

執政黨資源分配的邏輯：2001~2008 年的補助款分析

林怡均* 黃紀**

本文主要是分析 2001 年至 2008 年民進黨執政期間，中央對地方政府補助款的分配。分配理論假定立委基於追求選舉連任的目標，會致力為選區爭取特定政策利益。由於肉桶利益具有排他且非共享特質，因此追求連任的立委無不想方設法爭取納入利益分配的獲勝聯盟之中。基於此，肉桶利益特質的計畫(pork barrel projects)，有助於解決國會集體決策過程面臨的多數決問題。特別當國會欲通過有利於集體公共利益的法案或預算時，肉桶利益便成為不可或缺的潤滑劑。準此，本文藉由分析特定補助款的分配，以瞭解執政黨如何策略性使用肉桶利益建立聯盟支持預算案，進而克服一黨少數分立政府可能面臨的僵局。

要了解國會如何進行利益分配，就必須先探討影響此分配過程的各種政治誘因以及交易成本計算的影響。本文選擇 2001~2008 年作為分析焦點，理由在於：民進黨為「一黨少數政府」(single-party minority government)，而總統任命的行政首長又非國會多數聯盟的領袖，這使得執政黨更容易陷入「分立政府」(divided government)可能發生的僵局。那麼，執政黨如何通過具有特定利益特質的預算？同時，當時立院生態是，國民黨與民進黨皆面臨黨內派系分裂和重組以及黨際競合激烈的壓力。在此情況下，執政黨如何建立聯盟支持？且為了強化資源分配的正當性並且順利讓預算在國會通過，是否廣佈政策利益？抑或為了追求利益分配效果極大化，故以成本最低的方式結盟，導致少數特定立委過度代表利益分配(overrepresented)？基於此，本文探討的核心問題包括：

一、民進黨政府執政期間採取何種結盟策略，以克服少數政府在通過特定預算過程中面臨的多數決問題？

二、這些策略導致資源分配呈現何種型態？

本文在方法上，運用橫斷面與時間序列的綜合分析(pooled cross-sectional time-series analysis)，檢驗政黨與非政黨因素對於肉桶利益特質補助款分配的影響。

* 台北大學公共行政暨政策學系碩士生。

** 政治大學政治學系講座教授。

壹、研究動機與背景：少數政府的制度限制

在民主政治中，民選議員與行政官僚為政治系統資源分配的主導者。從追求利益極大化的假設來看，民選議員與經濟人是相同的。那些之所以勝選的國會議員，正因為抱持著他的選民將在下一次選舉報答他，而決定通過哪些補助計畫。但是，由於行政部門才有權力提出金錢上的補助計畫，因此，這些有著相同選舉目標的國會議員或政黨，往往企圖透過策略操作影響行政部門對補助款的分配，以極大化自身選舉連任或席次的目標。

本文分析焦點為 2001 至 2008 年民進黨執政時期，如何在國會尋求多數支持具有肉桶(pork)利益特質的補助款分配及其分配結果為何。值得探討的原因在於：民進黨為「一黨少數政府」(single-party minority government)，而總統任命的行政首長又非國會多數聯盟的領袖，這使得執政黨容易陷入「分立政府」(divided government)可能發生的僵局。同時，當時立院生態是，國民黨與民進黨皆面臨黨內派系分裂和重組以及黨際競合激烈的壓力。在此情況下，執政黨如何建立聯盟支持具有特定利益特質的補助款分配？且為了強化資源分配的正當性並且順利讓預算在國會通過，是否廣佈政策利益？抑或為了追求利益分配效果極大化，故以成本最低的方式結盟，導致少數特定立委過度代表利益分配(overrepresented)？

一般而言，利益集中在自己選區而成本分散給所有人民的分配政策(distributive policies)，¹是國會議員和官員追求連任或是勝選目標最容易彰顯政績的政策類型與策略選擇。其中，計畫型（或者部會型）補助款可視為典型的分配政策。由於此類補助款具有擁擠性、²稀少性與競爭性，且補助款投入的多寡直接影響政績的表現，故立委為地方爭取補助款的要價行為往往十分激烈。為了極大化政策利益分配的效果，最

¹根據 Lowi(1965)對政策類型的分類，分配政策係指利益集中在少數區域的人口身上，而成本由所有納稅義務人共同負擔的政策類型。

²係指當某些地方政府獲得較多補助款的時候，其他地方政府倘若欲爭取與之相當的補助款利益，便必須付出更多的成本。

佳策略是極小化建立聯盟的成本和規模。而綜觀民進黨執政期間除張俊雄院長外，其餘行政首長皆為民進黨 2008 年總統大選的黨內候選人。對於這些行政首長而言，莫不希望在執政期間建立政績，以便作為未來競選總統的籌碼。但是，特定政策利益的分配能否在立法院獲得支持，取決於行政官員以及政黨和個別立委如何在各種政治目標之間取捨(trade-off)，以及願意付出什麼成本和代價達成什麼目標。某些情況下，不同政治行動者對於目標的偏好排序會有所衝突，甚至與結盟策略相抵觸。例如：究竟是優先追求「官職」、「極大化選票」抑或該堅持「政策目標」與維持「黨內團結」等。因此，本文好奇的是：民進黨政府執政期間，既為少數分立政府又無組成聯合內閣，卻能在面臨激烈的黨內競爭以及反對黨為多黨的國會中，完成特定補助款的分配，其結盟策略與資源配置為何。

由於資源的有限性，執政黨在資源分配上必須有所取捨。問題是，執政黨處於少數政府的制度限制下，如何建立聯盟支持其所欲推動的各項政策利益分配？而立委如何在避免政績被其他人搭便車的同時，又讓他人支持自己選區得到利益分配。且在不會導致大家都拿不到補助款的共有悲劇下，如何策略性杯葛行政部門提出的補助計畫。由於政黨或個別立委對於各種目標的取捨會反映在採取的策略之中，而所採取的策略又會進一步影響到資源分配。是故，欲回答執政黨資源分配的邏輯為何，就必須找到影響資源分配的關鍵因素。

貳、研究問題

本文主要是分析 2001 年至 2008 年民進黨執政期間，中央對地方政府補助款的分配。分配理論假定立委基於追求選舉連任的目標，會致力為選區爭取特定政策利益。由於肉桶利益具有排他且非共享特質，因此追求連任的立委無不想方設法爭取納入利益分配的獲勝聯盟之中。基於此，肉桶利益特質的計畫(pork barrel projects)，有助於

解決國會集體決策過程面臨的多數決問題。特別當國會欲通過有利於集體公共利益的法案或預算分配時，肉桶利益便成為不可或缺的潤滑劑。

而民進黨作為一個執政黨，必須綜觀全局並透過資源分配協助同黨立委贏得選舉，以便極大化在國會的席次。然，其受限於少數且分立政府的限制，因此欲通過特定利益的分配，必然有建立多數聯盟支持的需求。問題在於：執政黨將如何結盟使得交易成本最低，且能避免立委搭便車的行為並懲罰背叛者？換言之，滿足哪些條件的立委將被納入獲勝聯盟？且利益分配結果如何？基於上述，本文的主軸分別以政黨因素以及非政黨性的因素兩個面向，探討其對於執政黨資源分配的影響。具體研究問題如下所述：

一、民進黨政府執政期間採取何種結盟策略，以克服少數政府在通過特定預算過程中面臨的多數決問題？

首先，就執政黨內部而言：（一）當地方行政首長與執政黨同黨時，對於政治和需求導向補助款的分配有何影響？（二）地方政府轄區內執政黨立委的比例越高，對於政治和需求導向補助款的分配有何影響？（三）地方政府轄區內面臨激烈的黨內或黨際選舉競爭時，對於政治和需求導向補助款的分配有何影響？再從在野聯盟來看：（四）地方政府轄區內包含關鍵少數立委之比例越高，對於政治和需求導向補助款的分配有何影響？

二、這些策略導致資源分配呈現何種型態？

叁、理論基礎

分配政治(distributive politics)係指國會議員基於追求連任或贏得選舉的動機，產生爭取特定政策利益分配的行為。由於這類型的政策利益具有「利益集中由少數（選

區) 選民享受, 但成本卻分散給所有人承擔」之特質。因此, 每個選區的納稅人平均分擔的成本很小, 所以缺乏動機組成有組織的力量去反對這項政策。但對受益者而言, 由於利益集中, 因此有充分的動機凝聚政治支持的力量, 鞏固已獲得的利益。是故, 儘管就全國層次而言, 某項政策可能是無效率或者浪費的政策, 但如果能在選區獲得青睞,³ 並且有助於選舉連任, 便會成為理性的民選代表或官員最熱中追求的目標(Ferejohn 1974; Mayhew 1974)。

然而, 分配政治的研究主要是從觀察美國國會運作情況發展出來, 因此, 不論是以演繹方式推論或是實證上檢驗的研究假設, 多半受到美國政治制度環境特質的影響。例如: 過去分配理論所檢驗的制度變數, 主要是探討國會內部制度性因素⁴ (例如: 國會委員會的職務、⁵ 議事規則與規範)、政黨領袖或是總統權力等因素對於政策利益分配的影響(Ferejohn 1974; Mayhew 1974; Rundquist and Ferejohn 1975; Arnold 1979; 1990; Levitt and Snyder 1995; Lee 2003; Volden and Wiseman 2007; Larcinese, Rizzo, and Testa 2006)。但假設委員會職務能帶給選區特定或超額利益, 是由於分配政治的觀點假定眾議院的投票表決過程, 是由追求自利的議員而非政黨推動。同時, 國會的運作是以委員會為主的立法過程⁶ 且政黨黨紀較弱。是故, 每一個委員會成員, 都會試圖藉由其制度上的權力為選區爭取和其業務相關的政策利益, 以助於下次的選舉(Fenno 1973, 1)。只有當個別議員需要透過政黨的組織動員力量整合偏好解決衝突, 或者面臨動員表決等情況下, 政黨才有能力影響個別議員的行為。然而, 國內各政黨

³ Mayhew(1974)認為選民對此類政策之所以會產生特定偏愛, 是基於預期倘若與自己同一陣線的議員連任, 必會為自己帶來實質政策利益。

⁴ Reiter(2006)回顧 1906 至 2005 年美國的政治學期刊, 他發現尤其在 1960 年代末自 1970 年代, 研究政黨議題的學者有超過百分之六十都將焦點放在國會制度上。而過去的研究面臨的主要限制在於, 對政黨結盟行為的解釋和預測主要都聚焦於(國家)中央政府層次的結盟行動。而由於理論的發展和檢驗皆使用同一資料, 因此, 理論所能預測到的現象, 無法超越現有資料的描述。

⁵ 從 Rundquist and Ferejohn(1975)提出分配政治的研究假設來看, 都關注委員會制度的影響力。第一項甄補假設(recruitment hypothesis)指出, 國會議員所屬選區利益如果與政府的某項政策業務有關, 該選區選出來的國會議員, 通常會爭取與該選區利益有關的委員會席次。其次, 過度代表假設(overrepresentation hypothesis)假定委員會的委員相較於其他選區, 在其所轄的業務上有過度代表的現象。第三, 利益假設(benefit hypothesis)則是指委員會委員所代表的選區相較於其他選區, 能獲得超過其應有比例的政策利益, 且這些政策利益都是此委員會所監督的(轉引自羅清俊 1998, 577)。

⁶ 在美、日等國, 國會的立法過程即是強調所謂的「委員會中心主義」。經過委員會專業審查的法案, 在院會中都受到相當的尊重, 此又被稱之為「委員會決定之神聖性」。

的黨紀嚴明，再加上各項法案或預算的分配在立法院審查階段必須被院會與委員會同意。當朝野政黨無法達成共識時，交由黨團協商；協商達成共識後送院會通過，若無共識，方交由院會表決定之。因此，政黨可藉由黨團協商以及在院會的動員發揮影響力，使得委員會影響力受到限制。基於上述理由，本文分別探討政黨與非政黨因素，對於資源分配的影響。

有關政黨影響力的問題，過去的研究有兩種不同的發現。⁷Cox and McCubbins(1993)指出：國會中的多數黨能讓政策結果遠離院會的中位偏好(median floor preference)，趨向多數黨內部的中位偏好。換言之，政黨仍然主導立法過程，特別當政策利益爭議性高時，政黨將試圖在院會動員形成支持力量，以杯葛委員會通過的決議。但 Rohde(1991)卻認為，只有當特定議題呈現政黨強烈的一致偏好時，(例如：政策利益分配涉及政黨的立場與選舉利益)，政黨影響力才會出現。⁸換言之，當院會的中位偏好不等於多數黨的中位偏好，或者政策利益分配牽涉到政黨意識型態與利害關係，導致政黨之間的立場壁壘分明時，政黨才會發揮影響力。換言之，政黨扮演的角色及發揮的影響力呈現條件性政黨政府(conditional party government)的特質。

由於本文分析的補助款具有利益集中在少數選區(或地理區)以報答特定的支持者，而成本分散至全國納稅人手中的特質。因此，政黨對於這類型利益的分配會形成強烈的偏好並加以主導。由於各種補助計畫的預算須經行政院提案至立院方可審議，這使得執政黨掌握資源分配的優先主導權。是故，本文對於補助款分配的分析是以執政黨的角度切入。對執政黨而言，其資源分配的邏輯分別受到立委選舉的複數席次單計不可讓渡投票制(SNTV)以及地方行政首長單一選區相對多數決(SMD)兩種選舉制

⁷不過，還有另一種角度是 Shepsle and Weingast(1987)從委員會的角度研究發現：當議題未被院會擱置且與特定委員會職務有關，但院會的中位偏好(median floor preference)高度同質且不同於委員會偏好時，委員會有動機與能力運用各種策略去影響院會的政策偏好。特別當政策利益的分配是超越政黨界線而以選區(地理區)或經濟利益為基礎，而導致委員會委員為了追求選區利益與院會立場相左時，委員會將努力影響院會多數偏好支持委員會的法案(Hurwitz, Moiles, and Rohde 2001)。

⁸亦即 Aldrich and Rohde(2000)強調的：國會中多數黨的影響力只是條件性政黨政府(conditional party government)。

度的影響。一方面，在複數選區之下，立委的政績與責任較不明確。且立委個人爭取政策利益的動機與能力，會受到地方轄區內選區規模⁹大小的影響（羅清俊與廖健良 2009）。當地方政府轄區內的立委總人數越多時，中央政府（與執政黨）必須付出更多的成本，才能滿足該地方內同黨立委的要價。另一方面，地方行政首長選舉制度為單一選區相對多數決，選民容易對行政首長的政績褒揚與究責。故本文分析的政黨因素包括，地方行政首長政黨屬性以及執政黨立委在地方的比例。不過 Bickers and Stein(1996)強調：議員通常不會直接回應選區利益的變化，只有當議員在選區面臨激烈的選舉競爭和強大選舉壓力下，¹⁰才有動機關切。特別當政黨權力與行政權融合的情況下，有影響力的內閣成員會把政策利益給競爭的選區；而執政黨為鞏固執政所需的席次，也會在競爭較激烈的選區投入資源幫助議員勝選(Denemark 2000, 896-899)。因此，亦分析政黨面臨的黨內和黨際選舉競爭度，對於資源分配的影響。

然而，McGillivray(2004)認為：上述觀點是基於在 SMD 制度下，政黨為了取得在國會的過半席次，所以選舉競爭激烈選區選民的支持比安全選區來的重要。此時，如果執政黨力量很大，那就有能力把資源投入在競爭激烈的選區。可是，如果執政黨力量不大，那就沒有能力將資源投入在選舉競爭選區（或希望照顧的選區）。換言之，選舉競爭度是否影響補助款分配的多寡，還須考量執政黨的能力。對民進黨政府而言，因其為少數政府，故幾乎難以主導資源投入在哪些地方或不投入在哪些地方。如同 Mendes and Camoes(2005, 8-9)所言：「...倘若不存在一黨且多數的政府，有兩種情況將可能發生。其一，政府可能著手組成臨時性的非正式聯盟，並期待能以逐案審查方式通過政府決策。在此種情況下，獲勝聯盟必須尋求少數黨的支持。因此，可能發生冗長的討論和高成本的議價。第二種可能的情況則是，政黨將組成穩定的非正式聯盟...。」¹¹換言之，由於立法院內不存在單一席次過半的多數在野黨。因此，欲推動政策利益分配的計畫，勢必面臨建立聯盟支持的問題，且結盟的策略會受到政黨實力

⁹ 係指地方政府轄區內立委總人數的多寡。

¹⁰ 或者在委員會中擁有權力和希望追求機構本身政策利益的領導者才有動機關切。但前已述及，由於黨團影響力超越個別立委之上，因此，本文暫時不考慮委員會影響力。

¹¹ 原文如下「...if there is no government majority of one party, two things may happen. First, the government may proceed and hope for occasional informal coalitions to form and approve decisions on a case-by-case basis. In this case, the winning party needs to gain support from minority parties; therefore, the probability of lengthier discussions and higher bargaining costs is much higher. The second alternative is the formation of stable informal coalition bargaining...」

的影響。基於此，本文探討民進黨資源分配的邏輯，便著重從民進黨在立法院為少數黨的角度切入。

此外，預算法雖規定立委不得提出增加預算之決議，但實際上卻可藉由策略性的刪除預算或杯葛朝野協商，達成向執政黨要價的目標。是故，本文也分析個別立委影響力（即非政黨因素），對於補助款分配的影響。因為就執政黨的立場而言，為了建立足夠的多數支持，將嘉惠給經常合作的政黨或者收買小黨支持，以使用負擔成本最小的方式通過補助計畫。同時，又可作為下次合作的談判條件。在此情況下，執政黨策略上可能的選擇方案除了以政黨為單位考量外，另外的選擇便是以個別立委為單位，建立國會的多數聯盟。¹²若以政黨為單位建立聯盟，意識型態很可能成為影響分配結果的主因。反之，以個別立委為單位，執政黨可能向其他各在野黨尋找可收買的關鍵少數。例如，根據羅清俊(2004, 179)的研究，他針對「基隆河整治特別條例」及「離島建設條例」比較，¹³他分析的結果發現「基隆河整治特別條例」呈現出「全體一致同意」(universalism)的決策型態。相反的，「離島建設條例」由於涉及「政黨意識型態」和「政黨的直接利益」，因而呈現一種「政黨內部幾乎全體一致同意」(intra-party universalism)的決策型態。換言之，無關政黨意識型態對決的政策利益，獲勝聯盟會幾乎囊括多數立委；但涉及政黨意識型態對立以及政黨利益衝突時，則立委爭取政策利益的能力和立場會呈現出政黨屬性的差異。這意味以政黨為單位進行結盟，若利益分配涉及意識型態對立，政黨之間是零和關係。相對的，若以個別立委為目標進行結盟，執政黨較能自主性的控制聯盟規模，但形成的是一個不穩定的聯盟。¹⁴由於兩種策略各有利弊，故除了政黨因素之外，本文亦分析非政黨因素（即個別立委影響力）對補助款分配的影響。非政黨因素係指：地方政府轄區內，包含關鍵少數立委之比例。以便進一步探討，這些策略導致資源分配呈現何種型態？

分配理論過去的研究，在形式模型方面，推演出通通有獎的獲勝聯盟觀點，例如

¹² 風險來自於兩點：其一，當各政黨執行嚴格黨紀懲處或動員時，執政黨收買關鍵少數的聯盟將很可能破局。其二，當執政黨並未在國會中取得穩定的多數時，關鍵的少數議員預期執政黨的心理下，可能策略性的結盟並且錯誤的表達偏好（說謊），促使資源分配結果產生變化。而倘若議員對法案涉及的利益分配呈現偏好的不可分離性，那麼，所有議員都有可能策略性的結盟改變偏好，並透過換票改變結果。

¹³ 還包括「離島建設條例」。

¹⁴ 執政黨若以個別立委為目標進行結盟，其結盟所耗費的成本、聯盟規模的大小以及且關鍵少數立委的影響力為何，仍有待實證檢驗。

Weingast(1979)的研究；以及聯盟規模大小不具影響力的觀點，例如 Schwartz(1994)的研究。¹⁵而在實證上，則支持最小獲勝聯盟的觀點，例如：Lee(1996; 2000; 2003)¹⁶與羅清俊(2000)。¹⁷但是，但這些研究分析的補助款項目，其分類方式與本文處理方式不同。Lee(1996; 2000; 2003)的研究，是分析參議員代表性及其與重分配(redistributive)以及裁量和非裁量的分配性¹⁸(discretionary and nondiscretionary distributive)補助款分配之間的關連。隨後再以各種政策領域的補助款¹⁹作為依變數加以分析；羅清俊(2000; 2004)的研究則以特定計畫型補助款作為依變數。而本文的研究是以計畫性和部會裁量型的補助款為基礎，再依據該補助款可能產生的政策效果區分為政治導向與需求導向兩類型補助款。如此分類所依據的假定是：對於政黨或個別立委而言，不同政策效果的補助款，會影響政黨或立委爭取補助款的動機與行為。並且由於動機上的差異，

¹⁵ 形式模型之所以演繹出不同的結果，主要是因為給予成本和獲利不同的假定。設 w 為聯盟規模， n 為選區規模， b 是獲利， c 是成本。最小獲勝聯盟的觀點是假定當 $w > n/2$ 時， w 為具有決定性的勝利聯盟。勝利聯盟內所有選區均獲得相同利益 b ，分擔相同成本 c ；其中， $b > c > 0$ 。對勝利聯盟而言，總獲利為 wb ，總成本為 wc 。此時，勝利聯盟內每個選區分擔的成本為 wc/n ，勝利聯盟內每個選區的淨獲利為 $b - wc/n$ ；其他非勝利聯盟的選區損失為 $(-wc/n)$ 。因為 $c > 0$ ，所以聯盟規模 w 越大， $b - wc/n$ 越小。從勝利聯盟的角度而言，聯盟規模越大，獲利就會降低。因此，勝利聯盟有動機將聯盟規模控制在最小，形成所謂的最小獲勝聯盟 (minimum-winning coalition)。但通通有獎的觀點認為，當聯盟規模 w 越大，聯盟獲利如下：
$$\frac{w}{n} \left(b - \frac{wc}{n} \right) + \left(1 - \frac{w}{n} \right) \times -\frac{wc}{n} = \frac{w}{n} (b - c)$$

此時， $\frac{w}{n}(b - c)$ 越大。故，所有成員皆希望擴大 w 近似 n ，於是，形成通通有獎的獲勝聯盟

(universalism)。但若改為假設當 $w < n$ 且 $b > c$ 時， $nb > wc$ 。勝利聯盟內每個選區的獲利由 b 變成 $\frac{nb}{w}$ ，勝利聯盟內每個選區負擔的成本則從 $\frac{wc}{n}$ 變成 $\frac{nc}{n}$ (即為 c)。此時， $\frac{nb}{w} - c > b - \frac{wc}{n}$

導致非勝利聯盟成員的損失 (負擔的成本) 擴大，由 $-\frac{wc}{n}$ 變成 $-c$ ；而個別成員期望加入勝利聯盟 w

獲得的淨獲益則為：
$$\frac{w}{n} \left(\frac{nb}{w} - c \right) + \left(1 - \frac{w}{n} \right) \times -c = b - c$$

此時， $b - c$ 和 w 的大小互為獨立事件。因此，聯盟成員將不會關切聯盟規模的大小。換言之，聯盟成員既不試圖極小化聯盟規模以便極大化政策利益的分配，也不追求極大化的聯盟規模以便降低不確定性帶來的風險。相反的，他們只關切集體行動所產生的貢獻，如何讓選民能分辨自己對選區的貢獻，以及自己對選區的貢獻能帶來多少支持。

¹⁶ 實證上，Frances Lee(1996;2000;2003)發現由於面臨集體行動問題，故，在結盟策略上為了追求較低的交易成本，由於每位議員投票權等值的基礎上，倘若收買大州 (人口數眾多) 議員，就必須花費更多資源才能建立足夠的聯盟數。而參議院聯盟領袖為了以最低的成本建立聯盟，通常與人口數少的州的議員建立聯盟。因此，小州議員成為關鍵的少數，其所代表的利益受到更多重視。因此，聯盟領袖會形成最小獲勝聯盟(minimum-winning coalition)處理政策利益分配的問題。

¹⁷ 實際上，羅清俊(2000)的研究同時支持最小獲勝聯盟以及通通有獎的觀點。他研究創造城鄉新風貌的政策利益分配，將依變數 (政策利益) 分別操作化為補助款金額與補助的計畫案數量之後發現，國民黨籍立委比例較高或立委較資淺的縣市，獲得越多補助款；而國民黨籍立委比例越低或立委越資深的縣市，獲得越多計畫案數。他詮釋，兩種不同政策利益之下分別形成受益對象不同的最小獲勝聯盟；但由於不同政策利益下的受益者在概念上並不相同，因此可視為通通有獎。

¹⁸ 即所謂的公式型補助款。

¹⁹ 可能是特定的內政補助計畫或者是與某一委員會業務範疇有關的補助計畫。

造就在野聯盟與執政黨議價的空間與資源分配過程的取捨。

先就政治導向補助款而言，因其具有消費性²⁰故對選舉有加分效果，政黨或立委爭取的動機是為了強化並鞏固選民的支持，因此在行為上，大家都會很努力爭取，且爭取越多越好。再從需求導向補助款來看，因其與各地方實際發展需求較有關連，²¹亦對選舉未必有加分效果，但若發生災情或造成民眾日常問題，對選情必然有減分效果。故政黨或立委爭取的動機是為了避免被選民責備；使得在行為上，大家仍然都會很努力爭取，且爭取越多越好，但執政黨因承擔治理成敗的責任與壓力，執政黨的立委更有壓力必須努力爭取。然而，儘管政黨或立委都很努力為地方爭取這兩類補助款，但是這兩類補助款爭取的結果仍應不同。²²這是由於本文假設：基於補助款產生的效果不同，故政黨或立委爭取這兩類型補助款的動機會有差異，而此種動機上的差異，會影響其在立法院審查預算時，為了爭取不同類型補助款，所採取的杯葛策略以及妥協點的設定。也由於這個因素，使得爭取補助款的行為和補助款分配的結果將有所不同。更重要的是，本文強調特定制度脈絡對於資源分配的影響，意即，本文是以少數政府為制度背景，執政黨為了克服國會多數決的限制，在進行資源分配時必須與多數的在野聯盟有所交換。特別又在 SNTV 選舉制度下，立委爭取補助款的動機與行為應與其它國家的國會議員不同，故影響補助款分配的原因和分配的結果也應有別。

肆、研究設計

本文分析 2001 年至 2008 年，²³中央政府對於地方政府政治與需求導向補助款的分配。由於這段期間民進黨政府是一黨少數政府，反對聯盟預期可透過策略性杯葛，向執政黨與行政部門議價。故本文欲探討：在此制度脈絡下的政治競爭，會使得補助款的分配受到哪些因素的影響？會呈現何種分配結果？且由於不同利益特質的分配

²⁰ 意即，政治導向補助款較不用於基本所需，是為給錢而建設。

²¹ 意即，需求導向補助款用於基本所需，是為給建設而給錢。

²² 但不可否認，真實的補助款分配可能無法一刀切割，將補助款區分為政治導向與需求導向。且政治導向與需求導向補助款的分配上，可能存在某種交換關係(trade-off)。

²³ 雖然民進黨政府於 2000/5/20 便已執政，但由於 2000 年的預算是在 1999 年審查，而 1999 年仍是國民黨執政時期，故 2000 年的預算不予分析。

效果不同，使得執政黨（及其所掌握的行政部門）與反對聯盟爭取補助款的動機和能力隨之不同。因此，不同利益特質的補助款，是否存在交換的關係？

不論是執政黨或反對聯盟，都必須理性的策略計算如何讓補助款分配的效益最大且負擔的成本最低。對執政黨而言，必須設法建立多數聯盟，支持那些具有選舉效果或者有實際治理需求的補助計畫。而反對聯盟成員一方面掌握執政黨的需求，試圖策略性杯葛以爭取被納入獲勝聯盟中。但另一方面也思考：若過度杯葛預算案，大家一起蒙受其害（例如：無法為地方帶來補助款利益導致被選民責備）；若不採取策略阻礙預算案的通過，補助款很可能會分配不均（例如：執政黨可能分配給同黨執政的地方政府較多補助款）。

本文的依變數是分析政治導向與需求導向兩類型補助款的分配。檢驗的自變數區分為政黨因素與非政黨因素，前者包括地方行政首長政黨屬性、地方的執政黨立委比例、黨內及黨際選舉競爭度；後者係指地方包含關鍵少數立委之比例。方法上，運用時間序列與橫斷面的綜合分析(pooled cross-sectional time-series analysis)，檢驗政治因素與非政治因素對於補助款的分配有何影響，分析單位是縣市地方政府。

一、研究架構

本文分析架構²⁴如下圖 1 所示：

²⁴說明：t,t-1 代表時間。

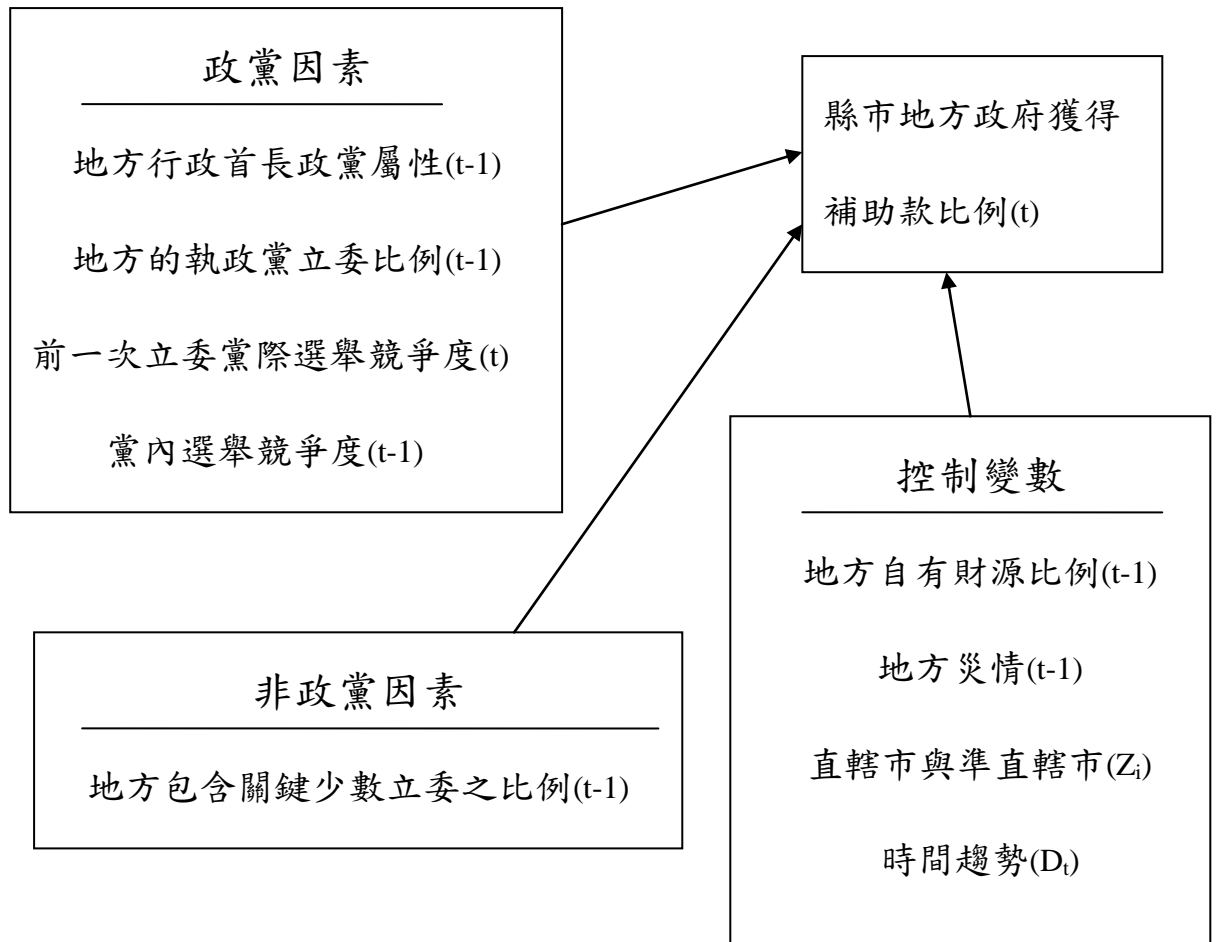


圖 1 本文分析架構圖

由於第 t 個時間點獲得之補助款，是第 $t-1$ 個時間點爭取的結果。因此，自變數與控制變數取 time lag，²⁵ 故當依變數為 t ，自變數與控制變數則為 $t-1$ 。²⁶

二、研究假設

本文的研究假設分為政黨因素與非政黨因素兩個面向，具體如下所述：

假設一、地方行政首長政黨屬性：由於地方行政首長的政績優劣明確，將地方治理的好可獨佔功勞；但若治理績效差，亦無法卸責。因此，對執政黨而言，補助款分

²⁵ 僅有黨際選舉競爭度及時間趨勢不取 time lag。

²⁶ 例如：依變數 2002 年的值，會受到 2001 年自變數與控制變數的影響。

配至各地方政府所產生的政策效果十分明確。故本文假設：不論是政治導向或是需求導向補助款的分配，若地方行政首長與執政黨同黨，則該地方獲得的補助款越多。

假設二、地方的執政黨立委比例：由於民進黨是執政黨，對於治理績效成敗的壓力大於在野黨，且在野黨占國會多數席次，因此只要透過策略性議事杯葛，執政黨便需有所妥協。故本文假設：基於執政壓力，若地方政府轄區內，執政黨立委比例越高者，則該地方獲得的需求導向補助款越多。但由於執政黨並非國會多數，且政治導向補助款較有助於選舉，故在野黨會著重在爭取政治導向補助款。因此，若地方政府轄區內，執政黨立委比例越高者，則該地方獲得的政治導向補助款反而較少。

假設三、立委面臨黨內以及前一次黨際選舉競爭度：由於現有分配理論的文獻多分析政黨之間選舉競爭對於補助款分配的影響，研究發現政黨可能的傾向是將政策利益投入在支持者或是游離選民較多的選區(Cox and McCubbins 1993)。但這些研究忽視黨內廝殺激烈且向黨中央要價的壓力，對於補助款分配的影響。因此本文估計立委在這一次的選舉中，面臨的黨內選舉競爭度，對於爭取補助款的行為和補助款分配的結果有何影響。同時，由於立委爭取補助款的行為，也會回溯並加以考量自身過去在該地方的選情，故本文亦分析前一次立委選舉的黨際選舉競爭度，對於補助款分配有何影響。由於執政黨進行資源分配時，主要目標在於幫助同黨立委贏得選舉以極大化政黨在國會的席次。但由於在野黨是國會多數，因此相較於執政黨立委，更具有向行政部門要價的能力。因此，本文假設：前一次立委選舉中，政黨間的選舉競爭度越激烈的地方，得到的政治與需求導向補助款越多。此外，執政黨立委黨內廝殺越激烈的地方，政治與需求導向補助款均獲得越多。反之，國民黨立委黨內廝殺越激烈的地方，執政黨為避免有助於國民黨在地方有政績，故導致地方獲得的政治與需求導向補助款均較少。

假設四、地方包含關鍵少數立委之比例：由於執政黨的結盟策略分頭並進，既拉攏台聯與無黨籍立委，也試圖裂解國、親、新三黨的合作，並試圖收買個別立委以建

立表決時所需之多數。且因為有搭便車(free-rider)的問題，所以執政黨結盟不是收買一整群有著相同特質的立委（以免因為無法辨認出背叛者，以致無法給予懲罰），而是要個別的方式逐一收買立委進而形成多數支持。換言之，獲勝聯盟的成員有一定比例的異質性。故本文假設：地方的少數黨立委人數占該地方總立委人數的比例越多，代表執政黨結盟的空間越大（因為能讓聯盟成員有較大機會是異質的），因此該地方政府得到的政治與需求導向補助款越多。

三、變數與測量

本文分析的依變數為地方政府獲得的計畫型或部會裁量型補助款，資料由行政院各部會提供。

（一）依變數定義：各縣市地方政府獲得之補助款

本文分析的補助款為『計畫型』和『部會裁量型』補助款。²⁷這類型的補助款並非依據公式計算的『一般型補助款』（亦非統籌分配稅款），²⁸而是由行政院各部會自行擬訂計畫或者由各縣市地方政府（及鄉鎮公所）自行提案或立委建議，²⁹再經由各部會彈性裁量應給各地方政府多少補助款。由於行政部門的裁量權很大，故此類型補助款被視為是行政部門的私房錢（中國時報，第2版，90/1/27）。³⁰當各部會評估後，會制訂出計畫書送行政院會討論，隨後再由行政院送立院審查。其中，『計畫型』補

²⁷ 實務上也稱為小型工程補助款，沒有特定使用科目的限制，通常到了選舉年興建或改建工程補助款經費會有增加的趨勢（中國時報，第2版，90/1/27）。

²⁸ 由於公式計算分配的一般型補助款，是依據固定的計算公式估計出中央政府應分配多少錢至各地方，因此不納入本文的分析（詳情請見主計處網站說明；聯合報，第2版，90/1/8）。

²⁹ 國民黨執政（2000/5/20之前）時代，立委有地方小型工程預算的配額可使用（立委的這項權力，又稱預算建議權）。民進黨執政後（2000/5/20至2008/5/20之間），主計長林全推動補助款制度的改革，將立委的預算建議權收回中央，改由地方提案（或立委私下關切），再經由行政院自行權衡裁量。這類型補助款的制度改革，請參考地方制度法、財政收支劃分法以及中央政府對直轄市及縣市政府補助辦法的修正過程。

³⁰ 但是，在補助款制度改制前，這類型的補助款是立委的私房錢。此外，民進黨執政後（2000/5/20至2008/5/20之間），雖推動補助款制度的改革，但因在野黨占立院多數，因此通過而後中央政府對地方計畫型補助款的核撥，均需要事前按月向立院提出計畫明細及需求金額，且經立院同意使得動支之決議。這項決議使得立委有介入補助款分配的空間，因此，立委對於小型工程補助款分配的影響力仍然存在（台灣日報，第2版，90/1/3）。

助款係指該筆補助款用於特定計畫，而該計畫涵蓋的地方政府可以是單一地方政府轄區，或者是跨數個地方政府，或是全部的地方政府皆納入。『部會裁量型』補助款則是指該計畫業務範圍是由單一部會負責，或跨部會負責。因此，這兩種補助款³¹的分配，在概念的定義上皆具有肉桶(pork)性質，³²適合作為分配政治所定義的利益類型加以分析。

(二) 補助款的類型與細目

由於政治導向與需求導向補助款，兩者之間的區分存在模糊地帶。換言之，政治導向補助款的用途可能或多或少有某些程度的實際需求，而需求導向補助款的用途亦可能具有政治效果。職是之故，本文以利益分配後產出的政策效果來區分補助款。當政策效果具有「準公共財」性質³³（意味政策效果共享、可排他但非擁擠性亦非消費財，因此特定對象享受政策利益帶來的好處時，並不會減少社會上其它團體對於該政策利益效果的分享），利益分配較不會明顯呈現出成本分散由多數人承擔但利益集中給少數人享有的特質，且政治人物爭取的動機乃為了避免被選民責備 (blame-avoiding)，故定義為需求導向補助款。當政策效果具有「準私有財」性質（意味政策效果獨享、不可排他但擁擠性且為消費財，因此特定對象享受政策利益帶來的好處時，將減少社會上其它團體對於該政策利益效果的分享），利益分配會明顯呈現出成本分散由多數人承擔但利益集中給少數人享有的特質，而政治人物爭取的動機是基於向選民訴求政績(credit-seeking)，故定義為政治導向補助款。此二類型補助款具體細目如下：

1. 政治導向³⁴補助款包括一農村社區更新後續環境改善工程、農業發展與農田排

³¹兩者的差別只在於『計畫型』係定義該計畫下的補助款，涵蓋的地域範圍；『部會型』則係指計畫經費的裁量與業務範圍所涉及的主管機關。因此，學理上會將兩類型補助款名稱互用。

³² 分別就國民黨和民進黨執政時期而言，基於政治性因素，使得補助制度經歷一些改革。國民黨執政時期，因其為多數黨，故具有肉桶(pork)性質的補助款乃授權給立委有一定配額可自行運用；民進黨執政後，因其為少數黨，故將這類型補助款收回，由行政部門裁量運用。

³³ 這項定義是參考張世賢與陳恆鈞(2001, 33)對於政策類型與效果的分類。

³⁴舉例而言，本文分析的政治導向補助款項目中，包含推動城鄉景觀風貌改造計畫的補助款，在預算審查階段中，在野聯盟協商連續 5 次決議全數刪除以牽制民進黨將補助款收回由行政部門裁量的策略，但經過政治性的交換以及地方型立委的關切施壓後，該補助款翻案成功並且通過，故這類型補助款定義為政治導向。

水、綠美化、道路改善以及步道和自行車道改善工程、涼亭和候車亭改善工程、景觀台與休閒遊憩設施改善工程、地標意象設施、重建區社區總體營造、地方基礎建設工程。

2.需求導向³⁵補助款包括一集水區保育治理、道路與橋樑水土保持工程、原住民保留地、緊急供水工程暨水庫更新改善、山坡地治理、集水區崩塌地復育與坑溝整治工程、河川疏濬、清淤及海堤改善工程、雨水下水道工程、重大土石災害區、大中小排水系統改善工程。

由於本文探討的依變數是 2001 年至 2008 年，各地方政府獲得的政治和需求導向補助款。由於分析的時間包含數個年度，因此必須控制這段時間內，通貨膨脹(inflation)對於政府支出的影響。因為通貨膨脹會抑制投資與生產，導致貨幣購買力下降與經濟衰退，進而影響政府對公共支出的多寡。³⁶而物價指數的變動，會反應貨幣購買力的強弱。根據行政院主計處物價指數的統計，躉售物價指數³⁷當中的營造工程物價指數用以衡量營造工程投入材料及勞務之價格變動情形，並作為調整工程款之依據。由於本文分析的補助款是用於公共工程建設，因此以 2001 年為基期，控制各年度之營造工程物價指數變動對於補助款的影響。當營造工程物價指數越高，代表貨幣購買力越弱以及政府支出的增加。當營造工程物價指數越低，代表貨幣購買力越強且政府支出會減少。

³⁵ 舉例而言，本文分析的需求導向補助款項目中，區域排水系統補助款的分配雖然亦有政治性功能(中國時報，第 4 版，89/11/28)，但因補助款分配後所產生的政策效果具有準公共財性質，且未必直接影響選情，而政治人物爭取的動機乃為了避免被選民責備，故這類型補助款定義為需求導向。

³⁶ 從經濟景氣循環的角度來看，當需求和投資減少而供給過剩導致經濟不景氣時，會發生物價下跌且貨幣購買力下降的問題。此時，政府會擴大公共建設投資支出並降低利率，以促進民間消費和生產力。但如此一來，又造成通貨膨脹且物價指數提高。因而，政府必須減少公共支出以解決通膨問題。

³⁷ 躉售物價指數是測量台灣地區國產內銷產品生產者出廠價格及進口品之進口價格、出口品之出口價格。除了躉售物價指數之外，還有 GNP 平減指數以及消費者物價指數可用來代表通貨緊縮的程度。消費者物價指數與 GNP 平減指數的差異有二：一是兩者涵蓋的範圍不同，GNP 平減指數涵蓋的商品範圍較消費者物價指數廣。二是兩者採用的權數不同；消費者物價指數的權數為基期的商品支出比例，而 GNP 平減指數的權數則為當期的商品支出比例。一般而言，消費者物價指數「高估」物價上漲的影響力，而 GNP 平減指數則「低估」物價上漲的影響力(資料來源：行政院主計處網站)。

(三) 依變數的測量：分為各縣市每人每年平均獲得之政治導向補助款 (Y_1) 以及各縣市每人每年平均獲得之需求導向補助款比例 (Y_2)。計算公式分述如下：

1. 人均獲得政治導向補助款 (Y_1)，計算公式：

$$\left(\frac{\text{各縣市地方政府各年度獲得之政治導向補助款}}{\text{各縣市各年度總人口數}} \right) \cdot \frac{100}{\text{各年度物價指數}} \quad .^{38}$$

2. 人均獲得需求導向補助款 (Y_2)，計算公式：

$$\left(\frac{\text{各縣市地方政府各年度獲得之需求導向補助款}}{\text{各縣市各年度總人口數}} \right) \cdot \frac{100}{\text{各年度物價指數}} \quad .^{39}$$

依據上述公式計算出人均補助款後，再參照計量經濟學(如 Wooldridge 2009, 191-192) 對以元為單位之變數的做法，將其分別取自然對數轉換(natural logarithm transformation)。

(四) 自變數的測量：自變數的測量區分為政治因素與非政治因素兩類。政治因素包括：地方行政首長政黨屬性⁴⁰ (X_1)、地方的執政黨立委比例⁴¹ (X_2) 與黨內及黨際選舉競爭度⁴² (X_3)。非政黨因素係指地方包含關鍵少數立委之比例⁴³ (X_4)。操作型定義分述如下：

1. 地方行政首長政黨屬性 (X_1)：1 代表行政首長為民進黨，0 代表行政首長非民進黨。

2. 地方的執政黨立委比例 (X_2)：計算執政黨立委人數占該地方政府轄區內，總

³⁸ 單位：每人/元。

³⁹ 單位：每人/元。

⁴⁰ 資料來源：中央選舉委員會網站。

⁴¹ 資料來源：同上。

⁴² 資料來源：同上。

⁴³ 資料來源：同上。

立委人數的比例。計算公式：

$$\left(\frac{\text{各縣市民進黨立委人數}}{\text{各縣市總立委人數}} \right)。$$

3. 立委選舉的黨內競爭度以及前一次立委選舉的黨際選舉競爭度 (X_3)：過去的研究對於選舉競爭度的測量是以得票率計算，但由於政黨會有配票行為，故得票率未必能反映真實的選舉競爭度。同時，投票結果所反映的選舉競爭，在選後才能得知。但本文分析的重點在於，立委基於贏得選舉以及選舉競爭的預期心理，而對於爭取補助款的行為產生影響。因此，黨內選舉競爭度是以政黨開放黨內立委領表登記參選的截止日前，各地方登記參選的立委人數占應選名額的比例。以政黨開放黨內立委領表登記參選來估計黨內選舉競爭，而非以政黨最後提出的參選名單來估計，是由於政黨提出的立委參選名單已經過政黨協調，⁴⁴故其所反映的已非真正的選舉競爭。相反的，以有領表登記參選的立委人數來估計，其所反映的是真正有參選動機（無論動機是有實力、欲藉由參選換取其他利益交換或者基於派系鬥爭，刻意參選以分割對手票源等）的立委人數，且在選舉投票前發生，使得立委能知道該努力為哪些地方爭取補助款，故較能反映真實的選舉競爭。其所計算得出的比例越大，代表該縣市立委面臨的黨內選舉競爭越激烈。

其中，立委選舉的黨內選舉競爭度 (X_{3a})，計算公式：

$$\left(\frac{\text{政黨開放領表登記參選截止日前各縣市有實際領表登記參選的立委人數}}{\text{各縣市應選立委名額}} \right)。$$

但由於親民黨、新黨與台聯為小黨，為了極大化其勝選席次須考量並配合國民黨與民進黨兩大政黨的選情進行立委提名，因此政黨的力量在選舉之初便已介入。故黨內選舉競爭度僅計算國民黨與民進黨兩大政黨，而無計算親民黨、新黨與台聯的黨內選舉競爭。

⁴⁴ 協調手段包括：祭出黨紀、揉湯圓（即利益交換）、徵召等等。

而前一次立委選舉的黨際選舉競爭度 (X_{3b}) 則是根據 $\frac{1}{\sum P_k^2}$ 公式，⁴⁵ 計算各政黨於前一年⁴⁶ 立委選舉在各地的得票率，對於本年度立委爭取補助款行為的影響。該公式求得的值表示有效政黨競爭數目，當得票率比平方和倒數之值越大，表示政黨競爭越激烈，故執政黨與反對聯盟都會努力爭取補助款，因而導致地方獲得的補助款較多；值越小表示存在一個絕對優勢的政黨，政黨之間差距懸殊（不競爭），弱勢的一方反而沒有動機努力爭取或以杯葛的策略反對補助款投入，故地方獲得的補助款較少。

4. 地方包含關鍵少數立委之比例 (X_4)：計算地方轄區內，親民黨、新黨以及台聯與無黨籍立委占地方總立委人數的比例。計算公式：

$$\left(\frac{\text{親民黨} + \text{新黨} + \text{台聯} + \text{無黨籍立委人數}}{\text{地方總立委人數}} \right)。$$

(五) 控制變數的測量：控制變數包括地方自有財源比例⁴⁷ (X_5) 和地方災情⁴⁸ (X_6) 以及直轄市 (X_7) 和時間趨勢 (D_t) 的影響。其中，控制地方自有財源比例的影響，是因其代表地方財政自主的能力，故會對於中央政府分配給地方政府補助款造成影響。⁴⁹ 而地方災情是計算各縣市地方政府在各年度中，遭受有對於該縣市有造成重大災情的颱風數量。本文假設：有造成災情的颱風數量越多，數值越大，代表該地方在該年度的災情越嚴重，使得獲得的補助款越多。至於控制時間趨勢(time trend)，⁵⁰ 是為了瞭解補助款的分配是否隨著時間產生自然成長或下降的趨勢，故分別於 2001 至

⁴⁵ 此公式主要是計算有效政黨數目， P_k 表示個別政黨（或候選人）的得票率。倘若存在兩個勢均力敵的政黨，其值為 2。倘若兩政黨佔有的席次相差懸殊（例如某黨占 65%，另一黨占 35%），則有效政黨數為 1.8。值越大，表示政黨選舉競爭激烈；值越小，選舉競爭度越低。

⁴⁶ 以前一年選舉結果估計，是假定立委會做回溯性的評估，且還不知道本次選舉結果的情況下，且毋須取 time lag。

⁴⁷ 資料來源：中華民國統計資訊網。

⁴⁸ 資料來源：中央災害應變中心以及內政部和經濟部災情統計。

⁴⁹ 歷次財政收支劃分法的修正，其中主要的爭辯就在於地方自有財源的高低及其與一般性（或指定用途）補助款以及統籌分配稅款的關聯，以及計畫性補助款應改為何種編列方式的問題（黃世鑫與郭建中 2007, 2-10）。

⁵⁰ 毋須取 time lag。

2008 年以虛擬變數(dummy variable)的方式處理，分析時則僅放入 2002 至 2008 年。此外，直轄市（北高兩市 2001 至 2008 年）及準直轄市（台北縣 2008 年）登錄為 1，其餘為 0。

四、統計方法與模型

本文的資料包含 25 個縣市(N=25)自 2001 年至 2008 年(T=8)獲得的政治性與需求性補助款及其他自變數，直觀上，可以有三種分析途徑：

（一）每個縣市各自跑一個時間序列迴歸(time-series)，然後比較 25 個迴歸式的估計值。但因為各縣市僅有 8 個時間點太短，難以分析。

（二）每年都做一個橫斷面迴歸(cross-sectional regression)，然後比較 8 個迴歸式的估計值。如此每年的觀察值雖然較多，但跨年度的參數估計值不易比較。

（三）結合全部的 N×T 個觀察值成為「綜合橫斷與時序資料」(pooled cross-sectional time-series, CSTS，或稱縱橫資料)，性質上類似定群資料(panel data)，都是針對同一組觀察單位蒐集跨若干個時間點的數據(longitudinal data)。

縱橫資料的長處，在於針對每個橫斷面單位 i (cross-sectional units, 文獻中或稱「組」cluster)觀察其時間趨勢，兼顧了時、空這兩個層面的特性，可辨識總變量與淨變量(黃紀 2005)；而且因為是鎖定同一群單位追蹤其演變，各單位不會因時而異的個別差異，不論其是否觀測到，都可形成「自我控制」(self control)，故比純橫斷面資料更容易做因果推論(Baltagi 2008)。但另一方面，縱橫資料比較複雜，如驟然以一般最小平方方法(OLS)進行迴歸分析，除了可能承襲了兩個層面在分析上遭遇的問題，例如橫斷面的「條件變異數不等」(heteroskedasticity)及跨時間的「時序相關」(serial correlations)等，還可能因忽視單位的個別差異而造成估計的偏誤，其處理方式端視研究的重心及資訊的多寡而定。

因此在分析方法上，一般依照 N 與 T 訊息的多寡來判斷，若 T 大於 N 時強調跨

時間之動態分析；若 N 大於 T 時則以橫斷面關係為主、縱貫時序為輔。本文 $N=25>T=8$ ，屬於後者，由於時間點有限，故僅將每個時間點 t 設一虛擬變數 D_t ，控制跨越各單位的共通時間趨勢，並將模型之共變數矩陣設定為兼容單位間的「條件變異數不等」及單位內的「時序相關」，估計穩健的標準誤(heteroskedasticity-robust and cluster-robust standard errors)。

至於各單位未觀察到的個別差異 α_i ，與觀察到的自變數 X_{it} 之間可能有關(如下圖所示)，造成所謂「內生性問題」(endogeneity)，會使得 X_{it} 之係數估計產生偏誤，頗為棘手。文獻中的處理常分為「固定效果」(fixed-effects, fe)及「隨機效果」(random-effects, re)兩類模型：

(一)「固定效果模型」強調各單位內因時間演變產生的效應(within effects)，承認「未觀察到的個別差異」 α_i 可能與「因時而異的自變數」 X_{it} 間有相關，造成「內生性問題」，而固定效果模型的估計法，就致力於控制這些個別差異，以便推論 X_{it} 的因果效應。但也正因如此，所有已觀察到的穩定單位特徵 Z_i 也一併被「控制」後排除，無法估計其係數。

(二)「隨機效果模型」則一開始就假定「未觀察到的個別差異」與「因時而異的自變數」間無關，並進一步假定「單位內效應」與「單位間效應」(between effects)兩者相同。若假定成立，則隨機效果的估計不但比「固定效果模型」更有效率(efficient)，而且也可以估計出 Z_i 的效應；但若假定不成立，則隨機效果之估計有偏誤。因此若採「隨機效果模型」，必須以 Hausman 檢定法檢定兩種效應是否相等。

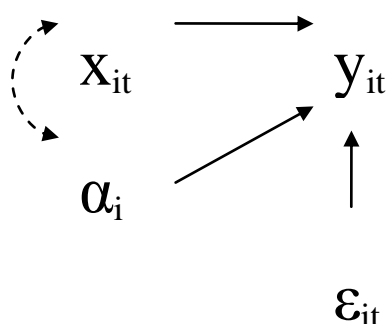


圖 2 縱橫資料的「內生性」問題

本文為了克服上述可能的「內生性」問題，採用了 Allison (2005, 32-38; 2009, 23-25) 及 Rabe-Hesketh and Skrondal (2008, 114-122; 2009, 85-86) 等學者提出的「綜合法」(hybrid method)，取固定與隨機效果模型兩者之長而截其短。綜合法首先依照 Munnell (1978) 與 Neuhaus and Kalbfleisch (1998) 的推導，將每個「會因單位與時間而變的自變數」 X_{it} 拆解成兩部分：單位內平均數 \bar{X}_i 、及其與該平均數的差 $(X_{it} - \bar{X}_i)$ ；然後將此二者同時納入模型，做為工具變數(instrumental variable)， \bar{X}_i 之估計係數反映「單位間之效應」、 $(X_{it} - \bar{X}_i)$ 之估計係數則反映「單位內之效應」，不但可得到單位內及單位間係數的一致(consistent)估計值，進而檢驗「隨機效果模型」的假設是否成立，而且還可以估計已觀察到的穩定單位特徵 Z_i 的係數，克服了「固定效果模型」的限制。

綜合以上所述，本文將統計模型設定為 Baltagi (2008) 所稱之「雙誤差迴歸模型」(the two-way error component regression model)：

$$\ln(Y_{it}) = \alpha_i + \sum_{k=1}^8 \beta_k^w (X_{ki,t-1} - \bar{X}_{ki}) + \sum_{k=1}^8 \beta_k^b \bar{X}_{ki} + \gamma Z_i + \sum_{t=2}^8 \lambda_t D_t + \varepsilon_{it}$$

其中 Z_i 為控制變數，將直轄市（北高兩市 2001 至 2008 年）及準直轄市（台北縣 2008 年）登錄為 1，其餘為 0。 D_t 為 2001~2008 年的時間虛擬變數，分析時僅放入 2002~2008 年。

伍、資料分析

本文藉由分析政治導向以及需求導向補助款的分配，瞭解執政黨如何策略性使用肉桶利益建立聯盟支持預算案，進而克服一黨少數分立政府可能面臨的僵局。

資料分析方面，主要是依據「綜合法」(hybrid method)將每個「會因單位與時間而變的自變數」 X_{it} 拆解成兩部分：單位內平均數 \bar{X}_i 、及其與該平均數的差 $(X_{it} - \bar{X}_i)$ ，然後將此二者同時納入模型分析。⁵¹

一、以「人均政治導向補助款」作為依變數，⁵²分析結果顯示：

由於隨機效果模型假定「單位內效應」與「單位間效應」兩者相同，但 Hausman 檢定顯示 $\chi^2 = 70.53, p < 0.001$ ，檢定結果拒絕這項假定，表示本迴歸式有採用上述綜合法的必要，同時將 X_{it} 之單位內平均數 \bar{X}_i 、及其與該平均數的差 $(X_{it} - \bar{X}_i)$ 納入模型之中。此外，人均政治導向補助款的分配具有共通時間趨勢，意即補助款隨著時間的改變而有特定趨勢（時間趨勢的檢定結果： $\chi^2 = 37.14, p < 0.001$ ）。

先就政黨因素對於人均政治導向補助款分配的影響來看，執政黨立委影響力與地方行政首長政黨屬性的組間效果（即各縣市之間的差異）以及黨際選舉競爭度的組內效果（各縣市本身在不同年度的差異），均達顯著水準。換言之，其他條件不變，當該縣市地方政府轄區內，民進黨（當時中央政府之執政黨）立委的比例比其他縣市多一

⁵¹意即，本文先進行 Hausman test 檢定自變數的組間效果（即 between effects, 以 β^b 表示之）和組內效果（即 within effects, 以 β^w 表示之）是否相同。若檢定結果拒絕虛無假設 H_0 ，代表變數的組間效果與組內效果不同。因此，分析時會將所有自變數的單位內平均數 \bar{X}_i 及其與該平均數的差 $(X_{it} - \bar{X}_i)$ ，二者同時納入模型內分析。檢定的假設如下：

$$H_0 : \beta^b - \beta^w = 0$$

$$H_1 : \beta^b - \beta^w \neq 0$$

以取 log 後的人均政治導向補助款為依變數，檢定的結果 $\chi^2 = 70.53, p < 0.001$ 。以取 log 後的人均需求導向補助款為依變數，檢定的結果 $\chi^2 = 28.04, p < 0.001$ 。這表示組間效果（ β^b ）與組內效果（ β^w ）不同，換言之，宜將所有變數的單位內平均數 \bar{X}_i 及其與該平均數的差 $(X_{it} - \bar{X}_i)$ 同時納入模型分析。

⁵²由於依變數取了 log，故所有係數估計值均解讀成「其他條件不變，自變數一個單位的改變，平均而言造成依變數 $100\% \times [\exp(b) - 1]$ 的改變」。

個百分點，平均而言，各縣市每人獲得的政治導向補助款平均增加 $100\%[\exp(1.607)-1]=3.99\%$ 。換言之，縣市的民進黨立委比例越高，該縣市人均獲得之政治導向補助款也越多。而在其他條件不變的情況下，當該縣市地方行政首長為民進黨（執政黨）時，平均而言，各縣市每人獲得的政治導向補助款平均反而比其他縣市少 $100\%[\exp(-1.108)-1]=66.98\%$ 。換言之，由民進黨執政的縣市，獲得的補助款反而減少。此外，當各縣市範圍內在上一次立委選舉時，政黨之間的立委選舉競爭度增加，平均而言，各縣市在下次立委選舉前的各年度，每人獲得的政治導向補助款平均反而減少 $100\%[\exp(-0.3)-1]=25.879\%$ 。再從非政黨因素的影響來看，各縣市的關鍵少數立委（親民黨、新黨以及台聯和無黨籍）比例的高低，對於人均政治導向補助款的分配並無顯著影響。

在控制變數方面，地方災害程度以及地方自有財源比例的組間效果（即各縣市之間的差異），達顯著水準。當該縣市受到重大風災並造成災情的次數每增加一次，在其他條件不變的情況下，平均而言，各縣市每人獲得的政治導向補助款平均增加 $100\%[\exp(0.635)-1]=88.705\%$ 。同時，若該縣市自有財源比例增加一個百分點，平均而言，各縣市每人獲得的政治導向補助款平均減少約 $100\%[\exp(-8.855)-1]=0.999\%$ 。

【表一置於此】

二、以「人均需求導向補助款」作為依變數，⁵³分析結果顯示：

整體而言，Hausman 檢定： $\chi^2 = 28.04, p < 0.001$ ，檢定結果拒絕隨機效果模型假定「單位內效應」與「單位間效應」兩者相同的假定，表示本迴歸式有採用上述綜合法的必要，同時將 X_{it} 之單位內平均數 \bar{X}_i 、及其與該平均數的差 $(X_{it} - \bar{X}_i)$ 納入模型之中。此外，人均需求導向補助款的分配具有共通時間趨勢，意即補助款隨著時間的改

⁵³由於依變數取了 log，故所有係數估計值均解讀成「其他條件不變，自變數一個單位的改變，平均而言造成依變數 $100\% \times [\exp(b)-1]$ 的改變」。

變而有特定趨勢（時間趨勢： $\chi^2 = 16.72, p < 0.05$ ）。

先就政黨因素對於人均需求導向補助款分配的影響來看，國民黨與民進黨的黨內立委選舉競爭度以及地方關鍵少數立委影響力的組間效果（即各縣市之間的差異）以及執政黨立委影響力、黨際立委選舉競爭度、民進黨內的立委選舉競爭度和地方關鍵少數立委影響力的組內效果（各縣市本身在不同年度的差異），均達顯著水準。換言之，其他條件不變，當國民黨內部在縣市的立委選舉競爭度增加一個單位，平均而言，該縣市每人獲得的需求導向補助款平均減少 $100\%[\exp(-0.172)-1]=15.79\%$ 。而當民進黨內部在該縣市的立委選舉競爭度增加，平均而言，該縣市每人獲得的需求導向補助款卻平均增加 $100\%[\exp(0.070)-1]=7.228\%$ 。但若民進黨在該縣市的不同年度中，黨內面臨的立委選舉競爭增加，則在其他條件不變的情況下，各縣市每人獲得的需求導向補助款平均將減少 $100\%[\exp(-0.095)-1]=9.112\%$ 。但若各縣市在上一次立委選舉時，政黨之間的立委選舉競爭激烈度增加，各縣市在下一次立委選舉前的各年度，每人獲得的需求導向補助款平均將增加 $100\%[\exp(0.421)-1]=52.408\%$ 。此外，若該縣市的民進黨立委在各年度的比例增加，在其他條件不變的情況下，平均而言，該縣市人均獲得之需求導向補助款將增加 $100\%[\exp(3.038)-1]=19.86\%$ 。同時，再從非政黨因素的影響來看，若各縣市的關鍵少數立委（親民黨、新黨以及台聯和無黨籍）的比例增加一個百分點，在其他條件不變的情況下，平均而言，該縣市人均獲得之需求導向補助款將增加 $100\%[\exp(2.320)-1]=9.18\%$ 。但若該縣市本身在不同年度中，關鍵少數立委的比例增加一個百分點，在其他條件不變的情況下，平均而言，該縣市人均獲得之需求導向補助款將減少 $100\%[\exp(-2.109)-1]=0.88\%$ 。

而控制變數方面，地方災害程度的組間效果（即各縣市之間的差異）與組內效果（各縣市本身在不同年度的差異），達顯著水準。當該縣市受到重大風災並造成災情的次數每增加一次，在其他條件不變的情況下，平均而言，該縣市每人獲得的需求導向補助款比其他無災情的縣市平均增加 $100\%[\exp(0.947)-1]=1.58\%$ 。若該縣市本身在不同年度中，受到重大風災並造成災情的次數每增加一次，在其他條件不變的情況

下，平均而言，各縣市每人獲得的需求導向補助款平均也增加 $100\%[\exp(0.252)-1]=0.29\%$ 。不過台北市和高雄市因其為直轄市（以及 2008 升格為準直轄市的台北縣），財政資源本來就比較豐富，故其他條件不變，每人獲得的需求導向補助款比其他縣市平均少 $100\%[\exp(-1.174)-1]=69.09\%$ 。

【表二置於此】

三、人均政治導向與需求導向補助款分配結果的比較：

依據上述分析的結果，本文假設 1：不論是政治導向或是需求導向補助款的分配，若地方行政首長與執政黨同黨，則該地方獲得的補助款越多。這項假設，在政治和需求導向補助款的分配上並未獲得實證支持。本文假設 2：基於執政壓力，若地方政府轄區內，執政黨立委比例越高者，則該地方獲得的需求導向補助款越多。這項假設獲得實證上的支持。而由於執政黨並非國會多數，且政治導向補助款較有助於選舉，故在野黨會著重在爭取政治導向補助款。因此，若地方政府轄區內，執政黨立委比例越高者，則該地方獲得的政治導向補助款反而較少。這項假設並未獲得實證上的支持。本文假設 3：前一次立委選舉的黨際選舉競爭度越激烈的地方，得到的政治與需求導向補助款越多。在需求導向補助款的分配上，各縣市本身在不同年度獲得之人均補助款的差異與這項假設一致；但在政治導向補助款的分配上與假設不一致，分配結果是會減少。而執政黨立委黨內廝殺越激烈的地方，政治與需求導向補助款均獲得越多之假設，獲得實證上的支持。反之，國民黨立委黨內廝殺越激烈的地方，政治與需求導向補助款均獲得越少的假設，在政治導向補助款的分配上，並未支持假設；但在需求導向補助款的分配上，各縣市之間的差異與假設一致，意即各縣市因國民黨立委在該縣市的黨內選舉競爭度上升，反而獲得之需求導向補助款會減少。本文假設 4：地方關鍵少數立委的人數占該地方總立委人數的比例越多，代表執政黨結盟的空間越大（因為能讓聯盟成員有較大機會是異質的），執政黨有動機將其納入獲勝聯盟內，故該地方得到的政治與需求導向補助款越多。這項假設，在政治導向補助款的分配上並

未獲得之持；但需求導向補助款的分配與假設一致。

陸、結論

本文分析結果發現，政治導向補助款與需求導向補助款有著不同的分配邏輯。首先本文假設，由於政治導向補助款對於選舉有加分效果，因此大家都會努力爭取。但由於立法院不存在一個過半席次的政黨，因此各政黨或立委未必能如願爭取到這類型的補助款。從本文的來看，執政黨立委比起關鍵少數的反對黨（親民黨、新黨以及台聯和無黨籍）立委，更有能力為選區爭取較多的政治導向補助款。但執政黨對於政治導向資源分配的影響力，卻不會在行政首長的身上反映出來。由執政黨執政的縣市，之所以並不能爭取較多的補助款，應是由於地方行政首長的選制是單一選區，因此政績的優劣可以明確判斷是否是執政黨的功勞。因此，反對黨在立院審查預算時，應會努力杯葛民進黨執政縣市的政治導向補助款。至於，何以反對黨能夠容許執政黨立委為地方帶來較多的政治性補助款。一方面可能是基於在複數選下，使得選民不易辨別政治性的利益是誰帶回地方的，意即因政策的外溢效果讓反對黨立委有搭便車的空間；同時，也可能是因為執政黨與反對黨之間有台面下的交易（或者補助款分上的交換）等等，故使得執政黨立委有能力為地方帶回較多政治導向補助款。但是，可能也由於複數選區下，選民不易辨別政策利益是哪一政黨的立委帶回來的，因而若該地方在前一次立委選舉時，政黨之間的立委選情越激烈，會導致執政黨在隨後的各年度（直到下次立委選舉來臨時）投入該縣市補助款的動機降低，進而造成人均獲得的政治導向補助款減少。不過，整體上，政治導向補助款的分配仍是受到實際需求的影響⁵⁴（即地方的災情與財政能力）。

⁵⁴ 這可能是受限於補助款的分配之間有交換關係存在，或者也因為政治導向補助款與實際需求並無法一刀切割成兩者完全不同且互斥的利益類型。另一方面，從本文對於的定義來看，將政治導向補助款定義為準私有財（請見補助款的類型與細目的定義）而非純粹私有財，乃基於該補助款的用途仍具有不可排他性，且在複數選區下選民未必能明確分辨哪一政黨的立委將政策利益帶回選區，故政黨因素與非政黨因素對於補助款分配的影響上，並沒有完全支持本文的假設。

再者，由於需求導向補助款對選舉的影響雖未必有加分效果，但若發生災害且需求導向的補助又不足，則必然會產生減分效果，因此大家都會努力爭取。且若災情的發生災情，各政黨（與立委）可以互相推卸責任，而執政黨基於治理成敗的壓力並且為了避免因民眾究責而對選情產生減分效果，執政黨立委比起反對黨，更有動機且會更努力為選區爭取較多的需求導向補助款。因此需求導向資源分配的結果，會受到民進黨立委的影響力以及民進黨立委所面臨的黨內和黨際選舉競爭度的影響。並且由於執政黨若欲通過需求性補助款，可透過與關鍵少數立委結盟通過該預算即可，因此，地方關鍵少數立委（親民黨、新黨以及台聯和無黨籍）越多的地方，意味著被執政黨納入獲勝聯盟的機率較大，故該地方獲得的需求導向補助款也隨之增加。再加上對於執政黨而言，國民黨乃其主要政治競爭對手，因此儘管國民黨立委也會努力向行政部門施壓，但在國民黨立委面臨激烈選舉競爭的地方，執政黨沒有動機投入補助款至該地方，以免讓國民黨立委有政績，因而使得該地方獲得的需求導向補助款反而減少。但同樣基於地方行政首長的選制是單一選區，政績的優劣可以明確判斷是否是執政黨的功勞，反對黨會在立院全力杯葛，因此執政黨對於需求導向資源分配的影響力，無法反映在行政首長的身上。由整體觀之，需求導向補助款的分配會受到地方的災情的影響，⁵⁵且台北市和高雄市因其為直轄市，財政能力或其他補助款來源相較於一般縣市地方政府更為充足，因此獲得的需求導向補助款會較少。

⁵⁵ 不過，需求導向補助款的分配結果，可能與政治導向補助款的分配上，存在某種交換關係。

附錄

表一 人均政治導向補助款, 2001-2008

自變數	$\hat{\beta}$ (s.e.)
執政黨立委影響力 (組內平均)	1.607** (0.745)
(與組內平均的差)	-2.010 (1.677)
地方行政首長政黨屬性 (組內平均)	-1.108*** (0.360)
(與組內平均的差)	-0.078 (0.350)
前一次立委黨際選舉競爭度 (組內平均)	-0.203 (0.350)
(與組內平均的差)	-0.300* (0.180)
國民黨黨內選舉競爭度 (組內平均)	0.032 (0.071)
(與組內平均的差)	-0.087 (0.065)
民進黨黨內選舉競爭度 (組內平均)	0.037 (0.040)
(與組內平均的差)	0.041 (0.040)
地方關鍵少數立委影響力 (組內平均)	-0.476 (0.582)
(與組內平均的差)	0.521 (0.723)

地方災害程度 (組內平均)	0.635* (0.349)
(與組內平均的差)	0.021 (0.134)
地方自有財源比例 (組內平均)	-8.855*** (1.361)
(與組內平均的差)	2.221 (2.408)
直轄市及準直轄市	-0.902 (0.559)
時間虛擬變數 D_t	
2002 年	1.26** (0.568)
2003 年	1.040* (0.631)
2004 年	0.589 (0.641)
2005 年	0.519 (0.639)
2006 年	0.463 (0.610)
2007 年	1.687*** (0.567)
2008 年	2.562*** (0.563)
常數項	8.847*** (1.053)
R^2 (within)	0.317
R^2 (between)	0.908
R^2 (overall)	0.612
<p>N (樣本數) = 25 (縣市) × 8 (年度) = 200</p> <p>其中, *: $p < 0.1$, **: $p < 0.05$, ***: $p < 0.01$</p> <p>模型對於組間差異 (即各縣市之間獲得補助款的差異) 的解釋力較組內差異 (即各縣市各年度獲得補助款差異) 來的高。</p> <p>時間趨勢: $\chi^2 = 37.14, p < 0.001$。</p>	

表二 人均需求導向補助款, 2001-2008

自變數	$\hat{\beta}$ (s.e.)
執政黨立委影響力 (組內平均)	1.226 (0.772)
(與組內平均的差)	3.038** (1.517)
地方行政首長政黨屬性 (組內平均)	0.361 (0.301)
(與組內平均的差)	-0.331 (0.270)
前一次立委黨際選舉競爭度 (組內平均)	-0.180 (0.215)
(與組內平均的差)	0.421*** (0.147)
國民黨黨內選舉競爭度 (組內平均)	-0.172*** (0.065)
(與組內平均的差)	0.028 (0.059)
民進黨黨內選舉競爭度 (組內平均)	0.070** (0.034)
(與組內平均的差)	-0.095** (0.048)
地方關鍵少數立委影響力 (組內平均)	2.320*** (0.697)
(與組內平均的差)	-2.109* (1.260)

地方災害程度 (組內平均)	0.947* (0.280)
(與組內平均的差)	0.252** (0.119)
地方自有財源比例 (組內平均)	2.037 (1.657)
(與組內平均的差)	-3.653 (2.811)
直轄市及準直轄市	-1.174*** (0.425)
時間虛擬變數 D_t	
2002 年	-1.200** (0.568)
2003 年	-0.128 (0.717)
2004 年	-0.206 (0.694)
2005 年	0.183 (0.681)
2006 年	-0.607 (0.691)
2007 年	-1.055 (0.755)
2008 年	0.004 (0.658)
常數項	4.684*** (1.030)
R^2 (within)	0.232
R^2 (between)	0.540
R^2 (overall)	0.295
<p>N (樣本數) = 25 (縣市) × 8 (年度) = 200</p> <p>其中, *: $p < 0.1$, **: $p < 0.05$, ***: $p < 0.01$</p> <p>模型對於組間差異 (即各縣市之間獲得補助款的差異) 的解釋力較組內差異 (即各縣市各年度獲得補助款差異) 來的高。</p> <p>時間趨勢: $\chi^2 = 16.72, p < 0.05$。</p>	

參考書目

- 中央選舉委員會網站：www.cec.gov.tw
- 中央災害應變中心網站：www.ndppc.nat.gov.tw
- 中國時報，2001/01/27，〈地方建設補助款中央政府綁樁利器？〉，第2版。
- 中國時報，2000/11/28，〈在野黨大砍省府預算〉，第4版。
- 中華民國統計資訊網：www.stat.gov.tw
- 立法院全球資訊網：www.ly.gov.tw
- 台灣日報，2001/01/03，〈立委搶奪地方工程部補助款吃相難看〉，第2版。
- 行政院主計處網站：www.dgbas.gov.tw
- 行政院全球資訊網：www.ey.gov.tw
- 張世賢與陳恆鈞，2001，《公共政策：政府與市場的觀點》，台北：商鼎。
- 黃世鑫與郭建中，2007，〈自有財源與地方財政自主？地方自治內涵之省視〉，《政策研究學報》，7：1-34。
- 黃紀，2005，〈投票穩定與變遷之分析方法：定群類別資料之馬可夫鍊模型〉，《選舉研究》，12(1)：1-35。
- 經濟部網站：www.moea.gov.tw
- 聯合報，2001/01/08，〈林全：報告後才能動支行政權被侵犯〉，第2版。
- 羅清俊，1998，〈分配政策研究的發展與應用〉，《人文及社會科學集刊》，10(4)：575-609。
- 羅清俊，2000，〈政策利益分配的型態：最小獲勝聯盟或是通通有獎？〉，《政治科學論叢》，13：201-232。
- 羅清俊，2004，〈分配政策與預算制定之政治分析〉，《政治科學論叢》，21：149-188。
- 羅清俊與廖建良，2009，〈選制改變前選區規模對立委分配政策提案行為的影響〉，《台灣政治學刊》，13(1)：3-53。
- Aldrich, John H. and David Rohde. 2000. "The Republican Revolution and the House Appropriations Committee." *Journal of Politics* 62:1-33.
- Allison, Paul D. 2005. *Fixed Effects Regression Methods for Longitudinal Data Using SAS*. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Allison, Paul D. 2009. *Fixed Effects Regression Models*. Thousand Oaks: Sage.
- Arnold, Douglas. 1979. *Congress and the Bureaucracy: A Theory of Influence*. New Haven: Yale University Press.
- Arnold, Douglas. 1990. *The Logical of Congressional Action*. New Haven: Yale University Press.
- Baltagi, Badi H. 2008. *Econometric Analysis of Panel Data*, 4th edition. Chichester: Wiley.
- Bickers, Kenneth N. and Robert M Stein. 1996. "Electoral Dynamics of the Federal Pork Barrel." *American Journal of Political Science* 40(4):1300-1326.

- Bickers, Kenneth N. and Robert M Stein. 2000. "The Congressional Pork Barrel in a Republican Era." *Journal of Politics* 62(4):1070-1086.
- Cox, Gary and Mathew McCubbins. 1993. *Legislative Leviathan: Party Government in the House*. Berkeley: University of California Press.
- Denemark, David. 2000. "Partisan Pork Barrel in Parliamentary Systems: Australian Constituency-Level Grant." *Journal of Politics* 62 (3):896-915.
- Ferejohn, John. 1974. *Pork Barrel Politics: Rivers and Harbors Legislation, 1947-1968*. CA: Stanford University Press.
- Fenno, Richard F. 1973. *Congressmen in Committees*. Boston: Little, Brown.
- Hurwitz, Mark S., Roger J. Moiles and David W. Rohde. 2001. "Distributive and Partisan Issues in Agriculture Policy in the 104th House." *American Political Science Review* 95(4): 911-922.
- Kenneth Shepsle and Barry Weingast. 1987. "The Institutional Foundations of Committee Power," *American Political Science Review* 81:85-104.
- Larcinese, Valentino, Leonzio Rizzo, and Cecilia Testa. 2006. "Allocating the U.S. Federal Budget to the States: The Impact of the President." *Journal of Politics* 68(2):447-456.
- Lee, Frances. 1996. "Representation and Public Policy: The Consequences of Senate Apportionment for the Geographic Distribution of Federal Funds." *Journal of Politics* 60(1):34-62.
- Lee, Frances. 2000. "Senate Representation and Coalition Building in Distributive Politics." *American Political Science Review* 94(1):59-72.
- Lee, Frances. 2003. "Geographic Politics in the U.S. House of Representatives: Coalition Building and Distribution of Benefits." *American Journal of Political Science* 47(4):714-728.
- Levitt, Steven and James M. Snyder. 1995. "Political Parties and the Distribution of Federal Outlays." *American Journal of Political Science* 39(4):958-980.
- Lowi, Theodore. 1965. "American Business, Public Policy, Case-Studies, and Political Theory." *World Politics* 16(4):677-715.
- Mayhew, David. 1974. *Congress: The Electoral Connection*. New Haven: Yale University Press.
- McGillivray, Fiona. 2004. *Privileging Industry: The Comparative Politics of Trade and Industrial Policy*. Princeton: Princeton University Press.
- Mendes, Silvia M. and Pedro Camoes. 2005. "Exploring Coalition Behaviors in the Allocation of Portuguese Local Government Portfolios." Prepared for the *European Consortium for Political Research Joint Sessions*, Granada, pp.1-24.
- Mundlak, Yair. 1978. "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data." *Econometrica* 46(1): 69-85.
- Neuhaus, J. M., and J. D. Kalbfleisch. 1998. "Between- and Within-Cluster Covariate

- Effects in the Analysis of Clustered Data.” *Biometrics* 54(2): 638-645.
- Rabe-Hesketh, Sophia, and Anders Skrondal. 2008. *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*, 2nd edition. College Station: Stata Press.
- Rabe-Hesketh, Sophia, and Anders Skrondal. 2009. “Generalized Linear Mixed-Effects Models.” In *Longitudinal Data Analysis*, eds. Fitzmaurice, Garrett, Marie Davidian, Geert Verbeke, and Geert Molenberghs. Boca Raton: Chapman & Hall.
- Reiter, Howard. 2006. “The Study of Political Parties, 1906-2005: The View from the Journals.” *American Political Science Review* 100 (4):613-626.
- Rohde, David. 1991. *Parties and Leaders in The Post reform House*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Rundquist, Barry and John A. Ferejohn. 1975. “Two American Expenditure Programs Compared,” in *Comparative Public Policy*, eds. McCamant C. Liske and W. Loehr. New York: Wiley Inc.
- Schwartz, Thomas. 1994. “Representation as agency and the Pork Barrel Paradox.” *Public Choice* 78:3-21.
- Shepsle, Kenneth A., and Barry, R. Weingast. 1987. “The Institutional Foundations of Committee Power.” *American Political Science Review* 81:85-104.
- StataCorp. 2009. *Stata Release 11: Longitudinal Data/Panel Data [XT]*. College Station: StataCorp LP.
- Volden, Craig and Alan E. Wiseman. 2007. “Bargaining in Legislatures over Particularistic and Collective Goods.” *American Political Science Review* 101 (1):79-92.
- Weingast, Barry. 1979. “A Rational Choice Perspective on Congressional Norms.” *American Journal of Political Science* 23 (2):245-262.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: The MIT Press.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2009. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 4th edition. Canada: South-Western.