** (2.119)
PBC _{it}	0.009*** (3.624)	0.007*** (2.700)	
CHECKS _{it-1}		-0.013* (-1.695)	-0.015* (-1.892)
PBC_CHECKS _{it-1}		-0.009* (-1.862)	
PBC_(1-CHECKS) _{it-1}			-0.017*** (-3.719)
CLELE _{it}	-0.008 (-0.922)	-0.009 (-1.125)	-0.005 (-0.541)
R ²	0.193	0.203	0.222
Adjusted R ²	0.184	0.190	0.211
Sargen Test P-value	0.558	0.465	0.243

資料來源：本研究。

說明：1. *、**、*** 分別表示在 10%、5%、1% 顯著水準下估計值為顯著的。

2. 括弧內為 t 值。

3. Sargen test 的檢測結果為 P 值大於 0.05，所以接受虛無假設，表示模型估計所採用之工具變數有效。

伍、結論

由一般化動差法估計之結果得知，總歲入預算明顯影響當期各支出細項（如：一般政務支出、教育科學文化支出、經濟發展支出、社會福利支出）的分配。由模型一的估計結果發現，一般政務支出與社會福利支出存在政治預算循環現象，但執政者對這兩項支出的操縱方式不同，執政者可能在選舉年減少一般政務支出預算，但增加社會福利支出，藉以影響選舉結果，而達成勝選的目的；但在選舉後則增加一般政務支出預算，減少社會福利支出預算。

模型二加入有效之制衡指標考量後，發現一般政務支出並未存在顯著的政治預算循環現象，但社會福利支出仍然呈現顯著的政治預算循環，雖然立法制衡顯著減弱政治預算循環的效果。此說明台灣地方立法制衡力量影響有限，頗符合台灣地方的政治生態情形，如 1993 及 1997 年縣市長選舉開立的老人年金競選支票，又如 2002 年推動的敬老津貼政策，皆屬社會福利支出的項目。

最後，由模型三可知，一般政務支出和社會福利支出在立法機關有效制衡行政機關的情況下，不論地方政府首長有無自由裁量權，並不會影響地方立法機關有效制衡行政機關的情形，所以立法制衡將會使得一般政務支出和社會福利支出預算編列金額下降。

綜上所述，地方執政者確實可能於選舉期間藉由調整預算支出細項以達成勝選目的，如刪減一般政務支出預算移向社會福利支出預算。實際結果也顯示有效的立法制衡，確實可減緩或消除政治預算循環的情形，而且不論地方首長有無自由裁量權，並不影響立法機關的制衡能力。

* * *

投稿日期：2012.03.24；修改日期：2012.05.22；接受日期：2012.08.08

參考文獻

I. 中文部分

- 王嘉洲，2000，〈台灣選舉與政體轉型之研究〉，《理論與政策》，14(3): 13-43。
- (Wang, Chia-chou. 2000. "A Study of Election and Political System Transition in Taiwan." *Theory and Policy* 14(3): 13-43.)
- 王鼎銘、詹富堯，2006，〈台灣地方財政支出的政治預算循環分析：固定效果及隨機效果模型的估算比較〉，《台灣政治學刊》，10(2): 1-26。
- (Wang, Ding-ming, and Fu-yao Chan. 2006. "Political Business Cycles in Taiwan Local Fiscal Budget: An Estimation and Comparison between Fixed Effect and Random Effect Models." *Taiwan Political Science Review* 10(2): 1-26.)
- 吳重禮，2001，〈「分立政府」與「一致政府」體制運作的爭議：從美國經驗看我國政治發展的趨勢〉，台北：財團法人國家政策研究基金會國政研究報告。
- (Wu, Chung-li. 2001. "The Controversy of Institutional Functioning between Divided Government and Consensus Government: Trends of Taiwan's Political Development based on the Experience of the United States." Taipei: National Policy Foundation Research Project Report.)
- 張倉耀、蘇志偉、張旭玲、朱曉萍，2006，〈從展望理論看台灣總統選舉對股票市場之效應分析〉，《選舉研究》，13(1): 87-118。
- (Chang, Tsang-yao, Chi-wei Su, Hsu-ling Chang, and Hsiao-ping Chu. 2006. "The Impact of Presidential Election on Taiwan's Stock Market: Prospect Theory." *Journal of Electoral Studies* 13(1): 87-118.)
- 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〉，《行政院國家科學委員會研究彙刊：人文及社會科學》，10(3): 362-377。
- (Chang, Tzu-chia. 2000. "Political Business Cycles and Local Economy: The Case of County Magistrates and City Mayors Elections in Taiwan." *Proceedings of the National Science Council: Humanities and Social Sciences* 10(3): 362-377.)
- 黃上紡，1996，〈選舉與經濟——政治性景氣循環〉，《美歐月刊》，11(5): 51-66。
- (Huang, Shang-fang. 1996. "Elections and Economics: The Political Business Cycle." *Americas and Europe Quarterly* 11(5): 51-66.)
- 黃英哲、劉瑞宇，1996，〈總體政策與選舉的關係——台灣地區實證分析〉，《企銀季刊》，

- 19(3): 104-113。
- (Huang, Ying-je, and Jui-je Liu. 1996. "The Relationship between Macroeconomic Policy and Election: An Empirical Analysis in Taiwan." *Taiwan Business Bank Quarterly* 19(3): 104-113.)
- 傅彥凱，2002，〈地方政治預算循環之實證研究：以台灣省縣市長選舉為例〉，《行政暨政策學報》，35: 137-167。
- (Fu, Yan-kai. 2002. "Empirical Research on the Local Political Budget Cycle: The Case of County Magistrates and City Mayors Election in Taiwan Province." *Public Administration and Policy* 35: 137-167.)
- ，2005，〈財政政策制定與政治操控：中央政治預算循環之實證分析〉，《空大行政學報》，16: 41-74。
- (-----. 2005. "Fiscal Policy-Making and Political Manipulation: An Empirical Analysis on the Central Political Budget Cycle." *Open Public Administration Review* 16: 41-74.)
- ，2006，〈地方政府預算制定之政治經濟分析：政治預算循環的觀點〉，《選舉研究》，13(1): 119-162。
- (-----. 2006. "The Political-Economic Analysis on the Budgetary Decision-Making in Local Government: The View of Political Budget Cycle." *Journal of Electoral Studies* 13(1): 119-162.)
- 薄慶玖，2004，《地方政府與自治》，台北：五南。
- (Po, Ching-chiu. 2004. *Local Government and Autonomy*. Taipei: Wu-Nan.)
- 蘇永欽，2001，《聯合政府——台灣民主體制的新選擇》，台北：翰蘆。
- (Su, Yung-chin. 2001. *Coalition Government: The New Choice of Taiwan's Democratic System*. Taipei: Han-Lu.)

II. 外文部分

- Akhmedov, A., and E. Zhuravskaya. 2004. "Opportunistic Political Cycles: Test in a Young Democracy Setting." *Quarterly Journal of Economics* 119: 1301-1338.
- Alesina, A., and G. Tabellini. 2005. "Why is Fiscal Policy Often Procyclical?" NBER Working Paper 11600. National Bureau of Economic Research.
- Alesina, A., and N. Roubini. 1992. "Political Cycles in OECD Economies." *Review of Economic Studies* 59: 663-688.
- Alesina, A., G. Cohen, and N. Roubini. 1997. *Political Cycles and the Macroeconomy*.

- Massachusetts: MIT Press.
- Alt, J. E., and D. D. Lassen. 2005. "The Political Budget Cycle Is Where You Can't See It: Transparency and Fiscal Manipulation." EPRU Working Paper Series 05-03. Economic Policy Research Unit.
- Brender, A., and A. Drazen. 2005. "Political Budget Cycles in New versus Established Democracies." *Journal of Monetary Economics* 52: 1271-1295.
- Drazen, A., and M. Eslava. 2004. "Political Budget without Cycles: How to Play the Favorites." Working Paper. University of Maryland.
- , 2005. "Electoral Manipulation via Expenditure Composition: Theory and Evidence." NBER Working Paper 11085. National Bureau of Economic Research.
- Granger, C. W. J., and P. Newbold. 1974. "Spurious Regression in Econometrics." *Journal of Econometrics* 2: 111-120.
- Hallerberg, M., and Jürgen von Hagen. 1999. "Electoral Institutions, Cabinet Negotiations, and Budget Deficits in the European Union." NBER Working Paper 6341. National Bureau of Economic Research.
- Hansen, L. P. 1982. "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimator." *Econometrica* 50: 1029-1054.
- Hadri, K. 2000. "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data." *Econometrics Journal* 3: 148-161.
- Henisz, J. 2002. *POLCON_2002 Codebook*. Manuscript. University of Pennsylvania.
- , 2005. *POLCON_2005 Codebook*. Manuscript. University of Pennsylvania.
- Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin. 2003. "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels." *Journal of Econometrics* 115: 53-74.
- Levin, A., C. F. Lin, and C. S. J. Chu. 2002. "Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties." *Journal of Econometrics* 108: 1-24.
- Nordhaus, W. 1975. "The Political Business Cycle." *Review of Economic Studies* 42: 169-190.
- Rae, Douglas W. 1971. *The Political Consequences of Electoral Laws*. New Haven: Yale University Press.
- Remmer, K. 1993. "The Political Economy of Elections in Latin America, 1980-1991." *American Political Science Review* 87: 393-407.
- Rogoff, K. 1990. "Equilibrium Political Budget Cycles." *The American Economic Review* 80(1): 21-36.

- Rogoff, K., and A. Sibert. 1988. "Elections and Macroeconomic Policy Cycle." *Review of Economic Studies* 55: 1-16.
- Saporiti, D., and D. Streb. 2008. "Separation of Powers and Political Budget Cycles." *Public Choice* 137: 329-345.
- Schuknecht, L. 1996. "Political Business Cycles in Developing Countries." *Kyklos* 49(2): 155-170.
- , 2000. "Fiscal Policy Cycles and Public Expenditure in Developing Countries." *Public Choice* 102: 115-130.
- Shi, M., and J. Svensson. 2003. "Political Budget Cycles: A Review of Recent Developments." *Nordic Journal of Political Economy* 29: 67-76.
- , 2006. "Political Budget Cycles: Do They Differ across Countries and Why?" *Journal of Public Economics* 90: 1367-1389.
- Streb, M. 2005. "Signaling in Political Budget Cycles. How Far You Are Willing to Go?" *Journal of Public Economic Theory* 7: 229-252.
- Streb, M., D. Lema, and G. Torrens. 2009. "Checks and Balances on Political Budget Cycles: Cross-Country Evidence." *Kyklos* 62(3): 426-447.
- Tsebelis, G. 2002. *How Political Institutions Work*. New York: Russell Sage Foundation.
- Vergne, C. 2009. "Democracy, Elections and Allocation of Public Expenditures in Developing Countries." *European Journal of Political Economy* 25: 63-77.

Elections, Checks and Balances and the Allocation of Public Expenditure: An Empirical Analysis of Local Government in Taiwan

Chiung-ju Huang^{*} · Yuan-hong Ho^{**} · Tzu-yin Lin^{***}

Abstract

Previous empirical work on political budget cycles focused solely on the dynamics of overall budget, and implicitly assumes the executive has full discretion over fiscal policy. This study goes beyond traditional political budget cycles models and shed light on the case study of 21 local governments in Taiwan over the 1984-2009 periods.

To explore how the level of checks and balances can explain the size of the political budget cycles, the political constraints index for the 21 local governments in Taiwan province is developed following the coding procedure of Henisz(2005). The law and order index from the International Country Risk Guide are used to measure compliance with the law. The proxy for effective checks and balances on executive discretionary power over the 1984 to 2009 period are established with the combination of the political constraints index and the law and order index. The impacts of elections, checks and balances on the allocation of local public expenditures over the period of 1984 to 2009 are then explored by using the generalized method of moments developed for dynamic models of the panel data of Taiwan's 21 local governments.

The empirical results show that the government would indeed adjust the

* Associate Professor, Department of Public Finance, Feng Chia University.

** Professor, Department of Public Finance, Feng Chia University.

*** MA, Department of Public Finance, Feng Chia University.

budget expenditures contents to achieve their goals in the election period. Such as, the deletion of the general government budget expenditures towards the social welfare expenditure budget. By incorporating effective legislative checks and balances into the model, the effect of political budget cycles can indeed be moderated or counteracted. Regardless of whether the local government has discretion or not, it does not affect the checks and balances ability of the legislature.

Keywords: political budget cycle, checks and balances, public expenditure allocation, generalized method of moments