國立政治大學財政學研究所

碩士學位論文

指導教授：黃智聰 博士

中國大陸中央對地方轉移支付之影響因子—以空間追蹤計量模型分析

Determinants of Transfers from Central to Local Governments in China─Evidence from Spatial Econometrics Analysis

研究生：李奕碁

中華民國一○五年七月

摘要

中國大陸之中央對地方轉移支付，為 1994 年分稅制改革以後，透過增劃中央稅收，提高中央政府平衡區域發展，及達成特定政策目標的財政工具。中央政府對地方之財政轉移支付，目標多以弭平省市地區間水平財政情況差異，以及提供省市地區公共支出之需求。然而，轉移支付的分配模式中，是否確實已平衡區域發展，並提供適足之公共支出財源為依歸？或者，其分配受到省市地區政府在中央政治權力的影響，對省市地區的利益可能造成什麼影響？省市地區在中央的代理人，其間的競爭與合作，最終究竟使省市地區多得利益，還是受到損害？本文之研究目的為，為具有區域同質性的中國大陸中央對地方轉移支付引進空間計量實證分析，並研究轉移支付分配模式之影響因子，資料期間為 1995 年至 2013 年，包含中國大陸共 31 個省市地區。引進空間計量之原因，係在以轉移支付分布圖之分析後，為捕捉各省市地區之間的轉移支付數量的相互影響性。在考慮空間相依性的實證模型分析下，更進一步分析財政容量因子、財政需求因子以及政治影響因子對轉移支付分配的現象，改善過去文獻關於政治權力解釋變數加權方式欠缺的理論基礎，以及實證模型設定上可能的疏漏。

本文實證模型透過檢定，決定使用隨機效果空間杜賓模型之分析結果，發現自 1995 年至 2013 年，各省市地區之人均轉移支付呈現顯著之空間相關性，而空間相依性之模式為，鄰近地區之轉移支付對該某省市地區具有顯著正向影響。此外，實證研究中，人均生產毛額、財政赤字率、扶養比、農村人口占比、少數民族占比，皆對人均財政轉移支付具有顯著正向影響；而省市地區在中央政治權力指標，則對轉移支付具有顯著負向影響，是為「代理人競爭資源流失效果」。

關鍵詞：中央對地方轉移支付、地方在中央政治權力指數、空間自我相關、空間杜賓模型

目錄

第一章 緒論 4
第一節 研究背景 4
第二節 研究目的 7
第三節 研究流程 8
第二章 文獻回顧 10
第一節 中央對地方轉移支付相關文獻回顧 10
第二節 中國各省份在中央政府政治權力文獻回顧 16
第三章 中國大陸之轉移支付與政治現況 26
第一節 財政轉移支付歷史與現況研究 26
第二節 中國大陸各省分政治權力指數之分布 31
第四章 研究方法 33
第一節 假說建立 33
第二節 空間自我相關性的檢定 35
第三節 空間計量模型之設定 40
第五節 變數與資料來源 44
第五章 實證結果與模型檢定 47
第一節 空間相依性之檢定結果 47
第二節 實證計量模型之估計結果 52
第六章 結論與政策建議 61
第一節 實證模型之結論 61
第二節 政策意涵 63
參考文獻 65
一、英文文獻 65
二、中文文獻 66

國立政治大學 National Chengchi University

第一章 緒論

第一節 研究背景

「分久必合，合久必分」語出三國演義，係形容中國大陸中央集權及地方勢力崛起此起彼落的政治態勢，而在現今中國大陸的財政制度中，似乎也能看見上述的現象。中國大陸改革開放以來，為促進整體及各省區經濟成長，並在政治發展方面由人治色彩漸往法治化，對於國家財政體制及中央與地方財政劃分制度進行了大幅度的改革。有關財政制度方面，自 1980 年起，改變了各類收入皆上繳中央，各種支出皆由中央撥款的「統收統支」財政制度，取而代之實行「劃分稅種、核定收支、分級包幹的財政管理體制」[1]。然而，又在1993年立法採行「分稅制」，企圖透過增加中央政府收入，來將財政權集中劃歸中央，增加中央政府對整體經濟與社會的控制能力。

在上述分稅制中，中央對地方轉移支付制度，是改變過去核定收支、上繳下劃收入之方式，進而形成較為法制化的分配機制，不同於以往地方政府與中央政府透過議價決定收支，轉移支付制度是中央利用增劃大部分財政收入，進行財政政策調控之方式。透過稅收劃分將收入劃歸中央，再透過轉移支付制度下，不同的分配基礎，讓中央除了挹注財政資源匱乏的地區以外，更被用作達成特定的政策目標之手段。

然而，轉移支付的規模龐大，對於分稅制之稅收劃分後，收入大幅減少的地方政府而言，係一重要財源，可由第三章資料得見，轉移支付總金額在1995年約佔總財政收入的32%，時至2013年已增加至約41%，又轉移支付總額隨時間大幅攀升，因此，中央對地方之轉移支付勢必成為地方政府爭相獲取之財源。

中央對地方轉移支付可分為三類，一是一般性轉移支付，包含平衡財力性轉移支付以及調整工資轉移支付等，主要目的皆為挹注財政資源匱乏地區，平衡各地發展；二是專項轉移支付，係中央與地方的事權劃分後，中央對其應負擔之公共支出

1 此係中國大陸在 1985 至 1989 年實行的一種財政管理體制。主要內容是各級財政收入基本按稅種劃分，財政支出按照行政單位和企業事業單位的隸屬關係劃分，地方依收入訂定支出，自求平衡。

支付之補助款項，類別包含社會福利支出、環境保護支出以及建設支出等，項目繁雜；三為稅收返還，此種轉移支付，係在維護財政資源較多的省市地區，在分稅制前之財政收入水準之轉移支付，將分稅制以前的稅收劃分為基礎，計算中央應退回給富裕地方之轉移支付。上述不同類別之轉移支付，各自有不同的政策目標，必然受地方之總體經濟與社會之特性影響。過去文獻認為，轉移支付受到人均生產毛額、財政赤字率、扶養比等財政容量及財政需求變數影響，亦受到地方在中央政治勢力的影響，若地方在中央之代理人數量越多，則越有機會獲得財政資源。

然而，地方政府在中央的代理人多寡，究竟是否增加省分有經濟資源分配的議價能力?過去文獻主張代理人為了晉升，會積極獲取中央分配之財政資源，增加省市地區之分配議價能力。這些文獻都忽略省市地區內部的政治因素，在省市地區領導人之間，究竟是合作的關係抑或是相互打壓競爭之關係?若是相互競爭打壓之關係，將導致省市地區之經濟資源受到甚麼影響？本文透過研究中國大陸地方在中央政治權力相關文獻，以及國際競購之個案分析文獻，與研究省市地區內部政治行為的理論與個案文獻建立理論基礎。

此外，中國大陸素有所謂「十二五計畫」、「十三五計畫」的計畫體制，而計畫經濟下分區發展之策略，使轉移支付即具有區域同質性，故在實證研究中應同時考慮轉移支付的空間相依性。本文綜合以上推論，欲以中央對地方人均轉移支付為探討對象，分析各省之財政容量變數、財政需求變數、政治權力變數等因子如何對其分配過程產生影響。又過去實證模型，皆忽略各地區財政資源分配之空間相依性，由第三章數據可以看出，中央對地方轉移支付存在各省份之間之相鄰分布 ： 明顯分為沿海東部、內陸中部與西部三區。就整體而言，內陸中部地區之四川、河南、湖南、湖北獲得之移轉支付最多，其次為東北部省份山東、黑龍江、遼寧吉林，獲得最少為東南沿海之福建、廣東，故分析過程考慮空間相依性，並透過空間計量實證分析探究地方在中央政治權力指標對經濟資源之影響。

綜上所述，中央對地方轉移支付對地方財政收入而言非常重要，且負載中央政府之多重政策目標，從下表1之2015年之轉移支付項目更可以得見，不論是平衡財政經濟情況的一般性轉移支付，抑或是為特定公共支出之專項轉移支付，項目皆繁多

繁雜，具有不同面向之政策目的。依過去文獻所述又受到政治情勢之影響，故檢視轉移支付是否用於平衡地區財政差異，以及如何受到政治勢力之影響，將能給予制度改良重要之政策建議。並隨著中國大陸經濟崛起，人民對公共服務的認知與需求將逐漸提高，更應著重研究財政資源如何分配與地方，故本研究會是對中國財政相關研究之重要課題。

表 1：2015 年分項目轉移支付

（一）一般性轉移支付	（二）專項轉移支付
均衡性轉移支付	一般公共服務支出
重點生態功能轉移支付	國防支出
產糧大縣獎勵資金	公共安全支出
縣級基本財力保障機制獎補資金	教育支出
資源枯竭城市轉移支付	科技支出
城鄉義務教育補助經費	文化體育傳媒支出
農村綜合改革轉移支付	社會保障與就業支出
老少邊境轉移支付	醫療衛生環境保護支出
成品油稅費改革轉移支付	節能環保支出
體制結算給付	城鄉社區支出
基層公檢法司轉移支付	農林水支出
基本養老金轉移支付	交通運輸支出
城鄉居民醫療保險轉移支付	資源探勘信息支出
	產業服務業支出
	金融支出
	國際海洋氣象相關支出
	住房保障支出
	糧油物資支出

資料來源：2015 年中國大陸財政部網站資料
http://yss.mof.gov.cn/2015czys/201503/t20150324_1206399.html。

第二節 研究目的

本研究之目的，是欲透過空間計量方法分析，考慮空間因素之下檢驗中國大陸各省份在中央之政治權力、人均所得、財政赤字率等政治、財政容量變數、財政需求變數是否影響該省份獲得之中央財政轉移支付。並透過文獻回顧法，統整綜合過去研究之面向，用更完善且全面的方式，驗證法治化下的財政分稅制度，受到哪些政治經濟或地區特質因素之影響，並依據結果，給予針對現行財政轉移支付制度改良之實質政策建議。

本研究之財政轉移支付資料來源為1996至2014年度出版之《中國統計年鑑》及《中國財政年鑑》，時間之選取，因考量統計上數值遺漏之限制，[2]自分稅制改革實施翌年之1995年，至最近能取得完整資料之2013年，並中國大陸共31個省份，共589筆資料。將過去之相關實證研究，例如Wan et al.（2015）1994至2003年、Shih and Zhang（2007）1993至2003年之十年資料時間，擴充為19年，更能充分觀察分稅制自實施以來至今，整體改革之效果。

此外，回顧過去之研究，Wan et al.（2015）使用之研究方法為最小平方法（OLS）、Shih and Zhang（2007）使用單因子及雙因子固定效果及隨機效果之一般化最小平方法模型、曾軍平（2000）亦使用最小平方法、Huang and Chen（2012）及吳鳳武（2013）亦皆使用最小平方法，上述文獻多忽略中國大陸各地方轉移支付收入之空間分佈之群聚特性，可能會發生統計上遺漏變數之偏誤，本文進行空間相依性之檢定，並依檢定結果適用空間計量之模型，提高實證研究模型之配適度及解釋力。

再者，過去關心政治權力指標對轉移支付影響之文獻，其中國大陸地方在中央之政治權力指標之計算，在加權乘數方面欠缺理論基礎，且關於省分代理人合作之假設亦有其他文獻持不同立場。本文考量上述問題以後，採用徐斯勤（2007）研究省市地區在中央政治權力對外人投資影響所使用之指標，並透過文獻建立理論基礎，來進行省市地區在中央之政治權力以及其他因素，是否影響財政轉移支付收入之空間計量實證研究，進一步改善過去實證分析。最後，透過實證結果，提供政府移轉支付制度之修正及管理上的政策建議。

2 2014 年缺漏部分省分轉移支付資料。

第三節 研究流程

本研究首先介紹研究背景，闡明研究目的及流程，概述分稅制改革之歷程、轉移支付政策大綱以及過去文獻概述。接著透過文獻回顧介紹對中國大陸中央對地方轉移支付的文獻，接著是有關地方在中央政治權力指標理論與中國政治生態相關的相關文獻。目的在於了解過去文獻對中國大陸地方與中央之權力關係之邏輯，以及其所使用的實證方法，以及政治權力變數之計算方式，並在了解以後，加入本文之綜合探討及空間計量實證模型。

在文獻回顧後，探討財政轉移支付之內涵以及圖表資料分析，並就中國地方在中央政治權力指數資料，亦進行圖表資料之呈示，並為中國共產黨及政府之間的權力關係基礎，概述中國大陸之黨和國家領導機制之發展過程，以求更詳實闡述整體政策環境現況。

歸納文獻與數據後，為本研究建立研究方法與模型，介紹空間相依性之檢定方法介紹，闡述如何檢測特徵值是否具有顯著之空間相依性，並為三種空間計量模型之介紹，分別為空間延遲模型、空間誤差模型及空間杜賓模型，最後為本研究實證模型之設定，介紹本文實證模型之變數選取設定，並定義變數以及預測方向。

實證步驟為，先以追蹤資料以及相關檢定進行，爾後再進行空間實證模型分析。有關空間相依性的實證分析，須先檢定財政轉移支付是否具有顯著空間相依性，再來進行空間實證迴歸分析，最後針對追蹤資料以及空間計量模型之檢定結果以及實證分析果進行討論。最後，本研究給予結論與政策建議，首先為實證模型之結論，次為政策意涵。本文之研究流程可以下圖1表示之：

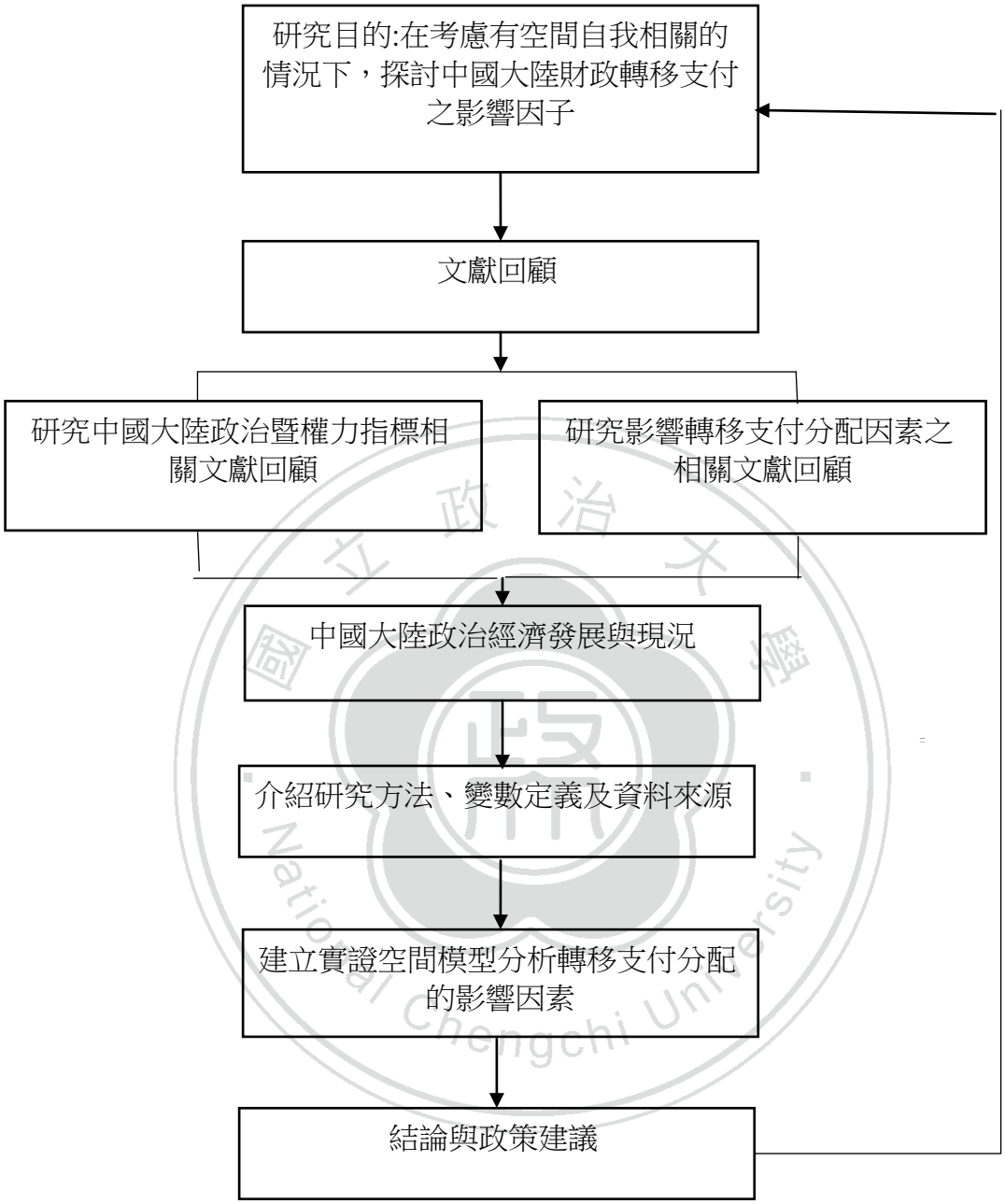

研究目的:在考慮有空間自我相關的情況下，探討中國大陸財政轉移支付之影響因子
文獻回顧
研究中國大陸政治暨權力指標相關文獻回顧
研究影響轉移支付分配因素之相關文獻回顧
中國大陸政治經濟發展與現況
介紹研究方法、變數定義及資料來源
建立實證空間模型分析轉移支付分配的影響因素
結論與政策建議

圖1： 研究流程圖

第二章 文獻回顧

本研究旨在了解地方在中央之政治權力對該地區之中對地轉移支付之影響，故本章節分為二個部分，首先介紹針對中國大陸中央對地方轉移支付的文獻，其次是有關地方在中央政治權力指標的相關文獻，最後根據資料及文獻，彙整為表2。

第一節 中央對地方轉移支付相關文獻回顧

對於中央對地方轉移支付及中央補助款之研究，觀點不一而足，可分為文獻整理分析以及實證分析類之文獻。蔡嘉裕（1998）透過中國自1993年以降之財政改革立法文件，如十四屆三中全會通過「關於建立社會主義市場經濟抵制若干問題的決定」到「國務院關於實行分稅制財政管理體制的決定」等，以及政策制定上之重要新聞事件，例如朱鎔基與廣東省領導人會晤商談稅制改革，檢討原政策目的經過立法與政治程序後，如何自平衡地區發展扭曲成為保障各省既得利益，並透過《中國統計年鑑》之數據指出，在分稅制實施後，財政赤字問題持續惡化。

針對補助款之理論基礎以及中國大陸分稅制轉移支付分配之邏輯，范子英（2011）以 Tiebout（1956）提出之地方公共財模型推論中央補助款之與理論上之正當性及必要性，即當地方公共財提供具有外溢性，欲達成資源配置效率則需要透過中央之補助款促使地方政府提供足量之公共財，且地方政府間橫向關係原賦之不均等，無法透過租稅努力弭平，需由中央補助款實行重分配，並搭配Tsui（2005）中縣籍之財政收入羅倫茲曲線指出，在分稅制實施之後的地區分配不均，有加劇之趨勢，顯示中央對地方轉移支付之平衡地區財政收入之功能並未彰顯。

至於有關財政轉移支付之相關實證研究，Yang（1996）推論，各省在中央委員會之席位與投票可能具有強烈政治影響力，則中委會中席次比例愈高的省，是否應可能反映在中央與各省之間財政資源需求的分配上？故將財政包幹時期之中國大陸各省地方政府之淨上繳/淨收益金額，觀察指標則為財政包幹時期，是否席次愈高的省，得到中央提供愈多財政資源；反之席次愈少的省，是否會上繳愈多的財政資源，

並以1987年的實際數據進行單一變數迴歸分析後，發現統計結果在具有較高顯著性之下，卻與上述推論相反，亦即席次愈多的省，反而為淨上繳而非淨收益，然而再加入各省生產毛額變數及人口數等控制變數，並去除樣本中較富裕的省分（北京、上海、天津）後，政治權力指數對各省轉移支付即不具顯著性，反而為各省生產毛額及人口數等財政容量及財政需求變數，對財政轉移支付有顯著之關係。

除了政治因素以外，曾軍平（2000）分析其他針對財政轉移支付之影響因子，進行複迴歸分析，透過分稅制實施後，1994年至1997年《中國財政年鑑》之個省份人均財政收支資料顯示，省級之財政收入基尼係數從1994年之0.3424擴大至1997年之0.3548，顯示分稅制下，中央對地方之轉移支付及稅收分成未能達到平衡地區財政收入差異之效果，並透過建立OLS實證模型，以1994年至1997年各省人均財政轉移支付為被解釋變數，以各省人均所得、各省財政努力及是否為民族自治區之虛擬變數為解釋變數，得出人均所得、各省財政努力及民族區虛擬變數皆對人均轉移支付具有顯著正向影響。

然而，過去研究為試圖刻劃中央與地方之政策目標衝突之確切樣態，王紹光（2002）之假說認為，中央政府的政策目標透過財政資源分配於安撫少數民族，達到統一全國的目的，並透過迴歸模型實證分析，尋找中國大陸財政轉移支付之政治邏輯。他認為理論上，中央政府的轉移支付應當首先用於平衡省分間的財政資源或產出差異，故以1998年的資料，建立一個橫斷面隨機效果的普通最小平方法模型，以人均轉移支付為被解釋變數，解釋變數則分為公平性考量之變數、政治性考量之變數、地區要價能力變數三類，公平性考量變數包含人均省分生產毛額、農業佔地區總產值比率、扶養比率，政治性考量變數則為少數民族占人口比率，地區要價能力變數則為政治局席次，其迴歸結果顯示，僅少數民族占人口比率變數對財政轉移支付具顯著正向影響，顯示出中國政治菁英在分配地區財政資源之首要考量為維持國家統一之安定性。

對於分稅制轉移支付平衡區域發展之檢驗分析，Shih and Zhang（2007）利用固定地區效果及隨機效果之GLS（Generalized Least Squared Model）及2SLS（Two-Staged

Least Squared Model）模型，以1993至2003年之財政赤字、人口數、人均所得等變數，指出人均所得對人均轉移支付呈現顯著正向影響，意即所得越高所獲中央轉移支付越多，顯然違反平衡地區發展政策目標；且財政赤字率與轉移支付數亦呈現顯著正向影響，顯示出地方政府透過增加財政支出擴大財政缺口，以獲取更多轉移支付之財政資源。

承襲過去對地方在中央政治權力變數之設定，吳鳳武（2013）將各省份重要領導在中央政治局、中央委員會正式委員委員的席位分別賦予2 : 1之權重得分，並以此作為各省份政治力量的代理變數，透過固定效果模型、隨機變數最小平方法進行實證研究，結果顯示，政治力量確實對中央對地方轉移支付的省際間分配具顯著正向影響。政治權力越大，地方獲得之政治力量對人均轉移支付、人均稅收返還（人均總量性質轉移支付）、人均一般性轉移支付、人均專項轉移支付以及人均配套性質轉移支付皆越多。

而總觀多數相關之研究，大多將實證模型變數分類成地區財政容量變數，其中包含省區人均生產毛額、省區人均自有財源數，以及財政需求變數，包含人口數、農業佔總產值比例、扶養比等，第三類為政治變數，包含少數民族佔省區人口數比、各種地區在中央政治權力指數等。Wan et al.（2015）指出轉移支付可分為三類：稅收返還、一般性轉移支付及專項轉移支付，其中以專項轉移支付佔全部轉移支付比例最大，分配過程也最不透明，並建立追蹤資料模型，資料時間自1994年至2009年，其變數共分四類，第一類為地區在該年度是否經歷地方黨委書記替換之虛擬變數，第二類為總體經濟變數，可細分為財政容量及財政需求變數，包括省區人均生產毛額、人口數及財政支出等。第三類為地區黨委書記變數，包含書記年齡、是否同時任職中央委員或政治局委員、教育程度。第四類為少數民族人口比變數。其回歸分析之結果指出，黨委替換、同時任職中央委員或政治局委員之變數與地區獲得之轉移支付具有顯著正相關。然而其資料時間忽略2003年中國實施之「費改稅」政策，大量取消地區對農業之相關規費，以農業類型之轉移支付作為補償措施。

因此，Martinez et al.（2006）在其追蹤資料模型中加入了費改稅虛擬變數，將2003 年改革前後之效果顯示出來，此外，Matinez et al.（2006）及Huang and Chen（2012）亦加入地區農業產值佔總產值之比率變數，其結果顯示農業比例越高的省份，獲得越少轉移支付。上述中國大陸財政轉移支付之研究文獻，匯整於下表2。

國立政治大學 National Chengchi University

表 2：財政轉移支付研究彙整

文獻	樣本期間	研究方法	主要結論與建議
Yang（1996）	1987 年	單一變數最小平方法迴歸模型	單一變數迴歸分析下，政治權力對地方財政收支之影響為負相關，亦即政治權力越大之省分，反而為淨上繳非淨收益。而加入省分生產毛額及人口數等控制變數後，政治權力變數之影響不具顯著性，反而係人均生產毛額與人口數等財政容量或財政需求變數具有顯著之影響。
蔡嘉裕（1998）	1979 年至 1996 年	利用各分類之財政轉移支付佔總財政收入比例、中央預算收入比例、中央地方財政赤字與制度介紹等資料進行分析與論述	其認為分稅制改革之效果完全反擴大中央職權及財政權之目的，由於 1993 年底地方與中央之討價還價之過程，促成了稅收返還之保障富裕各省的關鍵變數，而 1996 年以後之狀況尚需觀察。
曾軍平（2000）	1995 年至 1997 年	追蹤資料複迴歸模型	其分析 1995 年至 1997 年之數據，以人均轉移支付為被解釋變數，以 GDP、財政努力指數及自治區虛擬變數為解釋變數結果指出，中國轉移支付制度之分配係以”富者愈富”之原則，人均所得越高、財政努力程度越高者，獲得越多轉移支付。而民族自治區也會獲得相對較多之轉移支付。
王紹光（2002）	1998 年	橫斷面資料複迴歸模型	其認為財政轉移支付之分配邏輯隨政經局勢變化而異，但大致可分為平衡各省財政差異目的、政治穩定目的及分權目的。其迴歸分析結果顯示，於 1998 年政治穩定之目的凌駕其他政策目的，自治區獲得較多轉移支付。
Shih and Zhang（2007）	1995 年、2000 年	橫斷面資料複迴歸模型	以財政赤字、人均所得、農業產值占比、人口數為解釋變數，分別建立 1995 年及 2000 年之迴歸分析，其結果指出，人口數、人均所得對該省轉移支付有顯著正相關，農業占比與財政赤字則為顯著負相關，顯示出”富者愈富”之分配

表 2：財政轉移支付研究彙整（續）

文獻	樣本期間	研究方法	主要結論與建議
范子英（2011）	1995 年至 2008 年	利用各分類之財政轉移支付佔總財政收入比例、中央預算收入比例、中央地方財政赤字與制度介紹等資料進行分析與論述。	透過數據論述分析分稅制之政策有效性。四個主要問題為（1）是否縮小地方差距?（2）轉移支付是否增加地方公共財數量?（3）是否促進各省經濟發展?（4）是否協調央地關係?其分析結果指出轉移支付有效增加地方公共財數量，但造成地方租稅努力不足，且導致政府支出及人員規模浮濫增加，且無法縮小地方財政狀況差距。
吳鳳武（2013）	1998 年至 2011 年	複迴歸分析	將各省份領導在中央委員會的席次賦予相應的權重得分，並以此作為各省份政治力量的代理變數。對於一般性轉移支付而言，政治力量強的省份比政治力量弱的省份獲得的均等性質轉移支付相對較少。以此推論應增加一般性轉移支付規模，嚴格按照分配公式進行資金分配，實現真正意義上的對財力匱乏省份的財政支持。
Wan et al.（2015）	1994 年至 2009 年	複迴歸分析	迴歸分析結果指出，若省分領導人是中央政治局委員，則該省分傾向獲得較多財政轉移支付，若少數民族人口較多，也將獲得較多財政轉移支付。
Martinez et al. （2006）	1997 年至 2003 年	複迴歸分析	迴歸分析結果指出，人口數、財政支出、農業人口、公務員佔勞動力比、自有財源比率都對財政轉移支付有顯著正相關，而 2003 年農村稅費改革政策虛擬變數之影響為顯著負相關。

資料來源：根據本文內容整理。

國立政治大學 National Chengchi University

第二節 中國各省份在中央政府政治權力文獻回顧

一、政治權力指標與資源分配影響之關聯

依照Easton（1965）對政治的定義而言，政治即是社會性權威對資源分配影響之過程。此定義說明了只要經濟資源存在，權威的影響是必然存在的。Shirk（1993）也探討在中央委員會中，菁英政治下的政治繼承競爭問題，並透過這種政治邏輯，進一步討論此種競爭對1980年代中共經濟政策改革的影響。他指出，由於中共政治體制及權力關係中始終存在最高政治繼承權力的不確定性問題，使得改革時期的主要中央領導人─總書記，與次領導者─總理之間，會不斷進行最後政治繼承權的競爭，因而必須在中央委員會與政治局中，建立並鞏固本身的支持者。而在中央委員會與政治局中，身兼省市地區官員的委員，在所有中委會中的族群中，算是規模較為龐大的。因此中央領導人為了爭奪政治繼承權，便在制定經濟或財政政策時，顯現出從中央針對每個省分給予特別優惠政策的態樣。這種將所有省市地區官員視為一個類別，並與他們進行利益交換之經濟與財政政策，足證政治權力對經濟資源分配的政策具有影響力。

而關於政治對經濟資源分配影響之實證研究，徐斯勤（2007）將中國大陸府際政治競爭分為垂直性與水平性之競爭，並且建立假說，認為各省在中央委員會與政治局等核心決策組織中的席次愈多，其代表該省利益的功能愈強，愈能在與其他省分的水平型權力競爭中，爭取到較多的投資資源，並建立實證模型，驗證出以席次為計算基礎的政治權力，對地方的投資資源有顯著正向之影響。

吳鳳武（2015）亦認為地方在中央政治權力會影響對該地之轉移支付，並且提到在中央委員會與政治局中，較可能影響到財政轉移支付決策過程的類別，應去除政治局常務委員，因為其不會在地方任職；去除軍政委員，因為軍隊之系統較為封閉，獨立於政府行政體制以外，其實證結果亦認為，政治權力指標對財政轉移支付具有正向顯著影響。

對於政治權力的定義，Wan et al.（2015）認為，若某一省市地區在某一年度，其省市地區黨委書記或省市地區長官，係由中央特改派任，則在該年度，地方在中央政治權

力越大，可能獲得的財政轉移支付越多。他將上述理論製成一虛擬變數，該年度地方黨委書記或長官受到中央改派，則為1，否則為0，實證結果亦顯示，改派任虛擬變數對財政轉移支付具有正向顯著影響。

此外，周黎安（2004）在中國大陸官員政治晉升的模型中，皆認為經濟指標常作為中國地方官員晉升的依據，而經濟績效表現也受到所獲得的經濟資源影響，因此，在對地區資源分配實證研究中，實應納入對政治權力的考量。

二、省市地區在中央政治權力指標之研析

楊光斌（2007）認為，欲了解中國大陸之政策形成之過程，則必須探究所謂「黨和國家的領導體制」。中國共產黨在國家中核心地位是其在戰爭時期的自然承襲，由於抗日時期之黨、政、軍各方面工作不能協調之情況下，形成了黨一元化統治的原則。基本樣態是，在黨政軍組織下，以黨的中央局為最高領導單位，其決議、決定或指示，軍隊以及民眾團體均須無條件執行。在抗戰勝利以及奪取全國軍事鬥爭之勝利以後，此種機制便具有重要的意義，於是新中國成立之初，百廢待舉之時，此原則便產生深遠的影響。

黨和國家領導體制的執行與實現，透過三個制度進行，一是黨組織制，二是黨管理幹部制，以下分別概述其內容。

（一）黨組織制

黨委制與黨管理幹部制賦予黨幹部直接控制同層級或下屬層級之政府事務之權力。1949年11月，中共中央政治局通過了「中央關於在中央人民政府內組織中國共產黨黨委會的決定」，該決定指出，各級機關只要人數多於兩人，則必須在機關內組織黨委會，在人民政府工作之黨員，除非中央允許，必須一律參加政黨組織。而黨組織的任務，係討論和決定該單位的重大決議，特別在於管理單位之人事任免工作。

（二）黨管幹部制

隨著政府建構以後，部門持續擴大並增加，中共決定建立分級分部門管理之機制，使龐大的行政機構之每個環節之人事任免，都受到共產黨的領導。1953年11月，中共中央做出「關於加強幹部管理工作之決定」，逐步建立分級分部門別的管理幹部制度，使得黨中央與國務院之行政體系，產生了完全相對應的管理組織，例如財經委員會、外交委員會與財政部、外交部相對應。黨委和黨組織制之延續形成了管理幹部制，又進而形成中共政府機制上下與中央—地方之關係，如圖2所示。（註：箭頭為權力控制之表示）

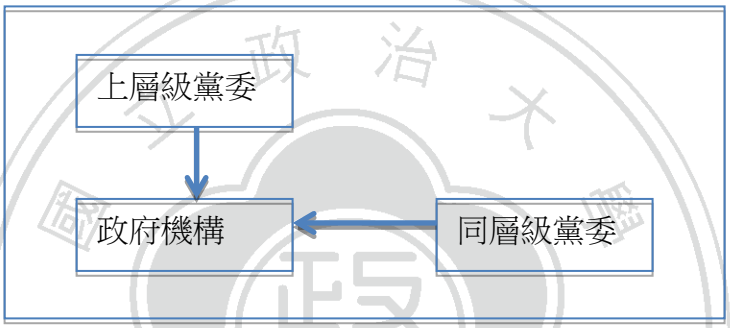


圖2： 政府與黨委之權力關係

資料來源：楊光斌（2007），《中國政府與政治導論》

從圖2的結構來看，實際掌握政府之人事任免以及行政業務的權力機構，是各級機關之上層級之中央黨委會以及同層級之黨委會或黨組織。黨組制與黨管幹部制，使得所有人事以及業務的決策權力掌握於中央委員會及黨委員會之正式黨員手中。而地方財政專項轉移支付預算案之內容與提出，也勢必為地方黨委所掌控，決定權則受到上層級黨委（即中央委員或中央政治局委員）掌控。

上述背景確立了中國政治權力的來源與走向，然而研究中國大陸地方中央政治權力對財政轉移支付決策之影響，除了確立權力之存在以外，尚須探究上層之中央委員與地方層級之黨組織委員，如何在決定地區財政轉移支付收入的過程中產生相互合作或競爭之行為？透過前述政治體制，再加上文獻回顧之部分說明，上層級黨

委透過曾任職、現職或出生地關係，以轉移支付與地方交換政治利益之假說，最後得出本文將以黨幹部人數作為權力指標計算之基礎。

有關使用政治權力指標之文獻，Yang（1996）文中之推論，各省在中委會之席位與投票十分重要，故在中委會中席次比例愈高的省，自然對於中央領導人的政治支持重要性也就愈大。Yang（1996）認為，席次比例對中央分配各省資源具有相當程度之影響。對於地方在中央政治權力指標，Yang（1996）認為，由於總書記與中央政治局常務委員在任職期間，絕對是兼職中央黨務，而非地方黨務，故將地方在中央政治權力指標以式（1）計算。

$$CCI = 2 \times FP + FC \qquad (1)$$

式（1）中，*FP*為出生於該省之中央政治局正式委員人數，*FC*則係中央委員會正式委員任職某省人數。

Yang（1996）觀察對象為財政包幹時期，是否席次愈高的省，得到中央提供愈多財政資源；反之席次愈少的省，是否會上繳愈多的財政資源，並以1987年的實際數據進行迴歸分析後，發現統計結果在具有較高顯著性之下，卻與上述推論相反，亦即席次愈多的省，反而為淨上繳而非淨收益。

徐斯勤（2007）則認為，對於在中央的地方政治權力應有更深入之探討。他認為，必須以特定時間與議題領域為範圍，首先確定在該時間與議題內，二者間本來存在偏好或目標的之衝突，而後再以其中某方是否產生行為改變，作為判斷標準。例如，中國中央政府與地方政府在資源分配上經常產生目標衝突，徐在文中建立高通貨膨脹時期，中央採取撙節政策，與地方政府極大化投資與財政資源互相抵觸之命題，並據 Robert Dahl（1957）對權力之定義，係目標衝突之下，改變對方行為偏好之能力，在此定義下，將地方在中央委員會席次多寡作為對抗中央撙節政策之權力表徵，以中央對地方固定資本投資作為被解釋變數，以地方在中央政治權力作為解釋變數進行實證研究，指出地方在中央政治權力對固定資本投資分配有顯著影響。

徐斯勤（2007）文中嘗試提出更符合現實決策情況的之計算方式，即地方在中央之政治權力的具體呈現，在於全國人民大會中之投票權數量，徐之指標計算方式，係在全國人民大會中，在中央委員會以及中央政治局參與委員中，取得絕對多數票數所需之人數，進一步計算出在中委會正式委員及政治局正式委員之投票權之相對價值，再利用各省份在中委會及政治局中代理人人數計算個省份在中央之政治權力指標。有關計算中委會及政治局委員相對政治權力之過程，以下表3之數據演示：

表 3：第十八屆全國人民大會地方在中央政治權力

類別	第十八屆全國人民大會
中央委員會正式委員人數	205
中央政治局正式委員人數	25
中央委員會絕對多數人數	103
中央政治局絕對多數人數	13
中央委員/政治局委員權力比值	1 : 7.92

資料來源：中國第十八屆人民大會中央委員名單。

以第十八屆人民大會為例，絕對多數之門檻為103張中央委員會正式委員票及13張中央政治局正式委員票，故一中央政治局正式委員與一中央委員會正式委員的權力比值，係7.92 : 1，而不同機構之委員之權力加權數，即為上述該機構取得絕對多數之人數之比值。計算過程以下（2）、（3）、（4）式表示之：

$$\text{若}TP\text{為奇數，則}P_t = \frac{TP}{2} + 1\text{；否則}P_t = \frac{TP}{2} + \frac{1}{2} \qquad (2)$$

$$\text{若}TC\text{為奇數，則}C_t = \frac{TC}{2} + 1\text{；否則}C_t = \frac{TC}{2} + \frac{1}{2} \qquad (3)$$

$$CCPB_{i,t} = \frac{1}{P_t} \times \left(P_{i,t}^{b} + 10P_{i,t}^{c}\right) + \frac{1}{C_t} \times \left(C_{i,t}^{b} + 10C_{i,t}^{c}\right) \quad (4)$$

式（2）中，*TP*代表全國人民大會中，中央政治局總人數，P_t 則為中央政治局取得絕對多數所需人數；式（3）中，*TC*代表全國人大中，中央委員會總人數，C_t 為中央委員會取得絕對多數所需人數，$P_{i,t}^{b}$ 及 $C_{i,t}^{b}$ 分別為在第*t*年時，中央政治局及中央委員會正式委員出身第*i*個省份人數，$P_{i,t}^{c}$ 及 $C_{i,t}^{c}$ 則為中央政治局及中央委員現任第*i*個省份人數。而式（4）中的*CCPB*即為地方在中央政治權力指標。。

針對地方在中央之政治權力指標計算， Bo（2004）指出，地方政府在中央政治權力之計算方式，係透過當屆任職於地方的黨委書記，是否同時為中央委員會的正式委員或候補委員，抑或是中央政治局正式委員定義之。此外，Bo（2004）與徐斯勤（2007）皆認為尚須考慮非正式的因素，即當屆中央委員會正式委員或政治局委員之出生地，綜合以上作為該地方政府中央政治權力。因為不論是出生地、曾任職省份以及其他個人因素，都會強化中央與特定地方之連結性，而多連結則交織成地方與中央的聯繫網絡。根據以上推論，Bo（2004） 提出一考慮地方出身之總書記以及中央政治局常務委員人數之地方在中央政治權力指數，其計算方式以下式定義之：

$$CCI = 5 \times GESEC + 3 \times SP + 2 \times CCPF \ or \ CCF \quad (5)$$

式（5）中，*GESEC*出生於該省之總書記，*SP*出生於該省之中央政治局常務委員人數，*CCPF*係中央政治局正式委員任職某省人數，*CCF*則係中央委員會正式委員任職某省人數。

在介紹各文獻如何計算中國大陸各省市地區在中央政治權力指標後，本文探討指標間之比較。首先，對於Bo（2004）之指標，Yang（1996）、吳鳳武（2013）則認為，由於總書記與中央政治局常務委員在任職期間，絕對是兼職中央黨務，而非地方黨務，故吳鳳武（2013）在其文中之地方在中央政治權力指標計算方式，為僅計算地方首長兼任中央政治局正式委員，及中央委員會正式委員之方式。

除了計算基礎以外，各指標加權之模式亦須檢討。Yang（1996）與吳鳳武（2013）文中之地方在中央之政治權力指數，皆使用該地區任職之中央政治局正式委員人數乘以二，再加上該地區任職之中央委員人數之加權模式。而Bo（2004）則是與Yang（1996）與吳鳳武（2013）相同之基礎外，再加上中央政治局常委人數乘以三，以及總書記乘以五之加權方式。這些指標皆透過任職或出生於地方之在中央重要決策機關之人數予以加權計算。然而，此種針對黨職別之加權皆無根據，就Yang之指標所隱含之意義推論而言，為何中央委員會之正式委員影響力為候補委員之兩倍？就Bo之指標而言，總書記影響力為何為政治局常委的三分之五倍？

針對加權理論基礎之問題，本文認為，徐斯勤（2007）使用在中央委員會以及中央政治局參與委員中，取得絕對多數票數所需之人數，進一步計算出在中委會正式委員及政治局正式委員投票權之相對價值之方式，較其他文獻之理論基礎建立地較為完整。

然而過去文獻在對地方在中央政治權力之研究假設，皆有共同的問題。就是所使用的上述各指標，皆以地方領導在中央政治局，或中央委員會佔有之席次數為計算基礎，這樣的分析隱含省分內之代理人之間具有合作關係，並且代理人越多影響力越大。然而，代理人之間合作的假設，忽略了代理人因自利動機而互相打壓的效果，僅關注在省分之間的競爭，未能完全刻劃地方自治的所有競爭樣態。Hillman（2010）就認為在省市地區內部的競爭，是由派系鬥爭（faction）主導。其文中以個案分析之方式，以County X隱名表示其研究的該省分，表達不同派系之間，競爭省市地區內具有財政決定權、人事任免決定權、民間企業控制權及預算外收入決定權之位置。

存在派系鬥爭的地方政治，隱含著政治人物個體之間的競爭與不合作的關係，除了省分的利益以外，地方政治人物更關心其政治生涯發展，自利的動機與打壓他人之動機或為等同強烈。周黎安（2004）認為中國政治人物的官位晉升，為零和遊戲。他建立了一個地方官員政治晉升理論模型，認為一個官員的晉升會直接降低另一個官員的晉昇機會，可理解為一人所得為另一人所失，最後推導出，對於存在經

濟與政治兩個競爭場域的地方官員，彼此合作空間非常狹小，而競爭空間非常巨大，最終導致惡性競爭。地方上在中央的政治權力之惡性競爭，導致前述文獻以在中央席次數計算之政治權力，不一定能對省分之財政資源與經濟有正向影響。

Liou（2009）以中國石化、中國石油及馬來西亞MMC石油公司，競爭蘇丹油田之案例進行分析。與過去研究不同的是，他認為國有企業責任有限公司（State-Owned Enterprise, SOEs）在民間參與持股改革後，具有相當程度的自立動機。在自利動機之前提下，理論上應該合作，同屬國有企業的中國石化公司與中國石油公司，在此案例的結果為，馬來西亞MMC聯合中國石化公司，在競購蘇丹油田上打敗了中國石油公司，但最終使得馬來西亞取得較多油田持份。

除了上述中國石油業相關公司在國際原油上的競爭以外，近期亦有多個中國公司海外競購，最終使得其他國家企業得利之案例[3]。於2015年8月，中國大陸的上海錦江國際酒店股份有限公司、海南航空集團以及中國投資有限責任公司均向中國政府提出獨立收購美國喜達屋飯店業集團的申請，然而至2015年10月，中國安邦保險集團股份有限公司加入併購戰局，至2015年底，最終僅剩中國安邦保險集團與美國萬豪集團進行競購。2016年3月21日，萬豪集團的開價成功得標，最終沒有任何一間中國公司成功併購喜達屋，反而由美商萬豪集團獲利。

這些案例刻畫出中國在區域競爭中，內部的個體具有不合作並相互競爭杯葛的情形，可能導致利益流向外部。多個代理人之間彼此不團結，不合作，在綜合以上文獻後，本研究認為可能是一個常態，又對於省份之利益而言，或許是一件壞事。此不合作、不團結之情形，發生在地方官員晉升競爭中，導致省分的利益流失之現象，本文將其定義為「代理人競爭資源流失效果」。過去吳鳳武（2015）、徐斯勤（2007）等文獻認為，地方在中央政治權力對省份之經濟資源之正向影響，則稱為「代理人競爭資源掠奪效果」。故總結上述現象而言，本文認為，地方在中央之政治權力，未必能使省分的財政資源增加，須視「代理人競爭資源流失效果」與「代

[3] 資料來源：https://read01.com/GBj0aM.html

理人競爭資源掠奪效果」孰程度較大，使得地方在中央政治權力之影響不確定，須透過實證研究分析之。

總結以上所述，Yang（1996）以及Bo（2004）之地方在中央政治權力指標，著重在席次多寡比較之各省分水平競爭，但權數欠缺理論基礎，而徐斯勤（2007）則著重在地方與中央目標衝突之下的議價能力，本文認為，徐斯勤（2007）指標較優，且過去並無針對轉移支付之文獻使用此指標，故將以有別於過去研究轉移支付文獻所使用變數，採徐斯勤之各省過半票數加權計算模式，進行空間實證研究分析，並將相關文獻彙整於下表4。

國立政治大學
National Chengchi University

表4：政治權力變數相關研究彙整

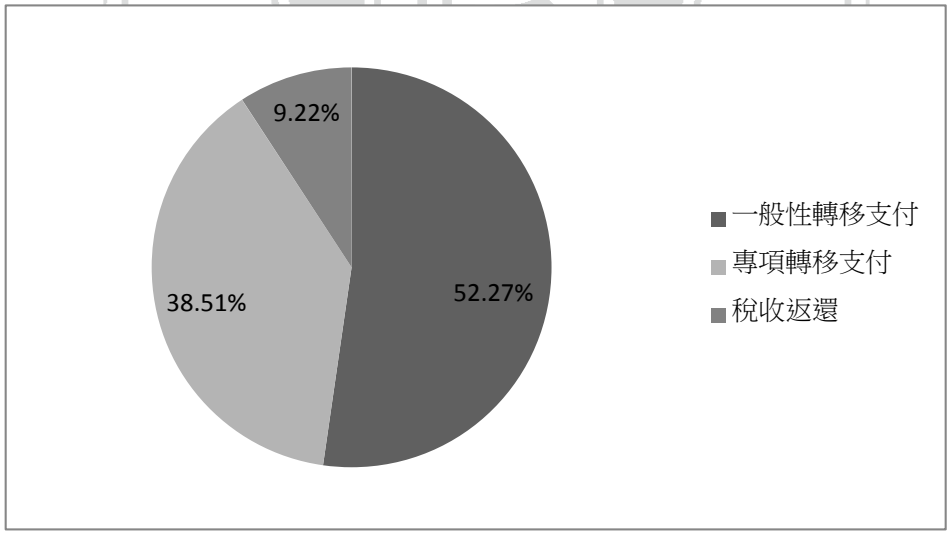
文獻	期間/地區	政治權力指數計算方式
Yang（1996）	1987	省級領導人（省/市長、省/市委書記）若為政治局正式委員得 2 分，中央委員會正式委員得 1 分，排除政治局常務委員及總書記
Bo（2004）	1949-2002	省級領導人（省/市長、省/市委書記）若為政治局正式委員得 2 分，中央委員會正式委員得 1 分，總書記出生該省分，該省分得 5 分，政治局常務委員出生該省分，該省分得 3 分。
吳鳳武（2015）	1998-2011	省級領導人（省/市長、省/市委書記）若為政治局正式委員得 2 分，中央委員會正式委員得 1 分，排除政治局常務委員及總書記
徐斯勤（2007）	1993-2004	省級領導人（省/市長、省/市委書記）若為政治局正式委員，得分為 10*該屆政治局過半數人數除以中委或過半人數，為中央委員會正式委員得分為 10 分，政治局委員出生該省分，則得分為該屆政治局過半數人數除以中委或過半人數，中央正式委員出生該省分，得分為 1 分。排除政治局常務委員及總書記。
Hillman（2010）	County X	其認為過去文獻多探討財政分權下省市之間的關係，但鮮少研究省市地區內部的政治生態者。本文聚焦在單一省市，作為提供公共財並管理企業的基本政治單位， 在分稅制之下，派系鬥爭甚至惡性競爭對省市資源分配具有決定性影響。
周黎安（2004）	N/A	此文建立一個地方官員政治晉升博弈的理論模型。由於政治晉升博弈的基本特徵是一個官員的晉升直接降低另一個官員的晉昇機會，即一個所得為另一人所失，這使得同時處於政治和經濟雙重競爭的地方官員之間的合作空間非常狹小，而競爭空間非常巨大。
Liou（2009）	1980-2010 /2004 年競購蘇丹油田事件	其認為近年對中國而言，在國際間競購海外石化能源陷入困境。透過對中國國家石油公司的海外擴張的個案研究，發現其原因在於，在國有企業開放民間持股的背景下，企業間與國內高層之間的政治角力，與國際政治因素相比，前者之影響較大。

第三章 中國大陸之轉移支付與政治現況

第一節 財政轉移支付歷史與現況研究

中央對地方轉移支付，係分稅制下，透過增劃中央稅收，再透過公式性分配或是人為決議分配之政府間移轉性支付，改變財政包幹時期，核定收支、上繳下劃收入之方式，進而形成較為法制化的分配機制。與以往地方政府與中央政府透過議價決定收支有所不同，轉移支付制度增劃大部分財政收入予中央利用，再透過轉移支付制度之不同的分配基礎，讓中央得以挹注財政資源匱乏的地區外，更用作達成特定的政策目標之手段。

轉移支付可分為一般性轉移支付、專項轉移支付及稅收返還。一般性轉移支付是按特定公式計算，目的在於均衡地區財政收入差異，依2015年中國初次公開資料，[4]佔總轉移支付比例約為 52%，專項轉移支付則佔38.51%，稅收返還比例最少，佔9.22%，以下圖3顯示各項轉移支付之比例情形。



資料來源: 中國大陸財政部網站資料

圖3：2015年各項目轉移支付比例圖

[4] 中國大陸財政部網站資料 http://yss.mof.gov.cn/2015czys/201503/t20150324_1206399.html 與 http://yss.mof.gov.cn/2015czys/201503/t20150324_1206398.html。

一般性轉移支付之主要目的，為補助地方財政支出缺口，分為縱向轉移支付及橫向轉移支付。縱向轉移支付之分配是以按地方財政需求因子決定，包括民族地區轉移支付、農村稅費改革轉移支付、調整工資轉移支付等。橫向轉移支付則依照地方政府之財政支出缺口，佔全國各省市地區財政缺口總額之比例，做為地方受補助的權數，再乘以一般性轉移支付預算金額，即等於對地方的橫向一般性轉移支付。

專項轉移支付則係為達成中央整體政策目標或為地方政府無法有效率提供之公共財而設置，專款用於農業、教育、衛生、文化、社會保障等方面，但由於不存在明確規範，最終之分配可能受決策過程中政治因素影響。而稅收返還是1994年分稅制改革實施後，為保障各省既得利益，延續舊制下財政收入水準所設定，不具有均衡地方財政收入差異之目的，甚至反其道而行。稅收返還之公式，分述如下：

$$Taxrebate_{1994} = E_{1993} + 0.75V_{1993} \tag{6}$$

式（6）中，E為省市地區徵起之消費稅，V則為一省市地區徵起之增值稅，故1994年某省市地區之稅收返還總額，即是1994年分稅制實施後，中央多獲得之消費稅及增值稅收之總數。1994年以後之稅收返還公式，則依據1994年之核定數額，再按消費稅及增值稅稅收增加數額分別分配與中央地方，以下式表示：

$$Taxrebate_t = Taxrebate_{t-1} \times (1 + 0.3g_t) \tag{7}$$

式（7）中，$Taxrebate_{t-1}$表一省市地區前一年所獲之稅收返還總數，g_t則係該省市地區徵起之消費稅及百分之七十五省市所徵起之增值稅第t年之增加率。式（7）所隱含之政策意涵，係所增加之消費稅及增值稅稅收收入，百分之七十為中央獲得，其餘百分之三十則係地方政府獲得。消費稅與增值稅之稅收增加趨勢，可由圖4看出。

綜上所述，中央政府加上多劃分而得知所得稅收入以外，另外每年年增之消費稅稅收及增值稅稅收可以獲得百分之七十，故循序漸進地，使得財政收入及分配之權力集中於中央，為此政策所引導出可能之結果。

關於轉移支付重要性的變化，可由圖4之各年度轉移支付總金額變化圖得見，另外，圖5則為各年度轉移支付佔財政收入比例圖。自1997年財政轉移支付制度方才實

施四年，金額約26億；至2013年則大幅成長至近500億。若從佔整體財政收入比例來看，轉移支付之重要性億除漸擴大，從1997年佔全部財政收入之32%，至2009已超過40%，往後年度也多維持在40%左右，這些實證資料，皆顯示出轉移支付對中國整體財政支出影響甚鉅。。

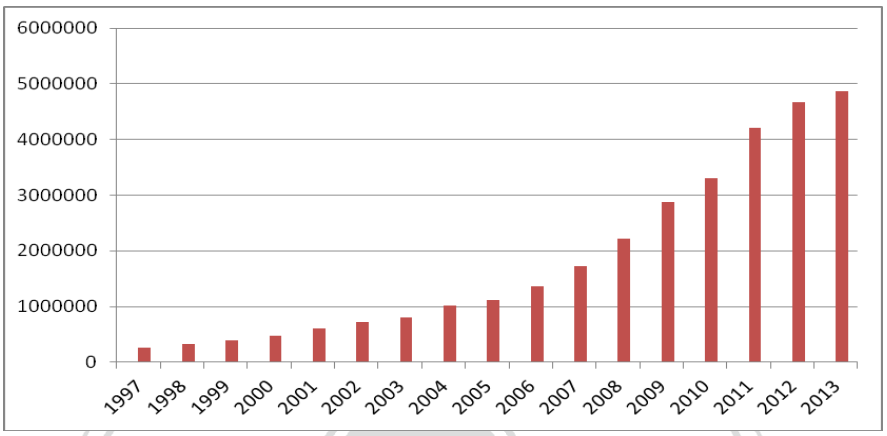


圖4：各年度轉移支付總額趨勢

資料來源：1998至2014年《中國財政年鑑》

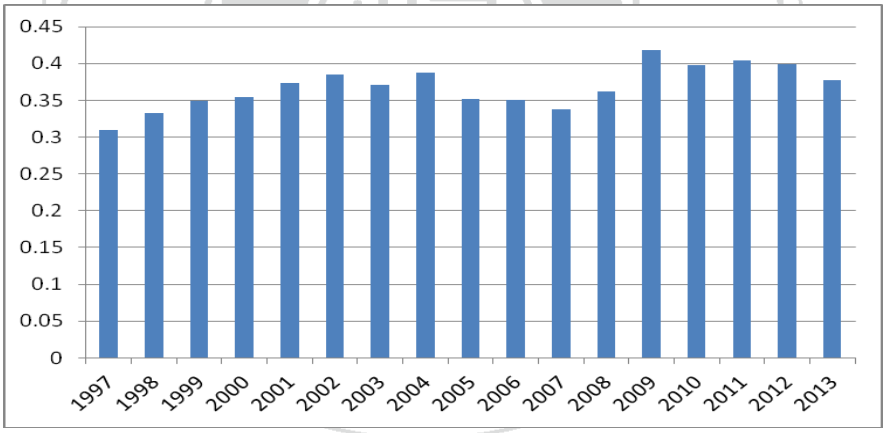
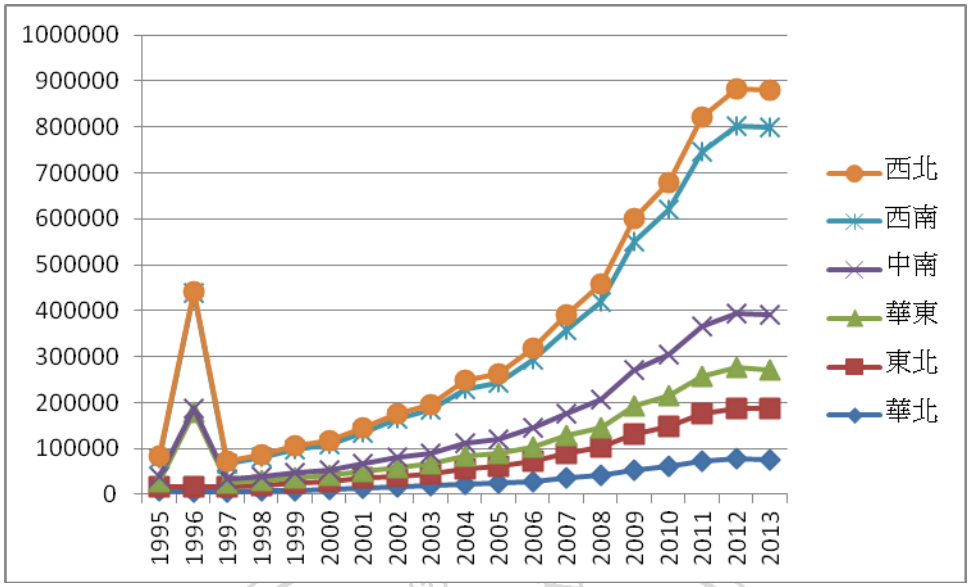


圖5：各年度轉移支付佔總財政收入比趨勢

資料來源：1998至2014年《中國財政年鑑》。

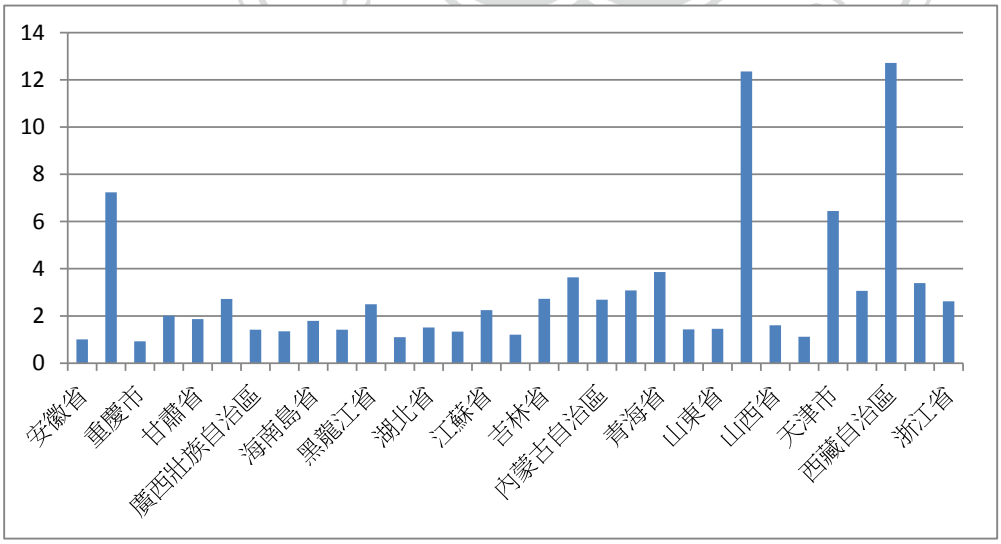
此外，有關各區分布，省均財政轉移支付係以西北地區（陝西省、甘肅省、青海省、寧夏回族自治區、新疆維吾爾自治區）及西南地區（雲南省、貴州省、重慶市、四川省、西藏自治區）所獲得之轉移支付最多，由圖6之1995年至2013年折線圖可以看出。且於1997年以降成長速度最快，成長最緩慢，且佔比最低則為政治權力指數最高的華北地區（北京市、天津市、河北省、山西省、內蒙古自治區）。



資料來源：1996至2014年《中國財政年鑑》

圖 6：分區省均財政轉移支付趨勢

至於各省在分稅制實施之初，單一年度間之轉移支付分配情形如何？由圖 7 可以得見 ，在 1995 年分稅制實施之初，人均轉移支付水準最高的地區，即是西北地區，以西藏自治區為首，其次是山西省，青海省與內蒙古自治區亦獲得較多轉移支付。北京市則在 1995 年仍獲得相當程度的轉移支付，位居第三。大致上，仍符合過去文獻所云，轉移支付分配之模式，主要仍為平衡財政狀況與為西部地區政局穩定。



資料來源：1996 年《中國財政年鑑》

圖 7：1995 年各省人均轉移支付水準

時至 2005 年及 2013 年，分稅制實施十年及二十年以後，各省在單一年度間之轉移支付分配情形，又是如何轉變？由圖 8 及圖 9 可知，在 2005 年及 2013 年，人均轉移支付水準最高的地區，皆仍舊是西北地區，以西藏自治區為首，其次是青海省、內蒙古自治區及四川省獲得較多轉移支付，甘肅省亦成為轉移支付給付較多之地區。北京市 2005 年級至 2013 年獲得轉移支付之排名則大幅下降。粗略來看，整體之分配邏輯，仍符合過去文獻所云，時至 2005 年及 2013 年，轉移支付分配之模式，平衡財政狀況與為西部地區政局穩定仍為主要因素，至於確切的各因素之影響以及影響程度，則需透過實證模型分析檢驗。

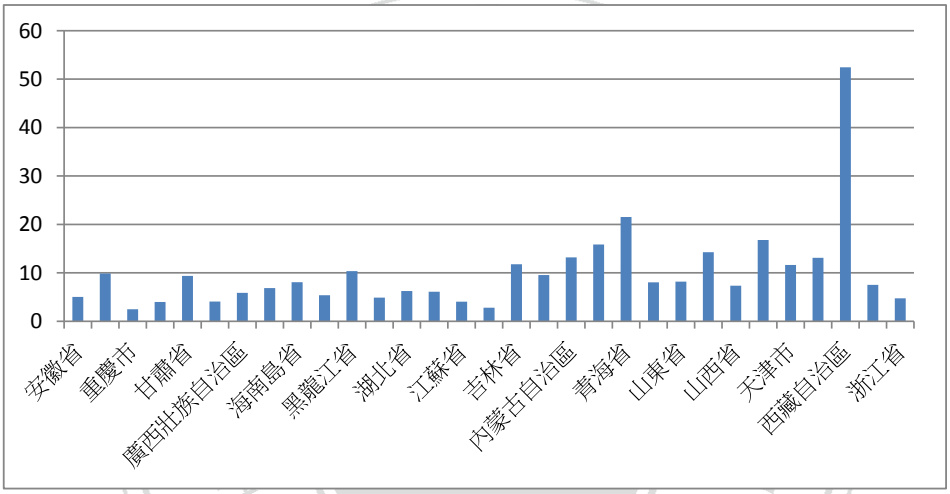


圖 8：2005 年各省人均轉移支付水準

資料來源：2006 年《中國財政年鑑》。

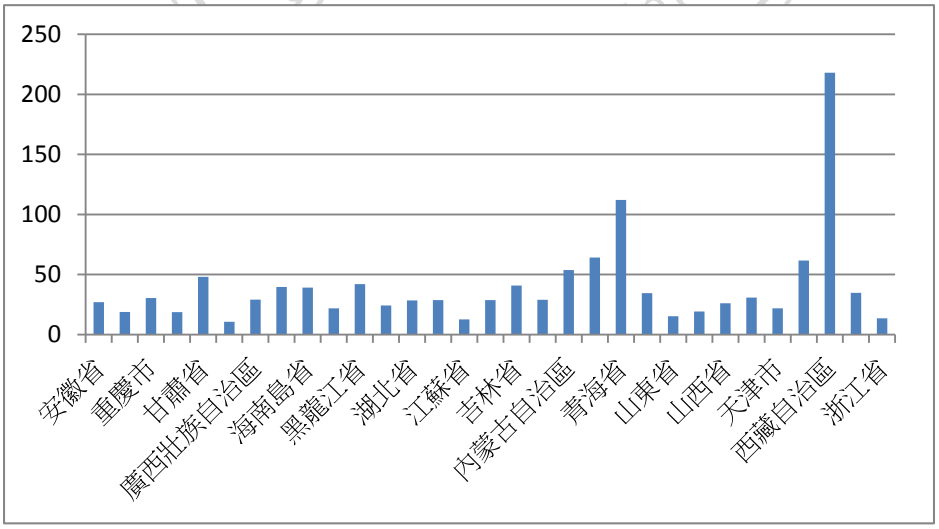


圖 9：2013 年各省人均轉移支付水準

資料來源：2014 年《中國財政年鑑》。

第二節 中國大陸各省分政治權力指數之分布

本研究樣本期間自1995年至2013年，實證研究中，考量各省市地區在中央政治權力對財政轉移支付之影響，首先透過以下分布圖及直方圖檢視其政治權力在本研究樣本期間之變化。此處之政治權力指標數據，係以徐斯勤（2007）文中所使用之加權方式計算而得。在各省市當中，究竟那些地區具有最高的在中央政治權力？那些地方在中央政治權力最低？可以由圖10之1995年各省在中央政治權力直方圖得見。以北京市、廣東省、河北省及上海市之政治權力最高，最低者則為甘肅省、貴州省。

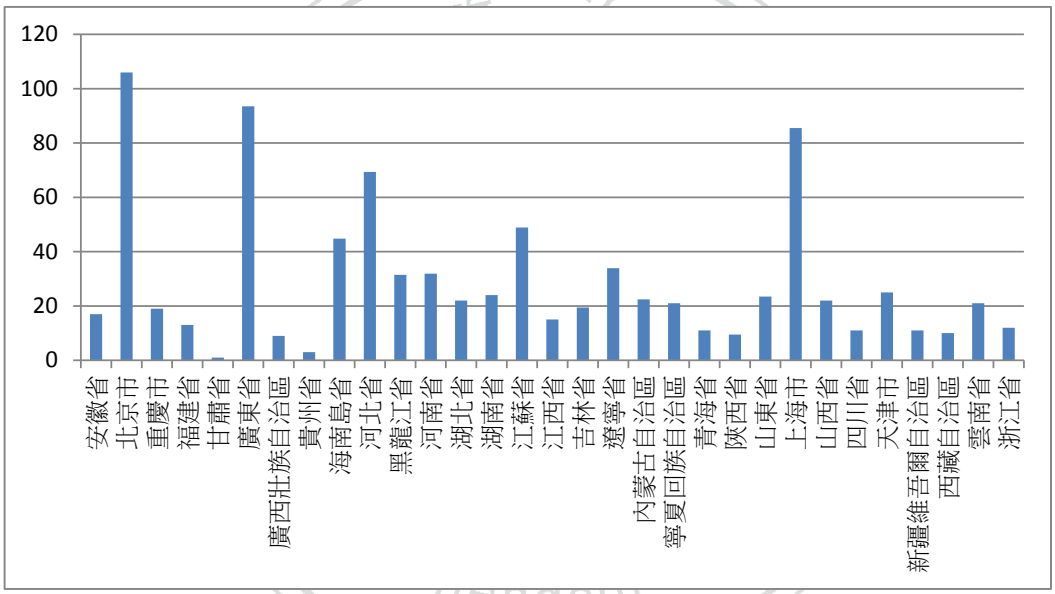


圖 10：1995 年各省市地區中央政治權力直方圖

資料來源：1995 年第十四屆中央委員會名單。

另外，由圖11可以看出，1995年至2013年間，分別為第十四屆中央委員會至第十八屆中央委員會之期間，其中東部沿海地區江蘇省、上海市及河北省、北京市、天津市、山東省之政治權力指數仍舊是高於全國各省其他區域。而自2005年以降，新疆、重慶等地區之政治權力開始攀升，其原因在於政治局中省級領導開始加入中共最高決策之核心單位，也就是中央政治局---重慶市委書記薄熙來即在2007年10月晉升為政治局委員，至於新疆政治權力的提升，其原因仍然係因其自治區委書記王樂泉，任職第十六及第十七屆之政治局委員。然雖有若干內陸省份之政治權力提高，

整體政治權力較高之區域，直至2013年，仍為首都區域河北、天津、北京及東部沿海一帶廣東省高於整體平均。

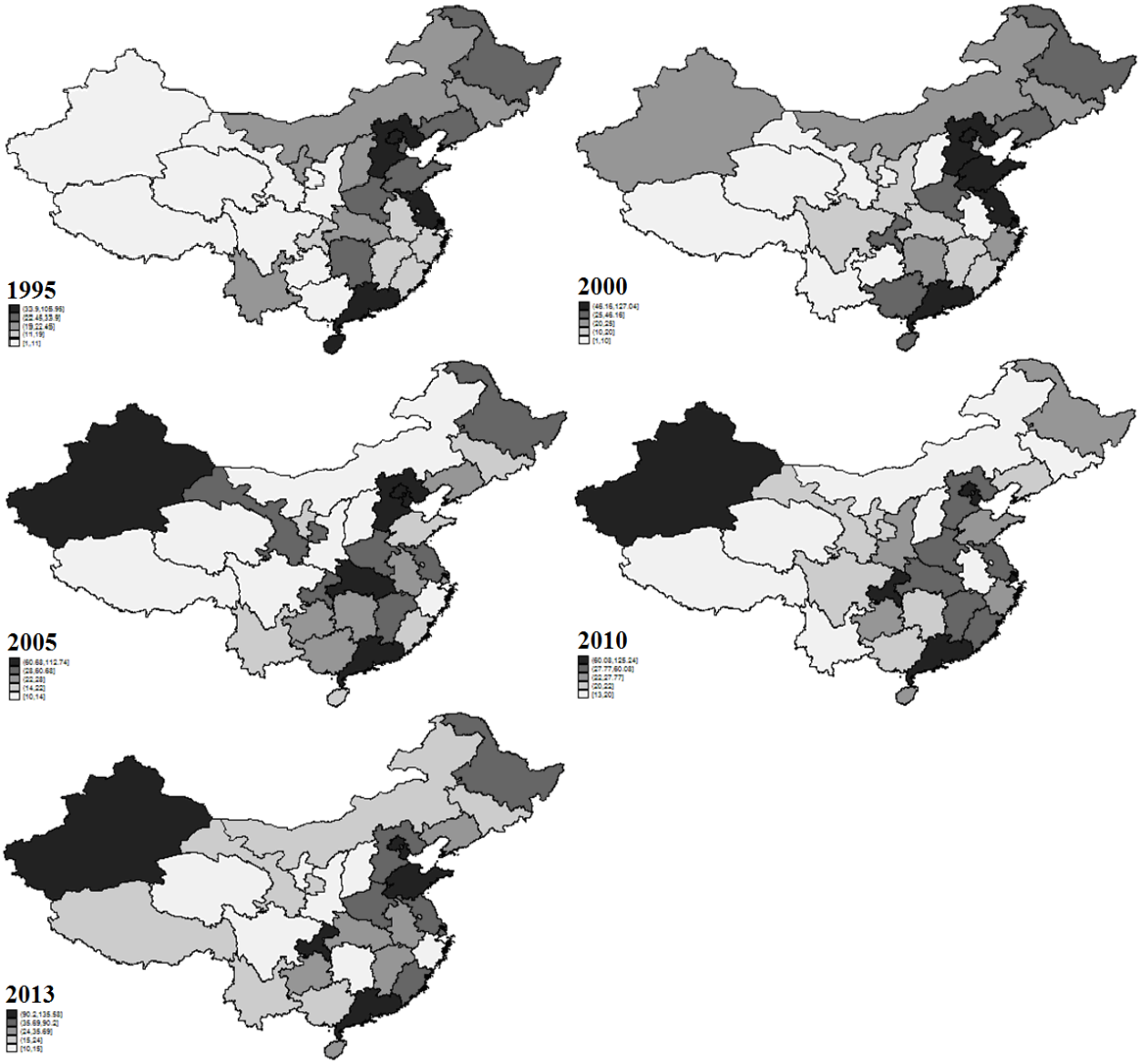


圖 11：中國大陸各省市地區政治權力指標分布圖

資料來源：中國各年度中央委員會名單。

第四章 研究方法

本研究的研究方法係試圖在考慮空間自我相關的情況下，探討中國地方政府在中央之政治權力以及各總體經濟與地區特質如何影響其中央對該省份之轉移支付。目的在於改善此議題目前實證研究模型的配適度，減少因遺漏變數造成的實證偏誤。事實上，在現有研究大陸各省市在中央之政治權力及轉移支付的決定因素的相關文獻中，幾無文獻考量各省財政赤字具有空間相依性。然依緒論中的地區資料顯示，被解釋變數之地區分布確實具有一定程度的群聚性。故本研究會先進行空間相依性的顯著檢定，檢驗被解釋變數是否具有空間相依性。若變數資料具有顯著的空間自我相關，則再透過其他的計量方法檢定來決定何種空間計量模型較適合本研究的資料使用，以期得到正確且嚴謹的實證估計結果。

第一節 假說建立

根據第二章文獻回顧之整理，關於地方在中央政治權力對該省分財政轉移支付之影響之研究，Wan et al.（2015）指出地區黨委書記變數，包含黨委替換、同時任職中央委員或政治局委員之變數與地區獲得之轉移支付具有顯著正向影響；吳鳳武（2013）亦指出政治力量確實對中央對地方轉移支付的省際分配具顯著正向影響，是為「代理人競爭資源掠奪效果」。

此外，亦有其他文獻有不同之結論，例如王紹光（2002）亦對1998年各省政治局席次、財政轉移支付及自治區因素進行實證研究，其結論認為財政轉移支付之分配邏輯隨政經局勢變化而異，但大致可分為平衡各省財政差異目的、政治穩定目的及分權目的。其迴歸分析結果顯示，自治區虛擬變數對財政轉移支付具有顯著正向影響，而政治局席次變數則不具顯著影響，故於1998年，中央主導之穩定自治區政治之目的凌駕地方或其他政策目的。

然而，過去文獻皆僅關注在省分之間之資源競爭，在政治權力指標計算並進行實證研究，及假定省份內之不同代理人會互相合作，為省分爭取經濟資源。這樣的

假設，忽略了省分代理人之間，因為自我利益的動機，會產生打壓異己的效果，進而可能使省分之整體利益受損。Hillman（2010）即認為在省市地區內部的競爭，是由派系鬥爭（faction）主導。而存在派系鬥爭的地方政治，隱含著政治人物個體之間的競爭與不合作的關係，除了省分的利益以外，地方政治人物更關心其政治生涯發展，自利的動機與打壓他人之動機或為等同強烈。

周黎安（2004）認為，中國政治人物的官位晉升為零和遊戲。他建立了一個地方官員政治晉升理論模型，認為一個官員的晉升會直接降低另一個官員的晉昇機會，可理解為一人所得為另一人所失，最後推導出，對於存在經濟與政治兩個競爭場域的地方官員，彼此合作空間非常狹小，而競爭空間非常巨大，最終導致惡性競爭。地方上在中央的政治權力之惡性競爭，導致前述文獻以在中央席次數計算之政治權力，不一定能對省分之財政資源與經濟有正向影響。並輔以Liou（2009）則以中國石化、中國石油及馬來西亞MMC石油公司，競爭蘇丹油田之個案分析釋例。在自利動機之前提下，理論上應該合作，同屬國有企業的中國石化公司與中國石油公司，因馬來西亞MMC聯合中國石化公司，在競購蘇丹油田上打敗了中國石油公司，將石油能源之經濟利益拱手讓給取得較多油田持份之馬來西亞。此案例刻畫出中國在區域競爭中，內部的個體具有不合作並相互競爭杯葛的情形，可能導致利益流向外部。產生了不合作、不團結之情形，導致「代理人競爭資源流失效果」的發生。

透過上述政策研究、文獻及政策制定背景之分述，可以得見關於地方在中央政治權力指標，對該省財政轉移支付之確切影響尚不能確定為正抑或是負影響，本文因此建立實證分析命題：在分稅制實施之下，「代理人競爭資源流失效果」與「代理人競爭資源掠奪效果」孰程度較大，以及哪些面向為主要考慮。

第二節 空間自我相關性的檢定

空間自相關（spatial autocorrelation）係指「鄰近地區對目標地物的交互作用」，因此空間自相關乃透過統計方法，進行相關程度之計算，並研究某空間單元與其他鄰近單元某特徵值之分布特性。

在許多探討研究對象整體分布狀況的文獻中，Moran（1950）所提出的空間相關指數Moran's I是最常用的全域型空間自相關分析法。觀Moran's I的基本計算原理，係源自統計學裡相關係數的共變異數（covariance）推算而來，本研究將以之作為空間相依檢定統計量。

Mobley, Frech and Anselin（2009）認為，Moran's I是一個相當可靠的統計量，可檢查任何空間相關（spatial correlation），或是空間異質性（spatial heterogeneity）。因此，若要考慮實証模型是否加入空間自我相關，或是以傳統的最小平方法來分析，通常都會先使用Moran's I先對資料進行空間自我相關的檢定。Moran's I之公式如下所示：

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{i,j}} \times \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{i,j}\left(y_i - \bar{y}\right)\left(y_j - \bar{y}\right)}{\sum_{i=1}^{n}\left(y_i - \bar{y}\right)^2} \qquad (8)$$

式（8）中，$y_{i,j}$ 表示空間單元 i,j 的變數，且 $i \neq j$，而 W 為空間權重矩陣。而在使用 Moran’s I 進行檢定前，須先界定空間相依之範圍，以及定義空間權重矩陣 W。下面分別詳細介紹之。

一、界定範圍

在進行空間相依檢定前必須先界定範圍，需要設定一個特定距離之場域，並假設特徵值，在本研究中為地區所獲得之轉移支付，在此場域中才會產生空間相依性。而為使結果不受空間尺度大小不同而有所差異，必須找到適當之範圍大小。

二、形成空間權重矩陣

邱永翔、陳思遐（2012）指出空間權重矩陣係空間計量研究的關鍵，也是地區鄰近效益的主要衡量方式。空間權重矩陣中鄰近定義的設定，常包括：（1）以邊界相鄰為基準（contiguity-based）；（2）設定一門檻距離為基準（distance-based），以下分別介紹。

（1）以邊界相鄰為基準

此基準下之空間權重矩陣為一個由 0 與 1 所組成的n階對稱矩陣，用來呈現各空間單位的相鄰情形。每個空間單位以分區界線或是國界作為是否相鄰的判定標準。5空間權重矩陣中，數值 0 表示兩個空間單位彼此不相鄰，數值 1 則表示兩個空間單位彼此相鄰，且假設$i=j$時，$W_{ii}=0$。因此，空間權重矩陣為一個對角線皆為 0 的對稱矩陣，其具體表示為：

$$W=\begin{pmatrix} 0 & w_{12} & \cdots & w_{1n} \\ w_{21} & 0 & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & \cdots & \cdots & 0 \end{pmatrix} \tag{9}$$

（2）以門檻距離為基準

此空間權重矩陣 W，是由一空間單位與其他空間單位的距離為判斷基準，透過訂定一適當距離門檻，彼此之距離超過此門檻則數值為 0，並意味不相鄰；反之則為 1，意味著兩單元相鄰。並透過列標準化使每一地區之交互作用權重相等，形成一對角線為 0，其餘數值非 0 的 n 階矩陣。表示方法同（9）式。

關於在進行 Moran’s I 檢定過程中，選定空間權重矩陣之生成方式，本文考慮距離矩陣對於各地物之中心位置之選定，沒有明確規範，對於研究之理論基礎與實證之進行有所疑慮，故使用相鄰矩陣進行 Moran’s I 空間自我相關檢定。由於 Moran's I 基本的意

5 相鄰的定義主要有三種，以規則狀的空間正方格單元為例，分別為（1）Rook's Case，即邊的相鄰，指兩個格子間的邊相互貼近者，因此鄰近空間為上、下、左、右方位。（2）Bishop's Case，即對角相鄰，指兩格子某一角與另一格子的某一角相鄰，因此鄰近空間為對角線方位。（3）Queen's Case，即正方格四交點相鄰，即以格子的四個交點為基礎，凡具邊緣相鄰宇對角相鄰情況者，皆為相鄰者。亦即正方格的鄰近八個區塊皆為其相鄰空間。而因這些交點有如西洋棋走的基礎點，故以女王 Queen 來命名。

義，是衡量各地區變數與其「鄰近地區」變數值大小的相關程度，故在衡量前必須先清楚定義何謂「鄰近地區」，以及「鄰近地區的影響」以何種模式存在。例如，與距離成正比或反比。而除了距離以外，是否還會受其他變數的影響。為了簡化問題，我們通常假定只與距離有關，與其他因素（例如方向性、絕對位置）無關。

透過 Moran's I 指數，本研究可以衡量地區與其鄰近地區間的相關程度。如果呈現的是正相關，則代表有空間上的聚集現象；若為負相關，則表示在空間上具有排斥現象。不同的鄰近定義所計算出來的 Moran's I 值大小會不同，而 Moran's I 可以進行檢定，其虛無假設 H0 為：沒有空間相關，即殘差項為白噪音（white noise）。若檢定結果為拒絕虛無假設，表示資料的分布具有空間相關性。一般來說，Moran's I 漸近於標準常態分配，Moran's I 的值會介於-1 至 1 之間，其值越大代表空間分布的相關性越強；值越小則代表空間分布的相關性不強。若值大於 0 則表示，資料空間分布的相關性為正，亦即該地區的被觀察值越高者，鄰近地區的被觀察值也會越高，代表被觀察值有聚集分布的現象；若值小於 0 則表示，資料有空間分布的相關性為負，亦即該地區的被觀察值越高者，鄰近地區的被觀察值越低；若值等於 0，則代表資料與空間分布沒有明顯的相關性，在分布上為隨機或不規則的狀態。

透過計算出 Moran’s I 後，可進而透過數值繪製得到 Moran 散布圖（Moran scatter plot），其屬於地域型空間相依分析研究方法（Local Indicators of Spatial Association, LISA），使讀者易於瞭解某觀察值與鄰近地區觀察值之間的關係，Anselin（1995）將樣本與鄰近樣本的地域行空間交互作用分為四個象限，以表 5 呈現之。

另外，由圖12可以更明顯看出轉移支付政策在此近二十年來之分布。西部地區一直是轉移支付的主要目標地區。1995年第十四屆中央委員會時期，東部沿海各省（廣東省、江蘇省、浙江省、上海市、遼寧省）仍獲取一定數量的轉移支付，江蘇省所獲轉移支付尚居全國前四，此種分布模式持續直至2000年，轉由，也就是第十五屆中央委員會時期，至2005年，華南地區雲南省、華北地區開始獲取較多轉移支付，此際東部沿海所獲得轉移支付已漸減少，至2010年開始中南、西北、西南地區開始獲得各省中最多的轉移支付，東南沿海所獲之轉移支付趨向敬陪末座。

表5：Moran’s I 散布圖之定義

LISA	類型	象限	空間相關	聚集現象
H-H	高高	第一	空間正相關	高額轉移支付被高額轉移支付圍繞
L-H	低高	第二	空間負相關	小額轉移支付被高額轉移支付圍繞
L-L-	低低	第三	空間正相關	小額轉移支付被小額轉移支付圍繞
H-L	高低	第四	空間負相關	高額轉移支付被小額轉移支付圍繞

資料來源：根據本文前述內容整理。

透過圖12資料所顯示，中國大陸財政轉移支付之分配模式，歷經了不同時期產生變化，並且具有區域同質性，係「片狀」的分佈，趨勢則是東南各省透過轉移支付所獲之財政利益逐漸衰微，取而代之的則是的西北、西南、中南地區。在初步觀察出，人均轉移支付具有空間同質性的現象以後，仍須再由空間計量模型之實證研究步驟，來進一步確認空間相依性的存在，並進行實證分析。

國立政治大學 National Chengchi University

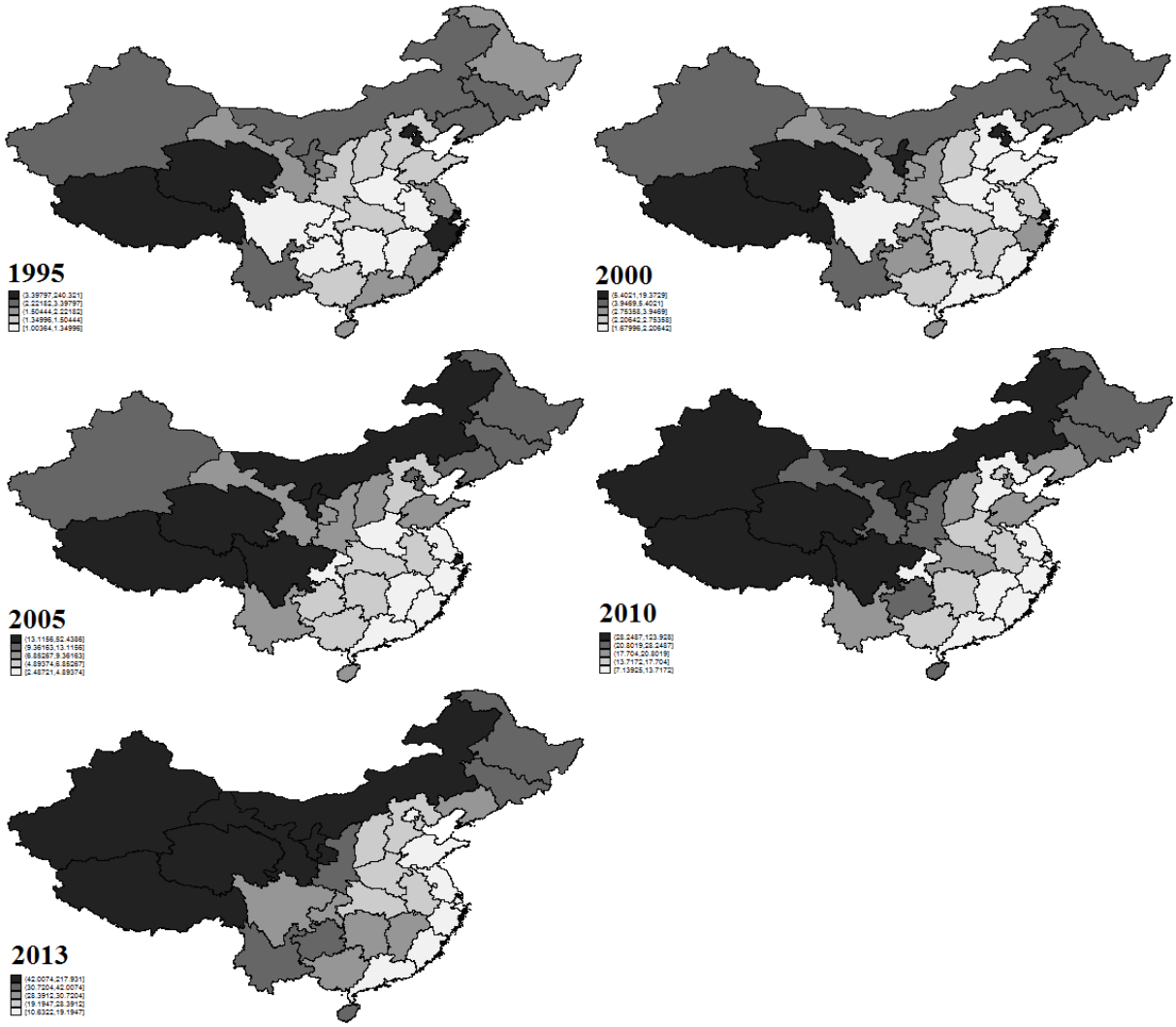


圖 12：中國大陸各省市地區人均財政轉移支付分布

資料來源:1996、2001、2006、2011、2014 年《中國統計年鑑》。

Chengchi Univ

第三節 空間計量模型之設定

常見的空間計量模型共分為三種：空間落遲模型（spatial lag model，SLM）、空間誤差模型（spatial error model，SEM）、以及空間杜賓模型（spatial durbin model，SDM）。其中，空間杜賓模型是延伸空間落遲模型的想法，即在迴歸模型中包含了被解釋變數的空間落遲項和解釋變數的空間落遲項。根據Elhorst（2012）對上述三種空間計量模型介紹分別如下:

一、空間落遲模型或稱空間自我迴歸模型的設定

艾兆蕾（2005）指出空間落遲模型或稱空間自我迴歸模型（Spatial Autoregressive Model，SAR）常用於「一地區的某活動同時影響鄰近地區某活動，也受鄰近地區某活動的影響」。此為由相關經濟變數來補捉，且通常只考慮被解釋變數的空間落遲效果。空間落遲模型的設定如下式 10：

$$y_{i,t} = \delta \sum_{j=1}^{n} w_{i,j} y_{j,t} + \alpha + x_{i,t}\beta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \qquad (10)$$

其中，$W_{i,j}$ 為空間加權矩陣，$W_{i,j}\ Y_{j,t}$ 為代表其他鄰近地區被解釋變數對自身被解釋變數之交叉效果。δ 表示空間自我相關係數，μ_i 表特定的空間效果，λ_t 表特定的時間效果。

二、空間誤差模型（Spatial Error Model）

郭迺鋒、王信安、梁益誠（2009）指出，空間誤差模型改善因空間自我相關的現象存在，使原來的模型產生誤差之情形。空間相關依性存在於誤差項時，此時殘差項將不再是白噪音（white noise），而是具有空間自我相關。空間誤差模型的設定如下式（11）：

$$y_{i,t} = \alpha + x_{i,t}\beta + \mu_i + \lambda_t + \phi_{i,t}' \quad \phi_{i,t} = \rho \sum_{j=1}^{N} w_{i,j}\phi_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad (11)$$

式（11）中，ρ 表示空間誤差係數。當空間誤差係數顯著不為零時，表示模型誤差存在空間相依。此時誤差項不再是白噪音，而是呈現具有空間自我相關。

三、空間杜賓模型（Spatial Durbin Model）

空間杜賓模型是由 LeSage and Pace（2009）所提出，此模型由空間落遲模型延伸而來，同時包含被解釋變數的空間相依性和解釋變數之空間相依性。相較於空間落遲模型與空間誤差模型，此一實証模型可以解決前述兩個模型可能產生的忽略變數（omitted variables）與空間異質性（spatial heterogeneity）的問題，從而得到更好的模型估計結果。空間杜賓模型的設定如下式 12：

$$y_{i,t} = \delta \sum_{j=1}^{n} w_{i,j} y_{j,t} + \alpha + x_{i,t}\beta + \sum_{j=1}^{n} w_{i,j} x_{i,j,t}\theta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \qquad (12)$$

與空間落遲模型不同的地方是，空間杜賓模型為多加了一個 $\sum_{j=1}^{n} w_{i,j} x_{i,j,t}\theta$ ，代表一地區的被解釋變數會受相鄰區域之被解釋變數的影響。其中，δ與θ為空間自我相關係數。

四、模型檢定

在空間計量模型的選擇上，根據Elhorst（2012）指出，使否需要使用空間杜賓模型，可以使用虛無假設 $\mathrm{H}_0 : \theta = 0$ 和 $\mathrm{H}_0 : \rho\beta + \theta = 0$ 來檢定。倘若 $\mathrm{H}_0 : \theta = 0$ 與 $\mathrm{H}_0 : \rho\beta + \theta = 0$ 皆被拒絕，則使用空間杜賓模型。假如第一個虛無假設被拒絕，則使用空間落遲模型；假如第二的虛無假設被拒絕，則使用空間誤差模型。

在選定空間計量模型之後，接著使用由 Hausman（1978）所提出的Hausman檢定進行實証模型是否為固定效果模型（fixed-effect model）或為隨機效果模型（random-effect model）的檢定。其檢定方式如下：其中虛無假設為 $\mathrm{H}_0 : (\mu_i, \mathrm{X}_t, t) = 0$ ，（即 μ_i 與解釋變數間不具相關性，則使用隨機效果模型）；以及對立假設 $\mathrm{H}_1 : (\mu_i, \mathrm{X}_t, t) \neq 0$ ，（即 μ_i 與解釋變數間具相關性，則使用固定效果模型）。由於此兩種模型主要的差異在於隨機效果模型中的 μ_i 與解釋變數是否具有關聯性。若有關聯性，則固定效果模型估計之將具有效性和一致性，而隨機效果模型估計之將只具有效性，但不具一致性，故採取固定效果模型；若無關聯性，則隨機效果模型估計之將具有效性和一致性，而固定效果模型估計

之將只具有一致性，但不具有效性，故採取隨機效果模型。研究方法之架構以下圖13表示之。

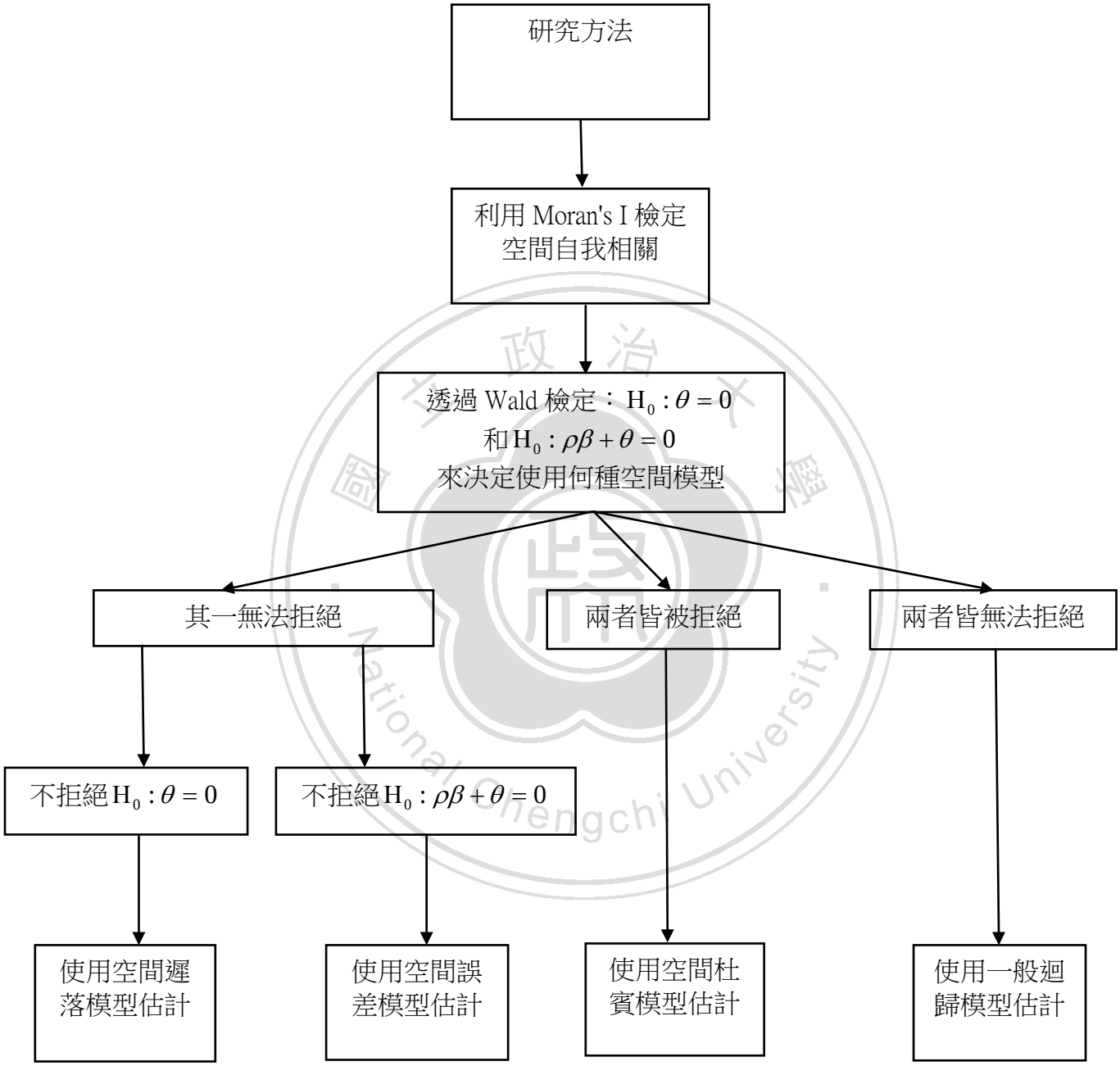


圖 13：研究方法流程圖

第四節 實證模型設定

本研究係在考慮空間自我相關的情況下，探討中國大陸地方政府在中央之政治權力以及各總體經濟與地區特質是否影響對該省份之轉移支付。被解釋變數為各省市地區人均中央對地方轉移支付數。資料期間 1995 年度 至 2013 年，全中國31個省份，共 589 筆樣本的追蹤資料（panel data）進行實證研究分析。被解釋變數為各省以1995年物價指數平減後之人均轉移支付收入對數（ln*ATP*）；解釋變數分別為各省政治權力指標變數（*CCPB*）、各省以1995年物價指數平減後人均生產毛額對數（ln*GPP*）、各省財政赤字率（*DEFICR*）、各省農村人口佔人口數比率（*SRR*）、各省扶養比（*BURD*）、民族自治區少數民族人口比率（*ETHNOPOP*）。研究資料來自《中國統計年鑑》及中華人民共和國財政部所公布資料。模型如（13）示。其中，下標 i 和 j 皆代表中國大陸 31 個省市地區，i=1,…,31，j=1,…,31，且$i \neq j$，而 t 代表時間t = 1,…,19，$\varepsilon_{i,t}$ 為殘差項，α 為截距項，μ_i 表示第 i 個省市地區的個別特質效果，λ_t 則表示第t年的時間特質效果。

$$
\begin{aligned}
\ln ATP_{i,t} = {} & \alpha + \rho \sum_{j=1}^{n} w_{i,j} \ln ATP_{j,t} + \beta_1 CCPB_{i,t} + \beta_2 \ln GPP_{i,t} + \beta_3 DEFICR_{i,t} \\
& + \beta_4 SRR_{i,t} + \beta_5 BURD_{i,t} + \beta_7 ETHNOPOP_{i,t} \\
& + \sum_{j=1}^{n} \theta_1 w_{i,j} CCPB_{j,t} + \sum_{j=1}^{n} \theta_2 w_{i,j} \ln GPP_{j,t} + \sum_{j=1}^{n} \theta_3 w_{i,j} DEFICR_{j,t} \\
& + \sum_{j=1}^{n} \theta_4 w_{i,j} SRR_{j,t} + \sum_{j=1}^{n} \theta_5 w_{i,j} BURD_{j,t} + \sum_{j=1}^{n} \theta_7 w_{i,j} ETHNOPOP_{j,t} \\
& + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned}
\qquad (13)
$$

第五節 變數與資料來源

本節延續第四節建立之實證模型，在此節深入介紹其中各變數之定義與預測方向，並說明其數據之資料來源，一併彙整於表，並各變數基本敘述統計量分述於表6。

一、被解釋變數---各省人均財政轉移支付對數（ln*ATP*）

如第二章文獻回顧所述，過去相關文獻多使用人均轉移支付作為被解釋變數。曾軍平（2000）建立之OLS 實證模型，係以1994年至1997年各省人均財政轉移支付為被解釋變數，Shih and Zhang（2007）所建立之地區固定效果及非固定效果之GLS模型，亦以1995年與2000年之人均轉移支付對數作為被解釋變數，本文即採物價指數平減後之人均轉移支付數對數為被解釋變數。

二、解釋變數

1. **地方政府在中央政治權力指標（*CCPB*）**：本研究考量所需，採用徐斯勤（2007）所採用之指標，計算方式如第二章所述。其預期影響透過文獻整理、於本章假說敘明，須視「代理人競爭資源流失效果」與「代理人競爭資源掠奪效果」孰程度較大，故尚不能確定。

2. **人均省內生產毛額對數（ln*GPP*）**：各省市人均實質生產毛額，代表一個地區的經濟規模，單位為人民幣。Shih and Zhang（2007）所建立之固定地區效果及非固定效果之GLS及2SLS模型，指出人均所得與人均轉移支付呈現顯著正相關，意即所得越高所獲中央轉移支付越多，違反平衡地區發展政策目標。曾軍平（2000）建立之OLS實證模型，亦得出人均所得與人均轉移支付具有顯著正相關，故此變數預期影響為正，資料來源為各年度編印《中國統計年鑑》。

3. **財政赤字率（*DEFICR*）**：如何衡量財政赤字的規模，一般有兩個指標加以衡量:「赤字依存度」,及財政赤字佔財政支出的比例，另一指標財政赤字佔財政收入的比率，利用這種方式可以求出地區在當年以赤字支出的方式，動用多少資源，這能夠說明財政

和經濟的關係，地方居民經濟承受財政赤字的能力。本模型中的財政收入為一般預算收入，包含稅課收入及非稅課收入，而財政支出為一般預算支出。本研究使用財政赤字占財政收入比率之計算方式，以下式表示之：

$$DEFICR = \frac{REV_{i,t} - EXP_{i,t}}{REV_{i,t}} \qquad (14)$$

其中，$REV_{i,t}$ 為第 t 年時，i 省份之歲入，$EXP_{i,t}$ 則為為第 t 年時，i 省份之歲出。Shih and Zhang（2007）及曾軍平（2000）建立之實證模型，皆得出財政赤字與人均轉移支付具顯著正相關，顯示地方政府透過赤字預算取得更多中央補助款，故此變數預期影響為正。

4. 農村人口佔人口數比例（*SR*）：農村在已開發國家或開發中國家之產值逐漸衰弱，政府常需要透過財政支出來補貼、救濟或收購農產來補償從事農業之人口，Matinez et al.（2006） 及 Huang and Chen（2012）文中加入此變數，對於轉移支付之效果預期為正。

5. 扶養比（*BURD*）：由專項轉移支付之主要政策目的，為達成中央整體政策目標或為地方政府無法有效率提供之公共財而設置，專款用於農業、教育、衛生、文化、社會保障等方面，故扶養比較高之省分，政府有較大執行社會福利政策之壓力，則可能在專項轉移支付之爭取上有較高的動機。此處扶養比之計算方式以下式表：

$$BURD_{i,t} = \frac{\text{該省分於}t\text{年時年齡小於14歲及大於64歲之人口數}}{\text{該省分}t\text{年之人口總數}} \qquad (15)$$

6. 民族自治區少數民族人口比例（*ETHNOPOP*）：計算方式民族自治地區支少數民族人口數除以省市地區人口數，若非為民族自治區則數值為 0。人口是社會構成及社會經濟活動主體。而民族自治區由於發展較都會區緩慢，為中央政府龐大財政負擔，中央轉移支付之目的，也原為消除較貧窮之省份如民族區與都會區之差異，故本項預期影響為正。

表 6：各變數基本敘述統計量

變數	名稱	單位	平均值	標準差	最小值	最大值
ATP	人均轉移支付	萬人民幣	14.688	23.13681	0.929	240.321
CCPB	地方在中央政治權力指標	分	36.649	33.58	0	135.58
GPP	人均生產毛額	元人民幣	13667.19	11802.51	1748.16	61936
DEFR	財政赤字率	%	47.702	19.592	2.511	94.697
BURD	扶養比	%	38.664	9.735	12.19	67.44
SRR	農村人口比率	%	0.576	0.168	0.104	0.865
ETHNOPOP	少數民族人口比率	%	0.318	0.2835	0	0.9745

資料來源：《中國統計年鑑》、《中國財政年鑑》（1996~2014）。

國立政治大學 National Chengchi University

第五章 實證結果與模型檢定

本研究係在考慮空間自我相關的情況下，探討中國大陸地方政府在中央之政治權力以及各總體經濟與地區特質是否影響對該省份之轉移支付。其中，被解釋變數為各省市政府人均中央對地方轉移支付數。使用資料期間自1995年至2013年，全中國31個省份，共589筆樣本的追蹤資料（panel data）進行實證研究分析。本章節敘明空間計量實證模型之迴歸分析結果及模型建立之相關檢定。

第一節 空間相依性之檢定結果

並非所有資料都可以用於空間自我相關模型，在使用空間計量模型之前，必須先檢定資料是否具有空間自我相依性。典型的檢驗方式係透過計算空間相關統計量Moran’s I，本文利用 STATA計量經濟軟體計算1995年至2013年中國大陸各省財政轉移支付之各年Moran’s I，並彙整結果於表7。

於表7中第二欄位之 I 值表示 Moran’s I 之值，E（I）則為在虛無假設：無空間自我相關下，Moran’s I 之期望值。公式列於下，SD（I）則為 Moran’s I 的標準差。

$$E(I) = -\frac{1}{n-1} \qquad (16)$$

若 Moran’s I 值比E（I）大，那麼被解釋變數之整體分布可視為具有政空間自我相關；反之 Moran’s I 比E（I）小，則被解釋變數之整體分布可被視為具有負空間自我相關性。

由下表7可以發現19個年度的Moran’s I皆為正數，其中1997年不顯著、1996年在10%之顯著水準下具顯著空間自我正相關以外，其餘各省轉移支付皆在 1% 之顯著水準下具有顯著空間自我相關，且由於Moran’s I 值皆比E（I）大，整體分布可視為具有正向空間自我相關。此數據可解釋為若一個省市地區之財政轉移支付較高，其鄰近省市地區的財政轉移支付也會相對較高。見下圖14之Moran’s I散佈圖（Moran’s I Scatter plot）。

表 7：各年度財政轉移支付 Moran's I

年度	*I*	E（*I*）	SD（*I*）	*z*	*p*-value
1995	0.280	-0.033	0.115	2.712	0.003***
1996	0.168	-0.033	0.095	2.109	0.017**
1997	0.083	-0.033	0.115	1.011	0.156
1998	0.235	-0.033	0.115	2.341	0.01***
1999	0.252	-0.033	0.115	2.487	0.006***
2000	0.317	-0.033	0.115	3.037	0.001***
2001	0.385	-0.033	0.115	3.631	<0.001***
2002	0.283	-0.033	0.112	2.81	0.002***
2003	0.332	-0.033	0.112	3.246	0.001***
2004	0.362	-0.033	0.114	3.468	<0.001***
2005	0.444	-0.033	0.114	4.177	<0.001***
2006	0.422	-0.033	0.112	4.059	<0.001***
2007	0.44	-0.033	0.111	4.248	<0.001***
2008	0.521	-0.033	0.112	4.954	<0.001***
2009	0.532	-0.033	0.111	5.098	<0.001***
2010	0.547	-0.033	0.115	5.063	<0.001***
2011	0.531	-0.033	0.112	5.03	<0.001***
2012	0.549	-0.033	0.113	5.175	<0.001***
2013	0.569	-0.033	0.112	5.357	<0.001***

註：*、**、***分別代表在α=0.1、0.05、0.01下拒絕無空間自我相關之虛無假設。

為了克服Moran's I相關係數僅能顯示財政轉移支付在整體中分布之值，而忽略隱藏於此現象中之各地區變化之限制，本文除上表之Moran's I數值分析以外，加入局部空間自我相關分析。局部相關分析將區域數據放入數據庫中，補足全域空間自我相關未能捕捉到之現象。Sokal et al.（1998）認為，局部空間自相關能表現出一個或多個表現出空間隨機性顯著偏差的局部區域，各局部區域之統計數據有助確定為空間群聚的總體格局。局部統計檢測所顯示之周遭個別顯著區位的空間群聚，一般而言被稱為熱點（hotspot）。

由下圖14可以觀察中國大陸31個省市地區財政轉移支付之空間自我相關分布，圖中橫軸為該年度財政轉移支付，縱軸為空間落遲的財政轉移支付，透過經由原點的趨勢線可觀察所有省份與鄰近省份之間財政轉移支付之空間關係。

自圖14中之分布以及第三章之LISA分析表可以見得，幾乎所有省市地區於1995至2013年皆分布於第一、第三象限，表示獲得較多轉移支付之省分，被同樣獲得較多轉移支付的省分圍繞；較少財政轉移支付之省分，被同樣獲得較少財政轉移支付之省分圍繞之現象，具正向空間相依顯著。整體而言，中國大陸各省市財政轉移支付之Moran’s I，隨時間望原點靠攏，呈現財政轉移支付隨時間推移，空間群聚特性更加顯著。

國立政治大學
National Chengchi University

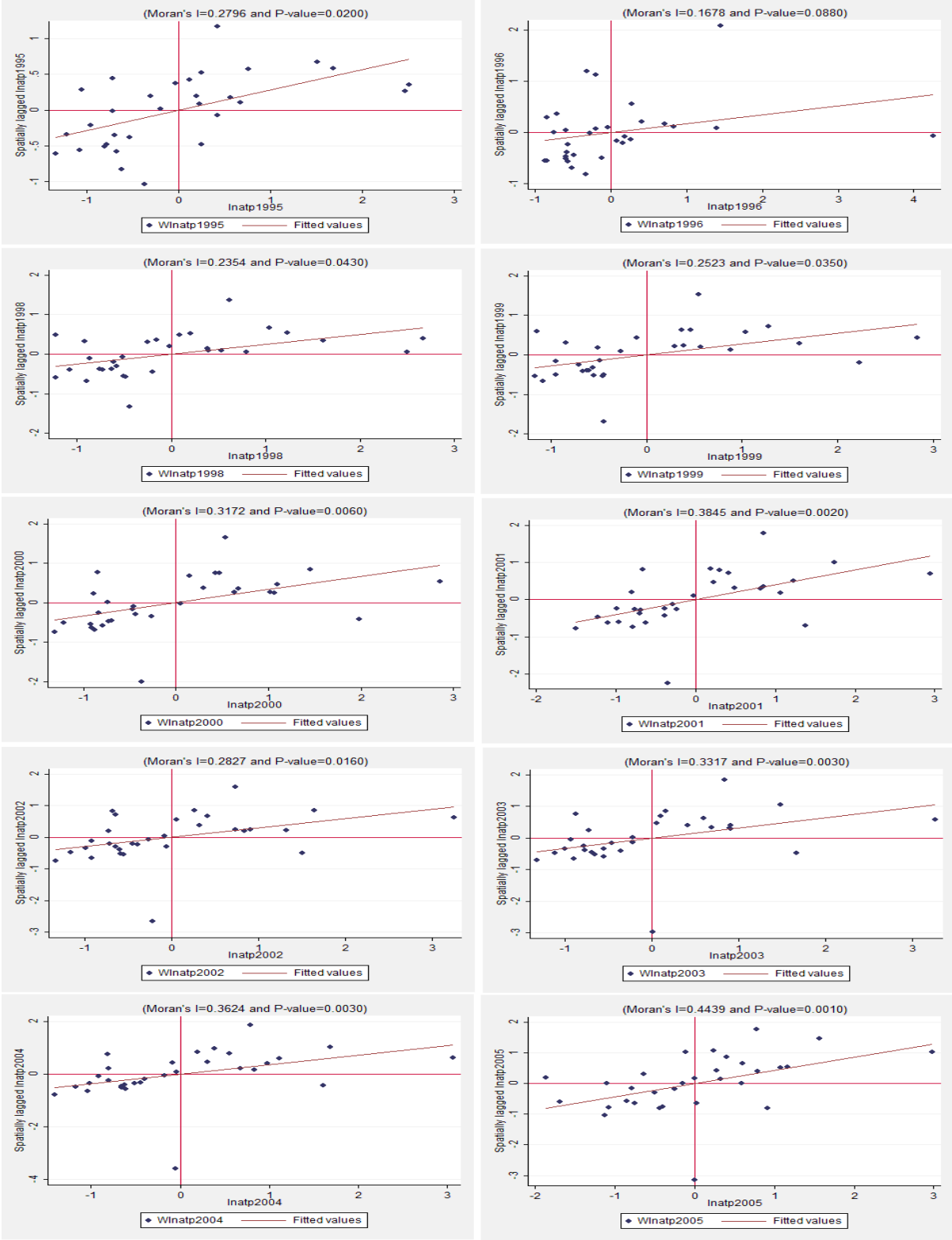


圖14：各年度財政轉移支付Moran’s I 散佈圖

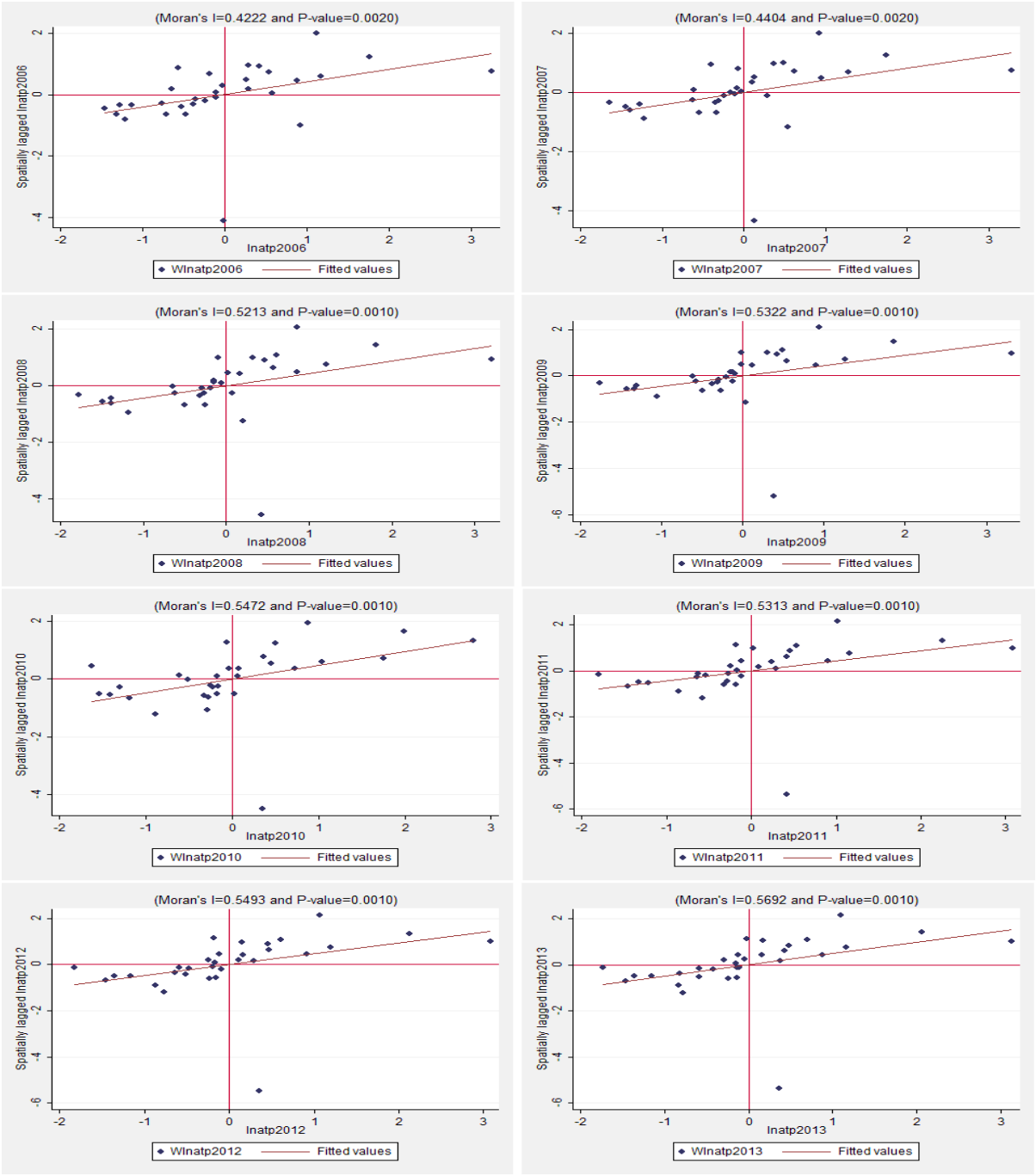


圖 14：各年度財政轉移支付 Moran’s I 散佈圖（續）

第二節 實證計量模型之估計結果

本文之研究方法係實證迴歸模型分析，分析之第一部份，列出各變數基本統計量於表8，再以追蹤資料迴歸模型分析，爾後再以空間計量模型分析，並比較其與追蹤資料迴歸模型分析結果之差異。

首先，從隨機效果追蹤資料模型之分析中可見，地方在中央政治權力指數對人均轉移支付在1%顯著水準下，具有顯著負向影響；人均生產毛額對數、財政赤字率、民族自治區少數民族人口比率及皆顯示在1%顯著水準下，對人均轉移支付具有顯著正向影響，扶養比、農村人口佔人口數比則不具顯著影響。調整後R^2為0.8515。

接著透過雙因子固定效果追蹤資料迴歸模型分析後可以見得，地方在中央政治權力指數對人均轉移支付在5%顯著水準下，具有顯著負向影響；人均生產毛額對數、財政赤字率、民族自治區少數民族人口比率、農村人口佔人口數比皆顯示在1%顯著水準下，對人均轉移支付具有顯著正向影響，扶養比則在5%顯著水準下，對轉移支付具有正向顯著影響。調整後R^2為0.7836。

最後，以Hausman檢定決定應使用固定效果抑或是隨機效果模型，由下表8可以見得，Hausman檢定結果顯示於1%的顯著水準下拒絕虛無假設，又LM Test顯示於1%的顯著水準下亦拒絕虛無假設，因此應採用雙因子固定效果模型進行分析，並將實證模型分析之結果，列於下表8。

表8：隨機效果與雙因子固定效果迴歸分析模型

解釋變數	雙因子固定效果 係數/（標準誤）	隨機效果 係數/（標準誤）
CCPB	-0.001** (0.001)	-0.002 *** (0.001)
ln*GPP*	0.915*** (0.114)	1.384 *** (0.038)
DEFICR	2.064*** (0.191)	2.751 *** (0.157)
BURD	0.008** (0.004)	0.001 (0.002)
SRR	1.338*** (0.316)	0.361 (0.253)
ETHNOPOP	0.010*** (0.003)	0.008 *** (0.002)
截距項	-8.05 (11.77)	-12.407 (0.469))
Adjusted R^2	0.7836	0.8515
Hausman	23.45***	
LM Test	3.57***	

國立政治大學 National Chengchi University

接著採用空間計量模型進行實證迴歸分析，而空間計量迴歸分析之第一步，仍需決定模型應使用隨機效果抑或是單、雙因子固定效果模型。檢定方式為先假定採取空間杜賓模型，採用Hausman（1975）中的Hausman檢定進行驗證是否使用隨機效果模型抑或是固定效果模型。決定使用隨機或固定效果模型以後，再利用Elhorst（2010）提出之Wald檢定來驗證使用何種空間計量模型，即應使用前章節介紹之空間杜賓模型，空間落遲模型抑或是空間誤差模型。Wald檢定之進行流程，係先建立兩虛無假設$H_0:\theta=0$和$H_0:\rho\beta+\theta=0$來檢定。倘若$H_0:\theta=0$與$H_0:\rho\beta+\theta=0$皆被拒絕，則使用空間杜賓模型。假如第一個虛無假設被拒絕，則使用空間落遲模型；假如第二的虛無假設被拒絕，則使用空間誤差模型；兩虛無假設皆無法被拒絕，則使用一般追蹤資料模型。本研究上述檢定之結果，匯整於下表9與表10：

由下表9與表10可以見得，Hausman檢定統計量為19.66，於10%的顯著水準下無法拒絕隨機效果優於固定效果之虛無假設，因此應該採用隨機效果模型。接續下之Wald Test Spatial Lag 值為40.27，（p<0.001），顯著拒絕$H_0:\theta=0$，即以空間杜賓模型與空間落遲模型相比，使用杜賓模型優於空間落遲模型；Wald spatial error 值為46.85（p<0.001），拒絕$H_0:\rho\beta+\theta=0$，即以空間杜賓模型與空間誤差模型相比，採用空間杜賓模型優於空間誤差模型，故統整上述檢定結果，本研究應使用隨機效果空間杜賓模型之實證結果。

國立政治大學 National Chengchi University

表9　：隨機效果空間杜賓模型實證結果

解釋變數	β係數（標準誤）	θ係數（標準誤）	直接效果（標準誤）	間接效果（標準誤）	總效果（標準誤）
CCPB	-0.002*** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.004** (0.002)
lnGPP	0.971*** (0.094)	0.106 (0.106)	0.984*** (0.102)	0.233*** (0.087)	1.218*** (0.039)
DEFICR	2.204*** (0.180)	0.477 (0.335)	2.236*** (0.193)	0.768** (0.311)	3.004*** (0.328)
BURD	0.002 (0.003)	0.002 (0.004)	0.002 (0.003)	0.002 (0.004)	0.005** (0.002)
SR	171.57*** (52.764)	-2.018* (1.070)	178.925*** (50.030)	22.244** (12.410)	201.17*** (56.059)
ETHNOPOP	0.004** (0.002)	0.007** (0.003)	0.005** (0.002)	0.008** (0.004)	0.013*** (0.004)
截距項	-179.093* (52.105)				
Spatial rho			0.126** (0.053)		
Sigma e			0.09** (0.005)		
Hausman			19.66		
Wald 落遲			40.27***		
Wald 誤差			46.85***		
Adjusted R^2			0.8766		

國立政治大學 National Chengchi University

表10：雙因子效果空間杜賓模型實證結果

解釋變數	β係數（標準誤）	θ係數（標準誤）	直接效果（標準誤）	間接效果（標準誤）	總效果（標準誤）
CCPB	-0.001** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001*** (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)
lnGPP	0.725*** (0.128)	-0.44*** (0.135)	0.734*** (0.140)	-0.427*** (0.126)	0.308** (0.172)
DEFICR	1.77*** (0.181)	1.152*** (0.412)	1.784*** (0.194)	1.069*** (0.378)	2.853*** (0.444)
BURD	0.005 (0.003)	0.006 (0.006)	0.005 (0.003)	0.006 (0.006)	0.011** (0.006)
SR	193.43*** (57.678)	501.5*** (122.677)	202.537*** (54.766)	498.48*** (126.035)	701.02*** (146.251)
ETHNOPOP	0.007** (0.003)	0.017** (0.008)	0.007** (0.003)	0.015** (0.008)	0.022*** (0.009)
Spatial rho			0.007 (0.062)		
Sigma e			0.074*** (0.004)		
Hausman			19.66		
Wald 落遲			40.27***		
Wald 誤差			46.85***		
Adjusted R^2			0.0012		

國立政治大學 National Chengchi University

一、追蹤資料迴歸分析模型與空間計量模型分析結果之比較

首先，於表9可以得見，空間自我相關之係數Spatial rho在5%之顯著水準下為顯著空間正向影響，足證空間計量模型捕捉到雙因子追蹤資料模型所未捕捉到的空間影響因子。

於追蹤資料迴歸分析模型中，對財政轉移支付具有顯著影響之變數，有地方在中央政治權力指標、省市地區人均生產毛額對數、財政赤字率、扶養比、農村人口佔比及少數民族人口佔比。在而空間計量模型中，除上述變數亦具有顯著影響以外，政治權力變數對人均轉移支付影響程度提高，由雙因子固定效果追蹤資料模型的-0.001，至增加至隨機效果空間杜賓模型的-0.004。此外，空間計量模型之調整後 R^2 自傳統模型之 0.7836 提高至 0.8766，綜合以上所述，若使用空間杜賓模型進行迴歸分析，將提昇實證模型解釋度，考慮到空間自我相關效果，解決缺漏變數偏誤（Omitted Variable Bias）之問題。

二、空間因素對財政轉移支付之影響

由上述之分析結果可以見得，對 1995年至2013年之各省轉移支付來說，實證模型之空間自相關係數ρ在5%之顯著水準下，顯示各省的財政轉移支付之間確實存在顯著之空間相關性，即代表某省市地區之財政轉移支付，會與鄰近省市地區之財政轉移支付互相影響。當空間係數為正，表當鄰近省分之財政轉移支付較高時，某一省分之財政轉移支付同樣會較高；鄰近省分之財政轉移支付較低時，某一省分之財政轉移支付同樣會較低。實證分析之結果顯示出，空間自我相關係數為-0.126，其意義為，某一省市地區之鄰近地區，透過空間權重矩陣加權後之轉移支付增加或減少1個百分點，則該省市地區之轉移支付將增加或減少0.126個百分點，此數據說明中國大陸中央政府所分配予各地之轉移支付採取之方式，具有區域同質化的現象。此迴歸分析結果與檢測空間自我相關的Moran's I檢定所得之各省財政轉移支付之間具有空間正相關之結果相吻合，意味著當只考慮財政轉移支付之空間相依而不考慮其他變數時，與同時考慮其他解釋變數之空間相依性時，皆分析出中央政府分配財政轉移支付採取區域同質之結果。\

而從分析結果指出，各省市地區獲得之財政轉移支付，是與鄰近省市地區正向相關變動，表示各省市地區或分配之財政轉移支付具有區域同質化之現象。過去雖無文獻指

出此現象，然有王紹光（2002）1998年的數據分析指出，少數民族分布之地區，獲得較多轉移支付，也顯示出特定區域具有相近數量之轉移支付之現象；吳鳳武（2015）亦指出中國大陸各省轉移支付受到人均所得之影響，又中國大陸之所得可自前章數據看出具有東、中、西之空間分布，亦能自此結果引申財政轉移支付之空間分布性，而本文之迴歸分析結果將可以更直接檢視出中國大陸財政轉移支付制度之地區分布之政策效果。

造成此現象之可能原因在於，中國大陸幅員遼闊，地形上之差異導致各區域長久以來之發展具有差異性，而區域間又因地形、氣候'、民族、文化等原因，具有一定程度的同質性，相類似的經濟發展程度與經濟樣態，導致所需要提供之公共財種類與數量皆有可能雷同。

三、空間計量模型解釋變數對財政轉移支付之影響

從表9的迴歸分析估計結果可以看出，對1995年至2013年中國大陸31個省市地區，所獲得之財政轉移支付來說，省市地區人均所得、財政赤字率與民族自治區虛擬變數，對各省財政轉移支付在空間杜賓模型下，其總效果皆有顯著正向影響。至於地方在中央政治權力指標，在空間杜賓模型下之總效果下具有顯著負向影響。以下分述各變數之迴歸分析結果：

（一）各省市地區在中央政治權力指標

各省市地區在中央政治權力指標，不論在雙因子固定效果模型、隨機效果模型或隨機效果空間杜賓模型，其總效果皆在顯著水準5%下呈現顯著負向影響，顯示出地方在中央政治權力指標之實證分析相當穩健。此結果與吳鳳武（2013）、Wan et al.（2015）所指出之顯著正向影響及王紹光（2002）所分析出之不顯著關係，有所不同。原因在於觀察出地方在中央代理人不合作、不團結之情形，導致「代理人競爭資源流失效果」的發生，即在分稅制實施之下，「代理人競爭資源流失效果」與「代理人競爭資源掠奪效果」相較之下，「代理人競爭資源流失效果」產生了較大的作用，壓過「代理人競爭資源掠奪效果」，導致省市地區越多地方在中央之代理人，彼此競爭打壓的程度越高，最終導

致省市地區的財政資源所獲較少。綜上所述，此結果指出，地方在中央之政治勢力，呈現不團結，並彼此打壓政治競爭態樣，並對省份所獲得的轉移支付有負向影響。

（二）各省人均生產毛額對數

各省市人均生產毛額對數的總效果在顯著水準1%下為正向影響，其中間接效果表示有外溢效果的出現，故省市地區人均生產毛額會因鄰近省市地區的人均生產毛額而變動，而鄰近省市地區透過區域財政轉移支付透過區域影響產生的回饋效果也影響到省市地區之財政轉移支付。此結果與曾軍平（2000）、Martinez et al.（2006）、Shih and Zhang（2007）、吳鳳武（2013）及 Wan et al.（2015）之實證結果相同，即指出中國大陸財政轉移支付存在「富者愈富」（Pro-wealthy Manner）之現象。

（三）扶養比

各省市人均生產毛額的總效果在顯著水準5%下為正，。此結果與Martinez et al（2006）、Shih and Zhang（2007）、曾軍平（2000）之實證結果相同，即指出 財政負擔人口比重越大，代表地方財政需求越大，倚賴中央轉移支付的程度也越高。

（四）各省市地區財政赤字率

各省市財政赤字率的間接效果與總效果在顯著水準1%下為正，平均直接效果在顯著水準 1%下為正，平均直接效果表示該省市地區之財政赤字率會影響自身的財政轉移支付，而平均間接效果表示有外溢效果的出現，故省市地區財政赤字率會因鄰近省市地區的財政赤字率而變動，而鄰近省市地區透過區域財政轉移支付透過區域影響產生的回饋效果也影響到省市地區之財政轉移支付。此結果Shih and Zhang（2007）及曾軍平（2000）建立之實證模型相吻合，皆得出財政赤字對轉移支付具有顯著正向影響。

（五）民族自治區少數民族人口比

民族自治區少數民族人口比直接效果在顯著水準5%下為正，總效果在顯著水準1%下亦為正，直接效果表示該省市地區之人口數會影響自身的財政轉移支付，空間相依性

檢驗之結果也指出，鄰近省市地區透過區域影響產生的回饋效果，影響到省市地區之財政轉移支付。此結果與王紹光（2002）與Shih and Zhang （2007）建立之實證模型結果相吻合，皆得出民族自治區相關變數對轉移支付具有顯著正向影響。

（六）各省農村人口佔人口數比率

各省農村人口佔人口數比率的平均間接效果與總效果在顯著水準1%下為正，而平均間接效果表示有外溢效果的出現，故省市地區農村人口佔人口數比率，會因鄰近省市地區的農業人口佔勞動力比率而變動。而鄰近省市地區透過區域影響產生的回饋效果，影響到省市地區之財政轉移支付。此結果與Matinez et al.（2006）及Huang and Chen（2012）建立之實證模型結果相同，其得出農村人口與轉移支付具有顯著正相關。本研究認為，其主要原因在於2003年農村稅費改革後，地方政府失去屠宰稅、農業稅等地方稅收，導致地方政府對轉移支付之倚賴之情形上升，專項轉移支付中亦有所謂「農村稅費改革轉移支付」，故在轉移支付之結構上，形成農村人口較多之省分獲得較多財政轉移支付。

國立政治大學 National Chengchi University

第六章 結論與政策建議

第一節 實證模型之結論

本研究之主旨係在考慮空間自我相關的情況下，探討中國大陸地方政府在中央之政治權力以及各總體經濟與地區特質是否影響對該省份之轉移支付。主要研究目的為，在財政轉移支付制度下，「代理人競爭資源流失效果」與「代理人競爭資源掠奪效果」孰程度較大，以及哪些面向為財政資源流向之主要影響因子。研究樣本期間為1995年至2013年，中國大陸31個省市地區共589筆追蹤資料，並依據各檢定結果，使用雙因子固定效果追蹤資料模型及隨機效果空間杜賓模型進行迴歸分析。

實證結果顯示，除1996年不具空間顯著相關與1997年在5%顯著水準下空間正相關以外，1995年至2013年之各省轉移支付確實在1%之顯著水準下，具有正向空間相關，即代表某省市地區之鄰近地區之財政轉移支付，會與該省市地區之財政轉移支付互相影響，具有區域同質化的現象。此迴歸分析結果與檢測空間自我相關的Moran's I檢定所得之各省財政轉移支付之間具有空間正相關之結果相吻合，意味著當只考慮財政轉移支付之空間相依而不考慮其他變數時，與同時考慮其他解釋變數之空間相依性時，皆會分析出中央政府分配財政轉移支付採取之區域同質之結果。

上述現象之因素在於中國大陸幅員遼闊，地形上之差異導致各區域長久以來之發展具有差異性，而區域間又因地形、氣候'、民族、文化等原因，區域內形成一定程度的同質性，相類似的經濟發展程度與經濟樣態，導致所需要提供之公共財種類與數量皆有可能雷同，此結果呼應Moran’s I所提供之分析結果，由於Moran's I之分析係忽略各地其他變數之間之空間相依性，而兩分析結果都指出，中國大陸各省財政轉移支付具有空間正相關，此結果合乎本研究初始之預期。

財政制度的改革與執行，在中國大陸的計劃經濟中，扮演相當重要的角色，故財政轉移支付的空間分布特性，亦與中國大陸的中長期經濟調控有關。吾人可以自中國大陸第十一、十二、十三屆之「中華人民共和國國民經濟和社會發展規劃綱要」可以看出，

中國中央政府不斷嘗試在宏觀調控之情況下，平衡區域發展，並求經濟資源的自由流通，故在此目標下，區域之間的差異經濟條件，就有賴針對各區提供的差異財政資源數量。

本文實證研究之結果，隨機效果空間杜賓計量模型分析出，省市地區人均生產毛額對數、財政赤字率、扶養比、民族自治區少數民族人口比、農村人口佔比對財政轉移支付具有顯著正向影響。這意味著，目前的轉移支付分配模式，確實依照地方的財政需求進行分配，財政缺口較大的地區，勢必獲得較多的平衡性轉移支付；較為貧窮的農村人口，則會獲得專項轉移支付中的農村稅費改革轉移支付以及相關的農業支付。而公共財需求與所得成長有關，人均所得較高的地區自然也有相應的財政需求，因此人均所得之影響亦為顯著正向關係。

然而，本文發現，地方在中央政治權力指標亦對人均轉移支付具有顯著影響，觀察出「代理人競爭資源掠奪效果」與「代理人競爭資源流失效果」之互相抗衡之下，淨效果為負向之「代理人競爭資源流失效果」。這個實證結果指出，以規範化的轉移支付取代過去具有權衡性質的核定收支方式之政策目標，仍未竟全功。轉移支付仍然受到地方政府在中央委員會及中央政治局代理人的影響，且因為相互打壓競爭，最終使得地區的財政資源與利益的流失。

綜上所述，各省存在相同之稅制，但各地存在自然環境、經濟發展程度與公共財之差異原賦。此際，轉移支付的存在，就應發揮平衡區域發展的效果。而實證結果證明，在中央政府集中財政收入與分配之權力之情形之下，其平衡地區財政狀況與補貼財政需求高之專項地方支出，是影響轉移支付分配模式的主要因素，人均所得與地方在中央政治權力，亦同是影響因子。政治權力對省份利益的負向影響，則需要透過更進一步的法治化來解決問題。此外，在具有相近的自然環境原賦及與發展程度之相鄰地區，獲得之財政轉移支付金額也趨於雷同，上述現象，會引伸出空間正相關結論，與中國大陸之經濟和社會發展規劃綱要，以平衡區域發展為目標互相切合。

第二節 政策意涵

本研究係在考慮空間自我相關的情況下，探討中國大陸地方政府在中央之政治權力以及各總體經濟與地區特質是否影響對該省份之轉移支付。實證結果驗證出，中國大陸對地方之財政轉移支付受到省市地區人均生產毛額對數、財政赤字率、扶養比、民族自治區少數民族人口比、農村人口佔比對財政轉移支付具有顯著正向影響，與預期影響相符。並得出與過去文獻不同之結論，地方在中央之代理人之間的角力，產生「代理人競爭資源流失效果」。

除了政治權力指標變數以外，省市地區人均生產毛額、財政赤字率、民族自治區虛擬變數、稅費改革虛擬變數對財政轉移支付具有顯著影響，上述變數皆屬於分稅制中，一般性轉移支付之公式化分配方式與目的，也係中國大陸分稅制之法治化目的中，樂見之情形。與過去之文獻，王紹光（2000）、曾軍平（2000）、Martinez et al.（2006）、Shih and Zhang（2007）、吳鳳武（2013）及Wan et al.（2015）之實證結果相同。

至於本文所發現到，地方在中央政治權力指標對財政轉移支付，具顯著負影響之現象，本文認為是「代理人競爭資源流失效果」大於「代理人競爭資源掠奪效果」之下所產生。除實證結果外，據第三章所述各省政治權力指標及各省財政轉移支付數據，可以看出，政治權力較高的地區，例如華東、華北地區，反而獲得較少的財政轉移支付；政治權力相對較低的西北及西南地區，在獲得之轉移支付比例及增長趨勢皆明顯較其他地區高，二變數在整體樣本期間中係呈現負相關。此實證結果之意涵為，分稅制下，除了以公式化分配之一般性轉移支付以外，還存在為數不少具有權衡性質，受人治政治影響的部分。並且因為省分中，在地方與中央皆有權勢的政府官員間，互相角力惡鬥，最後犧牲省分的公共財源，上述現象，與目標係法治化的財政收支辦法改革，互相衝突。若要解決此種對地方本身不利益，且較扭曲之分配現象，則需要更進一步的法制化，對於專項轉移支付，亦如同一般性轉移支付訂定公式分配，減少因官員晉升模式之因素之影響。

綜上所述，中國大陸進行集權法治化之財政管理體制改革，集權本身為手段，達成區域平衡、經濟發展及完成特定目標才是主要目的。用另一角度來看，以目前之實證面來看，區域平衡之變數顯著，表示此政策目的在落實中，但仍未達成；經濟發展之目標透過富者愈富的分配方式達成之；至於特定之政策目標，例如環境保護、食品安全、社會文化教育或社會保障等公共財之提供，則須透過更明朗化之法規制定，規範專項轉移支付並落實；地方在中央政治權力指標仍具顯著影響，表示去人治化的分稅制法律改革未竟全功。

本文在分析中國財政轉移支付之各因子後，主要政策建議為，分稅制一直以來未能削弱地方對分配政策之影響，且地方在中央之政治權力逐漸無法為該省分在政治局或中央委員會的政策角力中，攫取更多財政資源，取而代之的則是因競爭而導致省市地區財政資源的流失。故針對分稅制法治化並去除權衡性影響的目的，以及對於整體經濟所需要之財政資源分配，須以雙管齊下之方式進行，一方面加強制定更多關於各項公共支出之財政轉移支付分配公式；一方面在政治管理上，避免地方委員間相互惡鬥與打壓，達成永續財政經營之目的。日前於2014年，國務院發布之「逐步取消競爭性領域專項轉移支付」，並立專法規定專項轉移支付之分配辦法，其認為在事權劃分歸中央後，轉移支付亦應服膺中央之經濟社會規畫綱要，期待其法制化政策效果之實現。而未來之相關研究，可以就各項專項轉移支付，例如一般性轉移支付、專項轉移支付之分布及政策實施之績效相關方向繼續進行。

國立政治大學 National Chengchi University

參考文獻

一、英文文獻

Anselin, L. (1995), “Local Indicators of Spatial Association—LISA.” *Geographical Analysis*, 27(2), 93–115.

Anselin. L. and A. Bera (1998), “Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics.” In Ullah, A. and D. E. A. Giles (eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics*, 237–289. New York: Marcel Dekker.

Bo, Zhi Yue (2004), “The 16th Central Committee of the Chinese Communist Party: Formal Institutions and Factional Groups.” *Journal of Contemporary China*, 13(39), 223–225

Easton, David (1965), “The Theoretical Relevance of Political Socialization.” *Canadian Journal of Political Science*, 1(2), 1968, 125–146

Elhorst, J. P. (2010), “Maltab Software for Spatial Panels.” *International Regional Science Review*, 2014, 37(3), 389–405

Hillman, Ben (2010), “Factions and Spoils: Examing Political Behavior within the Local State in China.” *The China Journal*, 64, 1–18

Huang, Bihong and Kang Chen (2012), “Are Intergovernmental Transfer in China Equalizing?” *China Economic Review*, 23, 534–551

LeSage, J.P and R.K Pace (2009), ”Introduction to Spatial Econometrics.”*Revue d'économie Industrielle*, 123, 19–44.

Liou, Chih-Shian (2009), “Bureaucratic Politics and Overseas Investment by Chinese State-Owned Oil Companies” *Asian Survey*, 49(4), 670–690

Martinez-Vazquez, Jorge, Baoyun Qian, Shuilin Wang, and Heng-Fu Zou (2006), “Local Public Finance in China: Intergovernmental Transfers.” *China Economics and Management Academy Working Paper*, No.552

Mobley, L. R., H. Frech, and L. Anselin (2009), “Spatial Interaction. Hospital Pricing and Hospital Antitrust.” *International Journal of the Economics of Business*, 16 (1), 1–17.

Moran, P.A.P. (1950), “Notes on Continuous Stochastic Phenomena.” *Biometrika*, 37, 17–23

Shih, Victor and Zhang Qi (2007), “Who Receives Subsidies? A Look at the County Level in Two Time Periods.’’ In Vivienne Shue and Christine Wong (eds.), *Paying for Progress in China: Public Finance, Human Welfare and Changing Patterns of Inequality*, 145–-165. London: Routledge, Reissue edition (Routledge Contemporary China).

Shirk, Susan(1993), *The Political Logic of Economic Reform in China*. Berkeley: University of California Press.

Tiebout, Charles M. (1956), “A Pure Theory of Local Expenditures.” *Journal of Political Economy*, 64(5), 416–424.

Tsui, K. (2005), “Local Tax System, Intergovernmental Transfers and China’s Local Fiscal Disparities.” *Journal of Comparative Economics*, 33, 173–196

Wan, Xin, Yuanyuan Ma, and Kezhong Zhang (2015), “Political Determinants of Intergovernmental Transfers in a Regionally Decentralized Authoritarian Regime: Evidence from China.” *Applied Economics*, 47(27), 2803–2820.

Yang, Dali L. (1996), “Review: Governing China's Transition to the Market: Institutional Incentives, Politicians' Choices, and Unintended Outcomes.” World Politics, 48(3), 424 –452.

Sokal, R. R., N. L. Oden, and B. A. Thomson (1998), “Local Spatial Autocorrelation in Biological Variables.” *Biological Journal of the Linnean Society*, 65, 41–62.

國立政治大學 National Chengchi University

二、中文文獻

王紹光（2002），「中國財政轉移支付的政治邏輯」，《戰略與管理》，2002年，第3期，頁1-25。

艾兆蕾（2005），《影響住宅區地價因素之空間分析—以鄉鎮與縣市為例》。台北：世新大學碩 未出版碩士論文。

吳鳳武（2013），「中央對地方轉移支付影響因素分析」，《經濟研究參考》，2013年，第67期，頁51–60。

周黎安（2004），「晉升博弈中政府官員的激勵與合作：兼論我國地方保護主義和重複建設問　　題長期存在的原因」，《經濟研究》，2004年，第6期，頁33–40。

邱永翔、陳思遐（2012），「創新與研發、知識外溢之因果分析—以 G20 國家集團為例」，《經濟論文叢刊》，2012年，第40期，第4卷，頁515–538。

范子英（2011），「中國的財政轉移支付：目標、效果與遺留問題」，《南方經濟》，2011年，第6期，頁68–81。

徐斯勤（2007），「中國大陸中央與各省關係中的水平性與垂直性權力競爭」，《中國大陸研究》，2007年，第2期，頁1–34。

郭迺鋒、王信安、梁益誠（2009），「美國州際間商品流通之空間分析：SuperGIS與Flow Mapper　軟體應用」，《地理資訊系統季刊》，第3卷，第3期，頁31–36。

曾軍平（2000），「政府間轉移支付制度的財政平衡效應研究」，《經濟研究》，2000年，第6期，頁27–32。

楊光斌（2007），《中國政府與政治導論》。台北：五南出版。

蔡嘉裕（1998），「從大陸分稅制論其地方與中央之財政關係」，《中國大陸研究》，1998年，第11期，頁25–43。

國立政治大學 National Chengchi University

Abstract

Since 1994, a tax revenue allocation system known as the “central to local transfer payments” has been implemented by China’s Central Government. The main policy objectives of transfer payments are about the elimination of the fiscal disparities among provinces, and the provision of public spending demands to specific policy.

As a fiscal policy tool, the transfer payment system endows the power for China's central government to balance the regional developments, and to achieve specific policy objectives such as environment protection, agricultural development, and political stability. However, through the mode of the allocation, are the transfer payments indeed balancing the regional developments, and providing the adequate financial resources of local expenditure? Or the allocation of transfer payments is affected by the political power of provinces and cities in the central government? Are the interests of the provinces and cities affected by the cooperation or competition of their agents in the central government? If the effects indeed exist, are they increasing benefits, or causing damage? The purpose of this study is to take research on the determinants to the transfer payments per capita, using the spatial econometrics model for the existence of spatial autocorrelation of the transfer payments. In consider of the spatial autocorrelation, the empirical study analyses the effects of the financial capacity factors, fiscal demand factors as well as the political power factor on the allocation of transfer payments, improving the theoretical basis that the past literatures built on the political power factors, and eliminating the omitted variable bias.

Considering the results of Moran’s I, Hausman test and Wald tests, I decided to use the random effect Spatial-Durbin model. The results show that from 1995 to 2013, transfer payments per capita among regions are significantly positive spatial correlated to one another. In addition, the result of spatial econometric analysis shows that the transfer payments per capita are significantly and positively affected by the gross province production per capita, fiscal deficit ratio, dependency ratio, the proportion of rural population and ethnic minorities; and the political power indicators of provinces have significant negative effect on transfer payments per capita. We call the negative effect of political power the “competition resource loss effect."

Keywords: transfer payments from central to local governments, political power in the central government, spatial autocorrelation, Spatial-Durbin model