

國立政治大學財政研究所

碩士論文

指導教授：黃智聰博士

黃俞寧博士

中國大陸地方財政透明度對吸引外資之
影響—以空間計量模型分析

**The Impact of Fiscal Transparency on
Attracting Foreign Direct Investment in
China—Spatial Econometric Analysis**

研究生：簡祥存 撰

中華民國一〇三年二月

論文摘要

論文名稱：中國大陸地方財政透明度對吸引外資之影響——以空間計量模型分析

學校所別：國立政治大學經濟研究所

指導教授：黃智聰博士、黃俞寧博士

研究生：簡祥存

關鍵詞：國外直接投資、財政透明度、空間杜賓模型

改革開放後，開始了市場經濟的建設，並同時輔以對外開放政策，而財政透明度為近年來各界所重點關注之事項。因此本篇文章研究目的，即為探討中國大陸各省市財政透明度對吸引外資有無影響，並加入空間因素，使模型的估計能更準確。本文分別使用 2007 至 2012 年中國大陸 31 個省市地區國外直接投資的追蹤資料，並提出兩種假設進行實證研究。第一個假設為外資企業進行下一年度投資決策時，會參考前一年所公佈之財政透明度來進行評估投資計畫；第二個假設為外資企業在投資前會自行蒐集資料以親身感受的方式了解各地方財政透明度進而影響下年度的投資標的。並運用空間計量模型進行實證研究。研究結果發現：外資企業在投資前會非常重視前一年度公佈之財政透明度資訊以做為投資區位考量，其他變數諸如地區生產總值、平均工資、鐵路涵蓋密度、對外開放程度、城市化程度及累積國外直接投資皆顯著影響外商投資區位的選擇。另外，結果也發現，外資企業並不會自發地去瞭解投資區位的財政透明度狀況，因此，本研究建議中國大陸政府可多加強發展財政透明度，並適當的公佈其

數據，以吸引更多的外資流入，進一步帶動整體經濟的發展。



目次

第一章	研究背景與架構流程.....	1
第一節	研究背景.....	1
第二節	研究架構與流程.....	4
第二章	文獻回顧.....	6
第一節	財政透明度理論發展.....	6
第二節	財政透明度影響國外直接投資相關文獻.....	9
第三節	中國大陸官員晉升模式.....	13
第三節	其他影響中國大陸國外直接投資因素相關文獻.....	14
第三章	中國大陸國外直接投資與地方財政透明度.....	18
第一節	中國大陸外資投資政策發展.....	18
第二節	中國大陸國外直接投資現況.....	21
第三節	中國大陸財政透明度發展與現況.....	26
第四章	研究方法.....	29
第一節	空間相關性的檢定.....	29
第二節	空間計量模型的設定.....	33
第三節	實證模型設定.....	38
第四節	資料來源與變數選取.....	40
第五章	實證結果與模型相關檢定.....	43

第一節	空間相關性的檢定結果.....	43
第二節	未加入空間自我相關的模型估計結果分析.....	51
第三節	空間計量模型估計結果分析.....	53
第六章	結論與政策意涵.....	57
第一節	實證模型之結論.....	57
第二節	政策意涵.....	58
參考文獻.....		59
附錄.....		64



圖次

圖 1：2007 年至 2012 年中國各省市平均外商投資企業投資總額.....	2
圖 2：研究流程架構圖.....	5
圖 3：2007 年中國大陸國外直接投資空間分布圖.....	27
圖 4：2008 年中國大陸國外直接投資空間分布圖.....	27
圖 5：2009 年中國大陸國外直接投資空間分布圖.....	28
圖 6：2010 年中國大陸國外直接投資空間分布圖.....	28
圖 7：2011 年中國大陸國外直接投資空間分布圖.....	29
圖 8：2012 年中國大陸國外直接投資空間分布圖.....	29
圖 9：回饋效果分析圖.....	35
圖 10：研究方法流程圖.....	37
圖 11：2007 年中國各省市外商投資企業投資總額 Moran 散佈圖....	44
圖 12：2008 年中國各省市外商投資企業投資總額 Moran 散佈圖....	45
圖 13：2009 年中國各省市外商投資企業投資總額 Moran 散佈圖....	45
圖 14：2010 年中國各省市外商投資企業投資總額 Moran 散佈圖....	46
圖 15：2011 年中國各省市外商投資企業投資總額 Moran 散佈圖....	46
圖 16：2012 年中國各省市外商投資企業投資總額 Moran 散佈圖....	47
圖 17：2007 年中國各省市外商投資企業投資總額 Moran 地圖.....	48

圖 18：2008 年中國各省市外商投資企業投資總額 Moran 地圖.....48

圖 19：2009 年中國各省市外商投資企業投資總額 Moran 地圖.....49

圖 20：2010 年中國各省市外商投資企業投資總額 Moran 地圖.....49

圖 21：2011 年中國各省市外商投資企業投資總額 Moran 地圖.....50

圖 22：2012 年中國各省市外商投資企業投資總額 Moran 地圖.....50



表次

表 1：其他影響中國大陸國外直接投資因素相關文獻.....	16
表 2：中國大陸 2007-2012 年各地區國外直接投資.....	22
表 3：中國大陸 2006-2010 年各地區財政透明度.....	20
表 4：Moran 散佈圖之定義.....	31
表 5：實證變數之基本設定與預期方向.....	42
表 6：實證變數之基本統計量.....	42
表 7：2007-2012 年外商投資企業投資總額分年 Moran' s I.....	43
表 8：未加入空間自我相關的模型估計結果（模型一）.....	52
表 9：空間杜賓模型估計結果（模型一）.....	54
表 10：未加入空間自我相關的模型估計結果（模型二）.....	64
表 11：空間杜賓模型估計結果（模型二）.....	65

第一章、研究背景與架構流程

第一節、研究背景

在經濟全球化的進程中，多數國家把吸引外資進入視為一項經濟發展策略，國外直接投資被廣泛認為是與地主國資金、技術、市場營銷和管理的融合。中國大陸自 1978 年實施改革開放以來，開始了市場經濟的建設，並同時輔以對外開放政策。三十幾年來，成效非常顯著。伴隨著中國經濟的起飛，國外直接投資額年年攀升。根據國家統計局資料，1983 年時流入中國大陸的外商直接投資流量僅為 2260 百萬美元，然而截止至 2012 年，此指標已增至 11,329,4 百萬美元，相差了將近 50 倍。早期在中國大陸經濟發展過程中，由於資金嚴重不足，希望透過利用外資的手段彌補資金缺口，透過國外資金與技術的投入，扮演推動中國大陸邁向工業化的關鍵因素，加速中國大陸工業化以及整體產業的升級。外資投資不但是資本形成的關鍵，而且有利於地主國融入國際經濟體系，改善與世界各國關係。

另外，國外直接投資還會產生技術外溢效果(Spillover Effect)，除了為中國大陸成長帶來新的刺激，更是為當地企業帶來新的技術與概念。kokko(1998)、Branstetter(2000)、Dimelis and Louri(2002)皆指出國外直接投資對地主國技術進步有積極影響。中國大陸利用外商直接投資的技術外溢效果提高企業的技術水準，是當今多數發展中國家的發展趨勢，以市場換技術也是中國大陸重要政策之一。黃智聰、潘俊男(2002)也認為，外資對中國大陸除了增加稅收、增加利得等直接效果外，還會造成廠商調整其經營行為，對市場結構產生影響，進而產生績效變化等外溢效果，由此可見，外資對於中國大陸發展有不可忽略的重要性。

由地區數據算出中國大陸各省市外資從 2007 年至 2012 年這 6 年間的

外商投資企業投資總額。其中，由圖 1 可看出江蘇、廣東及上海外商投資企業投資總額為最高，跟其他省市有相當大的差距，且皆在東部及沿海地區；相對地，西藏、青海及寧夏是這六年來平均外商投資企業投資總額最低的省市，由下圖可發現，近幾年來中國大陸外資還是多半集中在東半部以及沿海地區，中西部發展不均的問題非常嚴重。

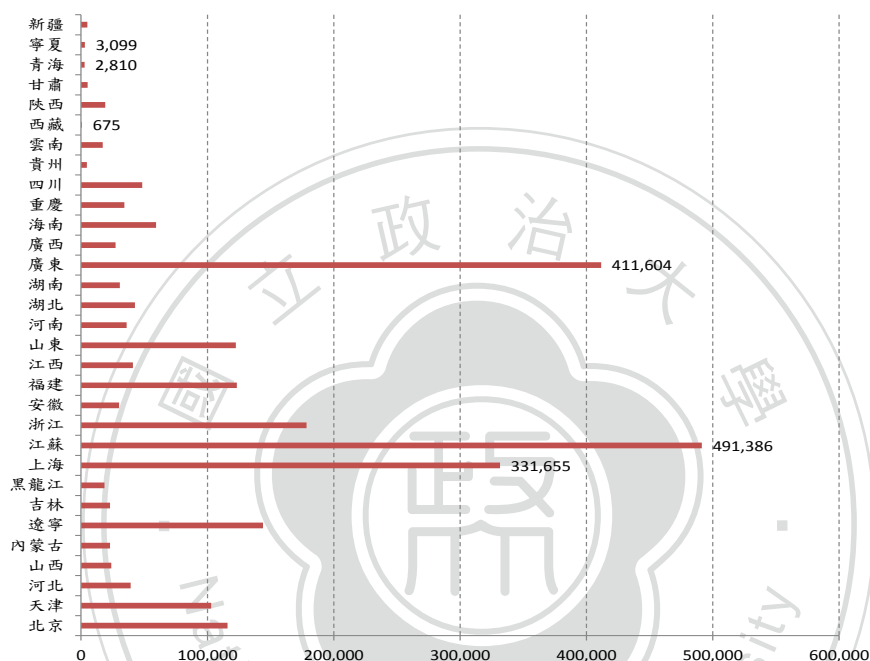


圖 1：2007 年至 2012 年中國大陸各省市平均外商投資企業投資總額

此外，近年來財政透明度的議題漸漸浮出水面，在政府與學界的努力下，財政透明度逐步向大眾公開，如果人民能夠發揮對政府的參與權、監督權，共同把持政府舉債的過程，便可增強政府的財政紀律。Shi and Svensson (2002)、Gelos and Wei (2005)、Alt and Lassen (2006) 研究皆得到提高財政透明度使財政風險以及赤字有效降低。為保障人民的知情權，讓公眾了解政府管理的公共資金以及運行狀況，財政訊息的公開是最基本的要求。另外，在經濟發展方面，Drabek and Payne (2001) 指出，一

國的透明度水準與國外直接投資有顯著的正向關係；Hameed (2005) 研究也發現，財政透明度的提高與該國經濟呈正向發展。由此可之，要提高經濟發展，財政透明度是一個不可忽視的因素。一國財政的不透明，往往伴隨著金融危機、財政赤字的風險以及貪腐的產生，財政透明的概念，也成為各國推動財政改革的焦點，亦陸續受到國際貨幣基金組織 (IMF)、世界銀行、經濟合作暨發展組織 (OECD) 和許多國家的高度關注。因此，本研究將中國大陸的財政透明度視為重要的解釋變數，企圖探討其與國外直接投資之間的關係。

近年來中國大陸經濟迅速發展，然而各省市的國外直接投資由於經濟發展情況的不同，出現了東、西部發展的不一致，此種現象稱為「空間自我相關」。過去關於中國大陸國外直接投資的實證研究鮮少將空間因素放入估計模型中，因此本研究針對此現象，將中國大陸各省市國外直接投資的空間自我相關納入模型中考慮，並根據實證結果提出合理的建議以均衡各區域國外直接投資區位選擇。因此，本研究的創新貢獻之處，在於利用空間計量模型，進一步分析財政透明度對國外直接投資的影響。

第二節、研究架構與流程

本研究共分為六章，各章節之內容如下所述。第一章為研究背景與架構流程，其中第一節為研究背景，第二節為研究架構介紹以及流程圖。第二章為文獻回顧與整理，其中第一節為財政透明度理論發展相關的文獻回顧，第二節為為財政透明度影響國外直接投資相關文獻回顧，第三節為中國大陸官員晉升模式，第四節為影響中國大陸國外直接投資因素相關文獻回顧。第三章介紹中國大陸外資和財政透明度的背景與現況，第一節對中國大陸的外資發展歷程和現況作介紹，第二節是中國大陸國外直接投資之現況分析，第三節則是介紹中國大陸財政透明度改革過程。第四章為研究方法，其中第一節為空間相關性之檢定，第二節為空間計量模型之介紹，第三節為實證模型設定，第四節為變數選取與資料來源。第五章為實證結果與模型相關檢定。最後，第六章將為本研究之結論與政策建議。本研究的架構流程圖如下所示：

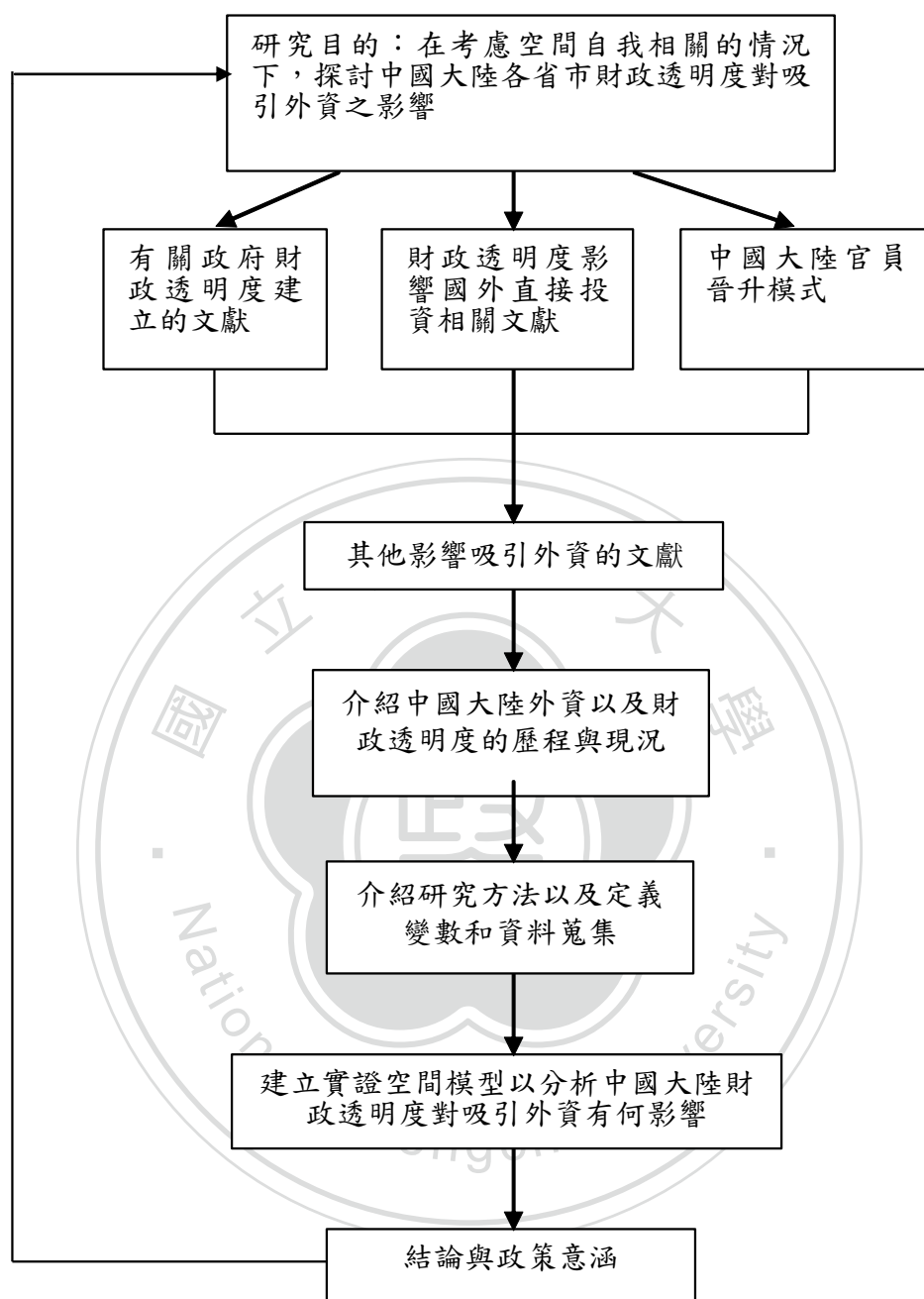


圖 2：研究流程架構圖

第二章、文獻回顧

第一節、財政透明度理論發展

財政透明度自本世紀初以來，對於影響國家經濟發展的程度日益增加，也逐漸成為各國政府不得不加以重視的一個環節，在高度教育的潮流下，發展中與已開發國家的國民知識水平的差距不如以往差距甚大，人民自主意識的抬頭，民眾對於政府營運方式不再漠視，主動參與政府決策，導致人民對政府政策方面的訊息公開化較以往關心。因此，諸多學者開始針對政府的財政透明度（fiscal transparency）相關之領域做深入研究。近20年來，財政透明度此一概念開始在國際上被廣泛地討論。普遍認為，最初始的財政透明度定義是由 Kopits and Craig（1998）給出的。根據 Kopits and Craig（1998）對財政透明度的定義如下：

“財政透明度指的是政府在最大限度的規範下向民眾公開政府的功能與結構、財政政策方向、公共部門的帳目與規劃訊息。而這些政府提供的相關訊息（政府內部或外部的行為）必須是可靠的、廣泛且綜合的、及時的、可被理解的、國際性比較的資訊，選民們和金融市場才能正確地判斷政府的財政狀況與政府活動（包含現今與未來的經濟社會層面）確實的收支。（Kopits and Craig, 1998）”

此外，Kopits and Craig（1998）進一步地彙整出「制度透明度」¹、

「公共會計透明度」²與「預測指標」³三個面向，並且全面性地列舉出政

¹制度透明度是政府財政行為進行全面制度界定，包括公開政府的結構及功能，對公共部門和私人部門要有清晰的界定；公開預算過程，解釋預算方案的財政目的和優先順序、披露績效評價和財務審計結果；稅收方面，強調公民納稅要有明確的法律基礎；公開政府管制的成本估計等。

²會計透明度是向公眾詳細披露有關財務信息，包括各個政府部門的明細報表、部門之間的資金往來等。Kopits and Craig（1998）認為，政府預算報告的財務賬目範圍應包括中央政府和地方政府在內的一般政府基金和社會保障基金等預算外基金以及公共企業的準財政活動。他們列舉了一些提高會計透明度方面的必要措施，主要是按照權責發生制記賬（以彌補收付實現制只著眼於現金流的不足）、準確評價政府資產和債務（金融資產）、公開年度支出的各個經濟主體和用途的細

府應揭露的資訊並討論其互相影響的程度與互動。在現有的相關文獻中，大多數皆引用 Kopits and Craig (1998) 對於財政透明度的定義，然而，給財政透明度下一個準確的定義是很困難的，因此，Kopits and Craig (1998) 並沒有明確確定財政透明度的含義，只是從範圍上指出了政府應該披露信息的透明要求，而不同的信息披露對象、方式以及時效等因素在一定程度上也影響著透明度的實現。

為落實政府財政透明，國際貨幣基金組織 (International Monetary Fund, 以下簡稱 IMF) 在制定健全財政透明度施行守則 (the Code of Good Practices on Fiscal Transparency) 中仍沿用了 Kopits and Craig (1998) 的定義，該守則中所稱的財政透明度指標包含角色和責任的澄清 (Clarity of Roles and Responsibilities)、公開資訊的取得程度 (Public Availability of Information)、預算編制、執行和報告的公開 (Open Budget Preparation, Execution and Reporting)、以及對完整性的保證 (Assurances of Integrity) 等四個面，共 37 個指標。於 2007 年，IMF 再參考了其會員國在財政管理上的知識與經驗而對該守則再次進行修訂。此一修正，除了繼續採用 1998 年版本法則中所提出的四個面向外，另增列資產與負債管理的做法、定期公佈長期公共財務報告、公共財買賣應公開且大型交易應單獨列出等 8 個要素指標。IMF 所創立的健全財政透明度施行守則是目前世界上最具影響力的透明度評價標準，目的在為各國的財政透明度實施上提供指示，但與 Kopits and Craig (1998) 所提出的定義有相同問題，兩者都沒有提供制式化的評估標準，也沒有就各個國家透明度情況進行評級。但在往後學者的研究中，多可看出以此守則作為進行評級的參考標準。

節，公開年度收入細節等。

³ 指標與預測的透明度。政府不僅要公佈與財政平衡相關的若干指標以及政府總負債和淨負債等與財政相關的指標，而且還應公佈對一些財政分析性指標的測算，包括結構性和迴圈性的財政平衡、財政的可持續性 (穩定債務的基本水平)、未設償債準備金的政府債務淨值等。他們指出，要實現短、中、長期財政預測的透明，就應尊重事實，明確區分基本情形 (政策未發生變化的情況下) 和政策發生變化時的情形。

此外，經濟合作發展組織（Organisation for Economic Co-operation and Development，以下簡稱 OECD）也於 2001 年提出了一套預算透明度最佳做法（Best Practices for Budget Transparency）。該作法將預算透明度的內容以報告形式列示出來，首先指出政府應該編制和公佈與預算有關的報告種類以及各種報告的內容。其次預算報告中需揭露的詳細資訊，如經濟預測指標，稅式支出，金融債務和金融資產，非金融資產，雇員養老金債務以及或有債務。最後保證預算報告書的完整性與品質，並且共計包含了 17 個要素指標。

依據同樣的概念，國際預算協會（International Budget Partnership，以下簡稱 IBP）於 2004 年也設計了一套預算透明度的指標系統。這個系統從預算訊息的發佈、繳交給立法機構的年度預算書以及其他有助於分析預算政策和做法的信息可得性共計三個面向；在這 123 個要素之中包含了 91 個指標是用來計算透明度指數，其他 32 個是關於公眾參與預算。並且，IBP 於 2006 年開始利用此系統，對 59 個國家進行了預算透明度評價，且每兩年對於眾多國家調查一次。調查的國家也不斷擴大，2008 是 85 個國家，2010 是 94 個國家，至 2010 年已對 100 個國家進行調查。

第二節、財政透明度影響國外直接投資相關文獻

對於國外投資者而言，在其對投資區位的選擇上，不外乎希望投資地主國的政府財政可以透明，以減少其投資的風險與不確定性。倘若一國的政府缺乏財政透明度，由前述的文獻指出，該國便容易出現貪腐與不穩定的經濟狀況、以及財產權缺乏保護與無效率的政府。是故，跨國企業對於投資地主國的政府財政透明度的重視程度，在過去這幾年有日漸加重的趨勢。而投資者在選擇投資區位時，也逐漸把該區的財政透明度納入考慮。Hameed (2005) 指出，一國的貪腐會因其政府財政透明度的提高而降低，並藉由加強問責制度、較少的稅收自由裁量權 (tax discretion)、更有效的審計、以及良好的財政透明度，皆會增加一國的信用評級，並有效地減少其風險與不確定性。

關於財政透明度是否會影響 FDI 這個問題，到目前為止鮮少有研究。現有文獻中，僅有針對一國投資環境的透明度對吸引外資的影響進行分析。其中，最早著手研究的是 Drabek and Payne (2001)。他認為透明度對國外投資者是至關重要的，非透明的政策對投資企業來說會造成額外的成本，這些額外成本的產生是因為政府或公家機關在執行政策時理應提供的資訊由於缺乏透明度，所以必須消耗額外的成本來取得資訊。另外，諸多額外的成本也常常伴隨著貪腐的情形一同發生，在許多國家中，賄賂是非法的，賄賂行為的產生會形成風險的成本，而這些風險只有在報酬非常高時，投資者才願意冒險，而這個過程會扭曲投資的動機，大多數守法的企業通常會避免賄賂，因此貪腐的產生會使投資意願降低。有時候一國政府甚至允許貪腐的發生，並且未提供一個良好的財產權保護措施，此讓國外投資者面對眾多的不確定性，並缺乏對投資的保障。因此，一國缺乏透明度會阻礙其吸引國外直接投資的流入。該文獻選取 20 個國家的透明度排

名，研究其對吸引國外直接投資的影響。該文獻將「不透明」定義為政府政策的不透明，使得在國際資本市場的投資有隱性成本和資訊不對稱，如此便可能阻礙了直接投資在國家之間的流動。在模型選擇方面，Drabek and Payne (2001) 使用了普通最小平方法 (OLS) 以及兩階段最小平方法 (2SLS)，並使用資本額成長率、勞動雇用成長率和人口成長率當作工具變數。該文獻的分析結果發現，平均每增加一個透明度的名次可以增加 40% 的國外直接投資。此一結果說明，國外投資者對於地主國的政策透明度非常重視，而穩定的投資環境對於國外投資者來說是一個重要的考量，特別是對於義大利、南韓與薩爾瓦多。然而，實證模型指出透明度對國外直接投資的影響是一個固定的值，但現實中一國的政策透明度上升並不一定代表該國的國外直接投資會跟著改變。當一國有非常不透明的政策和制度體系時，少量增加他們的透明度並不會大幅改變其整體的投資環境，除非該國政府能夠有魄力地持續進行透明度的改善，如此才能給國外投資者足夠信任該國投資環境會因此而改善。最後 Drabek and Payne (2001) 提到，透明度的指標難以衡量。在研究中，應當要有一套標準去實際衡量哪些透明度對於投資者來說是真正在意的問題。在沒有透明度指標資料的情況下，只能參考由政治風險服務機構 (Political Risk Services, PRS) 所公佈的國家透明度排名來使用。

此外，Zhao, Kim and Du (2003) 認為透明度指的是一個政府對於大眾公開它的資訊到多完善的程度。在一個透明度高的國家，政府對民眾是開放的，官員們對於有關公共利益的政策不會有所隱藏，會透明化他們的決定和動向。官員們只有在公眾強烈需要時才需要對他們的決策做出說明。在缺乏有關透明度和國外直接投資的情況之下，Zhao, Kim and Du (2003) 假設一國低的透明度會對 FDI 有負面的影響。這個敘述建立在兩個理由上：第一是低透明度會使成本增高，在其他條件不變之下，國外投

資者會選擇法規較為公開的地方來投資，這會作為一個吸引外資的方式，因為較有可能公平競爭。高透明度象徵低成本投資，低透明度象徵投資者要投入更多成本進入市場。理由在於低透明度會增加官僚的無效率而使投資成本增加，可被視為隱藏的成本。第二點是如果投資者無法明瞭地主國的法律運作，就會減少投資的意願。隱藏的投資風險會阻止在該國置產的意願，因為他們對於該國的投資市場的資訊是脆弱的。對於透明度負面影響的交集之後再用不同的面相來進行證實。第一，低透明度代表高不確定性。當一個政府願意接受隱藏的規則，投資者所要面對的不確定性就愈高。第二，成本對於低透明度而言是難以掌握的。第三，透明度是很難追蹤的。貪腐的嚴重程度是一個可知的事實。貪腐的資訊通常會公開讓大眾知道，而大眾在扮演監督和處罰上扮演很重要的角色。因此，貪腐對於投資者來說不是一個很大的威脅，因為被發現和被處罰的可能性很高。相反的，透明度卻是很難察覺，而透明度對商業的影響很難吸引大眾的注意，卻又會使投資者退出市場。緊接著，Zhao, Kim and Du (2003) 利用 1991-1997 年 40 個國家的固定效果追蹤資料模型，研究貪腐與透明度對國外直接投資的影響。該文獻將模型分為三種：模型一與模型二分別以貪腐與透明度作為解釋變數，而模型三則是同時加入貪腐與透明度為解釋變數。該文獻的研究結果發現，模型一與模型二分別指出貪腐與透明度皆對國外直接投資在統計上有顯著的負向影響；而模型三的結果指出，只有貪腐具有顯著的負向影響。但值得一提的是，在模型三中的貪腐與透明度的交叉效果非常顯著，這個結果顯示了一國具高貪腐與低透明度將更加嚇阻國外投資者前來投資。而後，該研究把 40 個國家分為三類，亞洲國家、OECD 國家以及新興經濟體國家分別進行分析，研究結果顯示，貪腐和透明度對外來投資的負向影響依舊顯著。此說明，在不同的區域國外投資者對於貪腐與透明度一樣重視。

Drabek and Payne (2001) 與 Zhao, Kim and Du (2003) 在研究中皆使用傳統的計量模型作分析，並未考慮到被解釋變數空間相依 (spatial dependence) 的問題。因此本研究的主要研究目的，即是在考量各省市間的國外直接投資存在空間相依的情況下，探究地方政府的財政透明度對其吸引外資的影響。有別於傳統迴歸模型，空間計量模型預期可對財政透明度的解釋上帶來全新的觀點，另外上述研究同樣提及到關於透明度指標問題，透明度指標假如無法客觀地詮釋，帶有過多主觀的意識，沒有辦法真正有效地在計量上運用。有鑑於此，本研究特別選用上海財經大學所公佈的中國大陸各省市財政透明度作為指標依據，擺脫以往 Kopits and Craig (1998) 或是 IMF 所定義之財政透明度，只能在透明度的範圍上面討論，而是能以度的觀念更進一步地探討，以期望能夠達到更完善的研究成果。



第三節、中國大陸官員晉升模式

中國大陸自 80 年代以來，從原本純政治指標選拔方式逐漸改為經濟績效指標，其中對於 GDP 增長的績效尤為重視。Li and Zhou (2005)實證研究運用 1979 至 1995 年省級資料發現，中國省級領導升遷機率與經濟成長率有顯著正向關係。李永剛、管玥 (2011) 指出，不同地區的地方官員除了在官場上為了升官而競爭，另外也尋求 GDP 上的脫穎而出做努力，此種上級主導的競爭模式，類似於體育競技的錦標賽模式。

周黎安 (2004) 建立了一個地方官員政治晉升博弈的模型，認為一個官員的晉升直接降低另一個官員的晉升機會，即一人所得即為另一人所失，使得地方官員同時處在政治與經濟雙重競爭的環境，彼此之間合作的空間非常狹小，競爭的誘因卻非常巨大。

李永友、沈坤榮 (2008) 表示，國外直接投資的提升對中國大陸政府官員來說是一個促進當地經濟發展的重要手段。各省市領導為了獲得晉升機會，使得國外直接投資轄區間的競爭非常激烈。

所以當某省市領導發現鄰近省市大量吸引國外直接投資進入時，意味著該鄰近省市有著可預期的 GDP 提升，如此一來，對於某省市領導未來晉升之路勢必產生阻礙，因此，該省市領導也會開始致力於吸引國外直接投資進入轄區，以維持轄區間競爭力，對未來晉升多一分保障。有鑑以上原因，本研究認為過往在中國大陸國外直接投資之研究上大多忽略國外直接投資轄區間會有相互競爭情形，在中國大陸特有的官員晉升模式之下，應考慮國外直接投資有空間相依的情況，因此，本研究採取空間計量作為主要研究方法。

第四節、其他影響中國大陸國外直接投資因素相關文獻

在現有文獻中，已有許多文獻研究中國各地區吸引國外直接投資的決定因素。首先，Head and Ries (1996) 以有條件羅吉特模型 (conditional logit model) 研究 1984-1991 年外商赴中國直接投資的影響因素，由 931 家外資企業樣本加以分析，藉由地區的外資企業數作為聚集效果的衡量指標。該文獻的研究結果發現，良好的公共建設以及地區的外資企業越多，越能吸引國外企業前來投資，而工資成本對外資則有負向效果，但結果並不顯著。

Cheng and kwan (2000) 以 GMM 模型解釋 1985-1995 年間影響在中國大陸 29 個省市的外資決定因素，研究結果顯示，市場規模、良好的公共設施、優惠政策、開放經濟特區對於國外直接投資有正向的吸引力；相反的，工資成本對吸引外資則有負向的影響。另外，教育程度對於國外直接投資亦有正向影響，但是在統計上並不顯著。

此外，何興強、王利霞 (2008) 運用空間計量方法，對 1985-2005 年期間中國大陸 30 個省市區的 154 個地級及以上城市的外資投資區位分佈的空間效應進行檢驗，發現 154 個城市的國外直接投資之間存在顯著的空間效應，周圍城市的國外直接投資的增加可以正向影響某城市的國外直接投資流入量，周邊城市的市場規模越大則該城市的國外直接投資流入量也越多，各城市的國外直接投資流入也受到周邊城市不可測因素的影響。其中市場大小、相對工資、道路鋪裝面積、累計國外直接投資存量、市場潛力變數顯著正向影響國外直接投資，而人口、距外貿口岸距離則是顯著負向影響國外直接投資的因素。

CHEN (2009) 運用 GMM 模型以及隨機效果追蹤資料模型調查 1993-2006 年中國大陸 30 個省市聚集效果對國外直接投資的影響關係，研究結果發現不管在哪個模型中，城市化、市場大小、教育程度、政府股利

政策皆顯著促進國外直接投資進入，另外，工資和吸引外資則有顯著的負向關係。

李媛、李文君（2010）利用 1985- 2008 年中國大陸八大區域⁴的國外直接投資的相關資料，分析國外直接投資在中國大陸的區位分佈及其演變，運用固定效果追蹤資料模型分析影響外資在八大區域分佈及演變的主要原因，從研究結果發現，影響外資在區域間選擇的主要因素是區域生產總額、實際效率工資和對外開放程度。

段娟（2011）認為關於中國大陸和其他經濟體的國外直接投資區位決定，絕大部分研究僅僅關注決定因素的選擇，而忽略了決定因素及其重要性可能會隨一個國家或地區國外直接投資的特性的變化而變化。而且，這類研究也幾乎不考慮空間資料的特徵。因此，此研究使用了固定效果空間誤差模型來估計 1986-2009 年間影響在中國大陸各省市的外資決定因素，從研究結果得出市場規模、累計國外直接投資、開放程度皆顯著正向影響國外直接投資。在前半段時期，投資者較在意低廉的工資，但在近年來勞動生產力漸漸成為影響國外直接投資重要之因素。另外，空間係數顯著且為正，顯示中國大陸各省市國外直接投資存在空間相依。

Mucchielli and Yu（2011）調查 1995-2007 年間 457 家美國與 537 家歐洲製造業子公司在中國大陸區位選擇因素。該文獻藉由有條件羅吉特模型（conditional logit model）進行分析後發現，市場規模、生產成本、聚集效應以及地理位置，顯著地影響美國和歐洲公司在大陸的區位選擇，而聚集對於所有公司來說是最後的策略。另外，地主國產業的技術密集度對於美國公司的影響更勝於歐洲的公司。

⁴八大區域分別為北部沿邊、北部沿海、東部沿海、南部沿海、黃河中游、長江中游、西南地區、西北地方

表 1、其他影響中國大陸國外直接投資因素相關文獻

研究者	樣本期間	使用方法	主要結論
Head and Ries (1996)	1984—1991 中國大陸	有條件羅吉特模型	良好的公共建設以及地區的外資企業越多,越能吸引國外企業前來投資,而工資成本對外資則有負向效果,但結果並不顯著。
Cheng and kwan (2000)	1985—1995 中國大陸 29 個省市 154 個地級及以上城市	GMM 模型	市場規模、良好的公共設施、優惠政策、開放經濟特區對於國外直接投資有正向的吸引力;相反的,工資成本則有負向的影響。
何興強、王利霞 (2008)	1985—2005 中國大陸 30 個省市	空間落遲模型和空間誤差模型	國外直接投資之間存在顯著的空間效應。其中市場大小、相對工資、道路鋪裝面積、累計國外直接投資存量、市場潛力變數影響顯著為正,而人口、距外貿口岸距離則是顯著負向影響國外直接投資的因素。
CHEN (2009)	1993—2006 中國大陸 30 個省市	GMM 模型以及隨機效果追蹤資料模型	城市化、市場大小、教育程度、政府股利政策皆顯著促進國外直接投資進入;而工資和吸引外資則有顯著的負向關係。
李媛、李文君 (2010)	1985—2008 中國大陸八大區域	固定效果追蹤資料模型	影響外資選擇的主要因素是區域生產總額、實際效率工資和對外開放程度。
段娟 (2011)	1986—2009 中國大陸	固定效果空間誤差模型	市場規模、累計國外直接投資、開放程度皆顯著正向影響國外直接投資。前半段時期投資者較在意低廉的工資,而後勞動生產力成為影

Mucchielli and Yu
(2011)

1995—2007
中國大陸

有條件羅吉特模型

響國外直接投資重要之因素。空間係數顯著為正，國外直接投資存在空間相依。

市場規模、生產成本、聚集效應以及地理位置，顯著地影響美國和歐洲公司在大陸的區位選擇，而聚集對於所有公司來說是最後的策略。

資料來源：作者自行整理。



第三章、中國大陸國外直接投資與地方財政透明度

本研究欲探討在考慮空間自我相關下，中國大陸財政透明度對吸引外資之影響為何。在進行研究之前，對於中國大陸國外直接投資和財政透明度的發展與現況需要有一定的認識。因此本章第一節會先針對中國大陸改革開放後國外直接投資的不同政策階段做介紹；第二節會藉由外商投資企業投資總額的空間分布圖來看出其目前分布現象。接著在第三節則會說明中國大陸有關財政透明度法令的頒布與改革的歷程。

第一節、中國大陸外資投資政策發展

(1) 外資起步試點階段（第一階段：1979-1984）

1979年中國大陸實施改革開放政策，其目的之一就是要利用外資來帶動中國大陸的經濟成長。在改革開放初期，中國大陸政府先以採取試點的方式來實驗改革的方向與成效。隨後鄧小平提出「先讓一部份的人先富起來」的說法，極端地以東部為外資優先投資所在，中、西部位居第二。因此，東部地區原先就享有比中、西部地區更完善的經濟發展，再加上國外投資的進駐的，使東、西發展不均的情況更為擴大。

1980年中國政府在南部沿海設立4個經濟特區。緊接著1984年在其沿海地區設立了14個開放城市⁵，並在這些城市開辦經濟技術開發區。此外，因東部沿海地區較其他地區開放的早，在諸多政策、勞動素質與生活環境相對較佳情況下，使得國外直接投資主要集中在東部沿海地區。

(2) 外資投資發展階段（第二階段：1985-1991）

⁵ 十四個開放城市為天津、上海、大連、秦皇島、煙台、青島、連雲港、南通、寧波、溫州、福州、廣州、湛江、北海。

1985 年以前，引進的外資數量有限且引進的外資在技術產業上比重不大，有鑑於此，1985 年中國國務院決定開放長江、珠江以及閩南三角洲，以期吸引更多外資進入中國大陸。而後 1986 年中國國務院頒布了《國務院關於鼓勵外商投資的規定》，1988 年又開放了遼東半島與膠東半島，緊接著 1990 年將沿海濟南市併入沿海經濟開放區。最後，開放上海浦東新區。此一階段對外資政策最大的突破為允許外商興辦第三產業、金融和商品零售業，並且允許外商從事轉口貿易和開設外資銀行。

(3) 外資投資快速發展階段（第三階段：1992-1995）

由於第一階段與第二階段發展策略導致中國大陸東、西發展的不平衡，因此自 1992 年鄧小平南巡後，國外投資者開始對中國大陸市場有較足夠的信心。同年進一步開放長江五個內陸城市。1993 年中國政府實行全方位開放，企圖藉由全面開放引進資金進入西部地區，以便縮小地區間經濟發展的差距。隨著外資投入的增加，投資產業的結構也開始改變。中國大陸以製造業為優先發展的策略下，鼓勵外資進入技術產業、基礎建設、高新技術產業、國有企業技術改造項目集中低檔住宅項目⁶。

(4) 積極引導外資進入西部（第四階段：1996-2003）

為促進中國大陸區域經濟發展的協調，1996 年中國人大正式通過《九五計畫與 2010 年遠景目標綱要》，計畫中希望完成東北地區、環渤海地區、長江三角洲及沿江地區、中部五省、西南和華南部分省區、西北地區、東南沿海地區等七大經濟區域的開發。主要期望七大經濟區域使外資選擇投資區位時能考慮往西部地區發展。進而帶動中國大陸全面的發展，以縮減中國各區發展嚴重不均的問題。

⁶ 1995 年 6 月頒布中國大陸政府頒佈了《指導外資投資方向暫行規定》和《外商投資產業指導目錄》，鼓勵外商項中、西部投資，且對不同類型的投資項目非別優惠待遇與政策。

隨後，1997 年亞洲金融風暴使 1998 年中國大陸國外投資陷入僵局，1999 與 2000 年甚至呈現下滑情況。為了增加外資投資中國大陸的信心，1999 年中國大陸發佈了《外商投資企業試點辦法》，將試點持續的擴大。經營類型也由零售業轉為批發。而後為了因應加入 WTO 的需求，服務業也開始逐漸地有條件開放。使得 2002 年後國外直接投資有更快速的增長。

(5) 外資穩定調整階段（第五階段：2004-迄今）

2004 年至今，國外直接投資逐漸北移，東部沿海省市和北部沿海地區對國外企業的吸引力增強，成為對國外直接投資更具吸引力的兩大地區。非沿海地區的增長速度明顯高於沿海地區。近年來國外直接投資投入量大的地區，增長率在逐步放緩，外商直接投資比重偏小的地區，增長率明顯更高，國外直接投資在我國的區位選擇開始新一輪的調整。

第二節、中國大陸國外直接投資現況

本節將比較 2007 年至 2012 年的中國大陸國外直接投資，做出排名並藉由空間分布圖觀察這六年來國外直接投資在空間上的變化。表 4 為 2002 年至 2012 年中國大陸各省市國外直接投資之排名，可以觀察在這六年間各省市外資國外直接投資的變化情形。在這六年年間，江蘇、廣東、上海、浙江、遼寧一直是中國大陸國外直接投資前五高的省份；西藏、寧夏、青海、貴州、甘肅地區則是六年來國外直接投資前五低的省份。

另外，圖 3 到圖 8 分別為 2007 年至 2012 年中國大陸國外直接投資的空間分布圖。從各年的空間分布圖可明顯看出各省份的聚集效果，觀察各年空間分布圖大致可看出國外直接投資往東部沿海省份聚集，中、西部地區持續缺乏外來投資，也就是說，中、西部地區有著低國外直接投資空間聚集的現象；而東部沿海則有明顯的高國外直接投資空間聚集的現象。為了看出全部省份國外直接投資的空間聚集程度，通常透過 Moran's I 是否顯著及正負方向來判斷，而 Moran's I 的定義將在下一章做詳細介紹。

表 2：中國大陸 2007-2012 年各地區國外直接投資

地區	2007		2008		2009		2010		2011		2012	
	金額	排名	金額	排名	金額	排名	金額	排名	金額	排名	金額	排名
北京	87,621	9	98,295	8	106,600	8	119,206	8	134,364	8	149,355	7
天津	82,888	10	93,814	10	97,700	9	109,624	9	114,806	9	118,913	9
河北	29,113	13	33,841	13	37,000	13	40,348	13	45,700	13	48,960	14
山西	17,787	21	18,000	21	20,500	21	22,929	21	31,899	18	31,963	18
內蒙古	17,148	22	22,155	20	24,000	20	23,243	20	25,519	20	25,802	22
遼寧	108,767	5	124,756	5	131,800	5	147,615	5	165,969	5	185,564	5
吉林	31,334	12	17,489	22	19,300	22	22,259	22	23,253	21	23,890	23
黑龍江	14,489	24	16,170	23	18,100	23	19,617	23	20,941	23	22,247	25
上海	257,032	3	293,991	3	308,400	3	339,385	3	377,353	3	413,768	3
江蘇	382,030	1	415,930	1	444,400	1	508,106	1	572,851	1	625,000	1
浙江	145,658	4	158,255	4	164,000	4	183,233	4	201,919	4	217,810	4
安徽	23,755	18	25,465	18	27,900	17	30,324	17	32,884	17	39,962	16
福建	102,706	6	112,129	6	117,500	6	124,831	6	136,898	7	145,744	8
江西	28,969	14	33,485	14	36,900	14	43,917	11	49,081	12	53,857	12
山東	96,311	7	101,163	7	112,000	7	124,523	7	143,374	6	158,114	6
河南	25,656	16	29,305	15	34,700	15	37,866	14	42,353	15	46,341	15
湖北	31,345	11	34,030	12	37,700	12	42,864	12	51,896	11	58,274	11
湖南	24,324	17	26,622	16	28,000	16	32,406	16	34,958	16	38,381	17
廣東	350,705	2	372,646	2	393,900	2	421,260	2	452,466	2	478,645	2
廣西	21,908	19	25,826	17	27,200	19	27,973	18	29,942	19	31,143	19
海南	94,102	8	96,659	9	90,300	10	25,886	19	22,066	22	27,072	21
重慶	19,774	20	23,848	19	27,800	18	34,885	15	45,194	14	53,694	13
四川	26,868	15	42,113	11	46,100	11	54,383	10	57,419	10	64,045	10
貴州	2,797	28	3,215	29	3,600	28	4,132	28	5,681	27	7,670	26
雲南	11,833	25	14,106	24	15,900	25	17,949	25	20,641	24	22,561	24
西藏	509	31	550	31	600	31	534	31	726	31	1,131	31
陝西	16,474	23	13,692	25	16,200	24	18,044	24	19,888	25	31,130	20
甘肅	3,064	27	3,827	27	4,900	26	6,289	26	6,394	26	6,979	27
青海	2,426	29	3,311	28	2,800	29	2,349	30	3,144	30	2,829	30
寧夏	2,183	30	2,449	30	2,500	30	3,964	29	4,399	29	3,098	29
新疆	3,090	26	4,560	26	4,800	27	5,229	27	5,602	28	6,655	28
總計	2,062,666		2,261,697		2,403,100		2,595,173		2,879,580		3140597	

資料來源：各年《中國統計年鑑》。

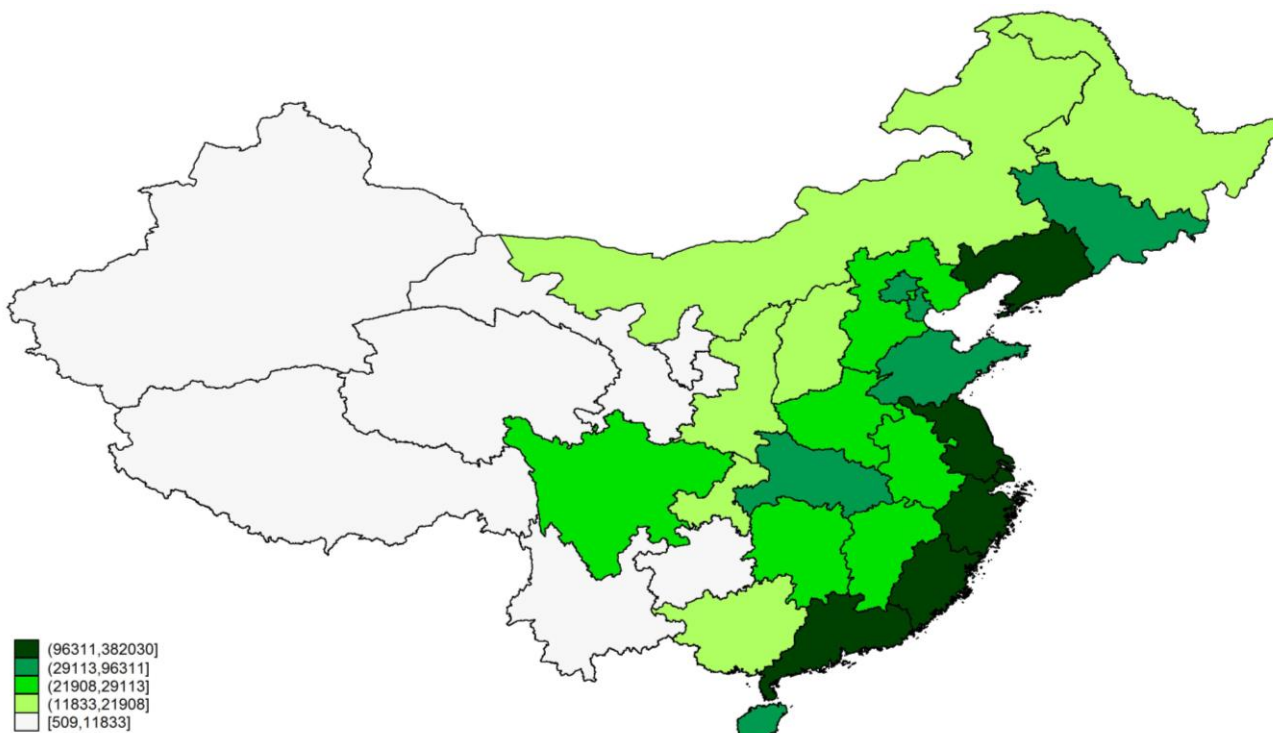


圖 3：2007 年中國大陸國外直接投資空間分布圖

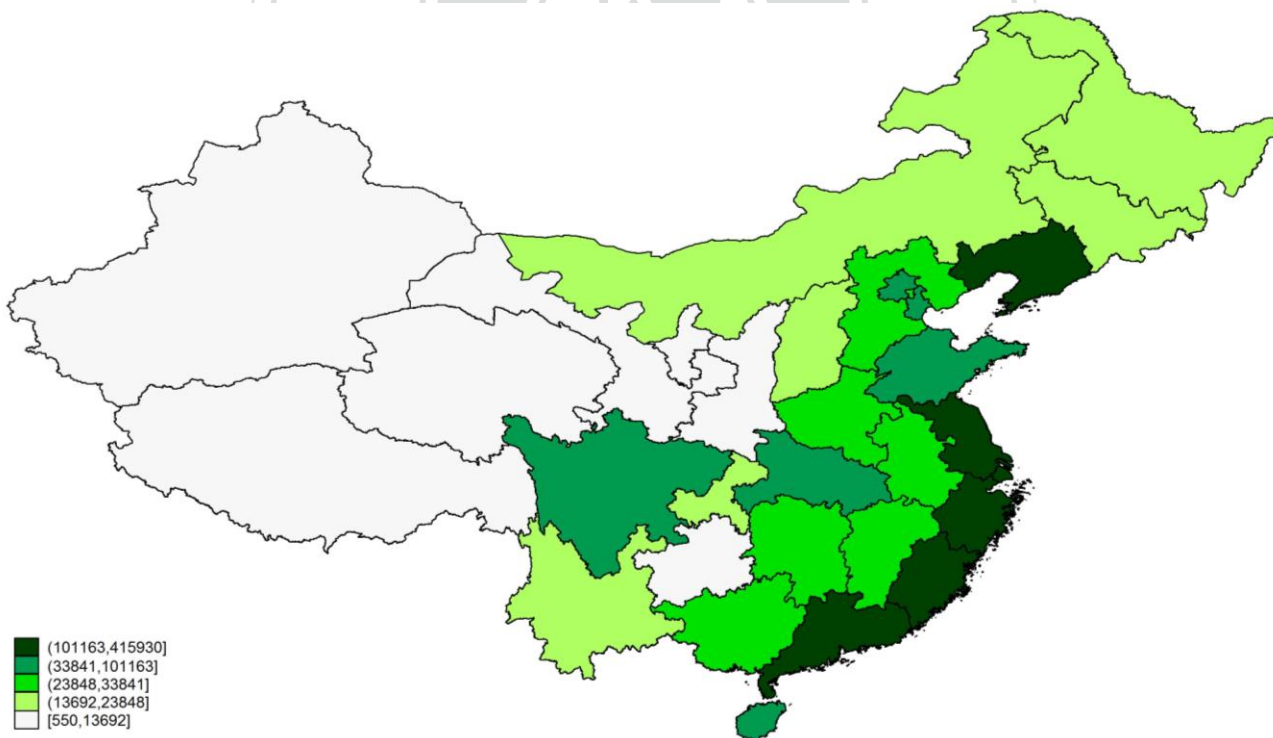


圖 4：2008 年中國大陸國外直接投資空間分布圖

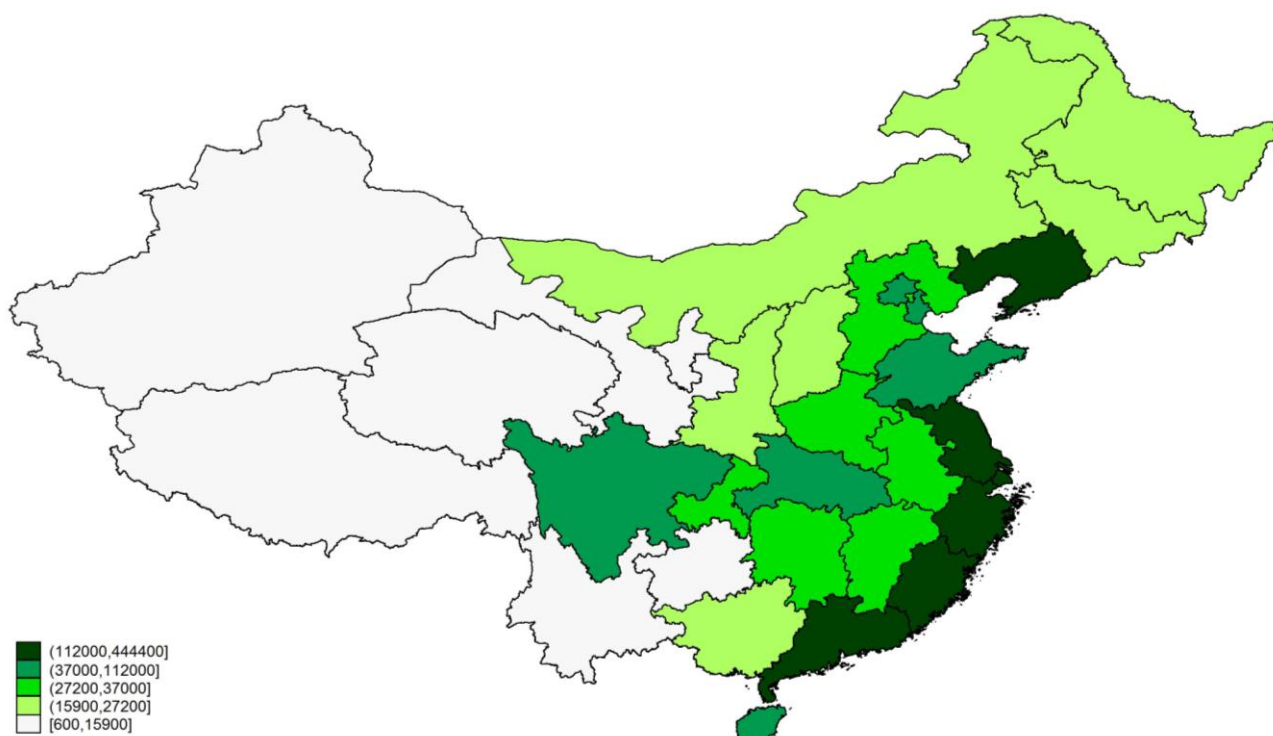


圖 5：2009 年中國大陸國外直接投資空間分布圖

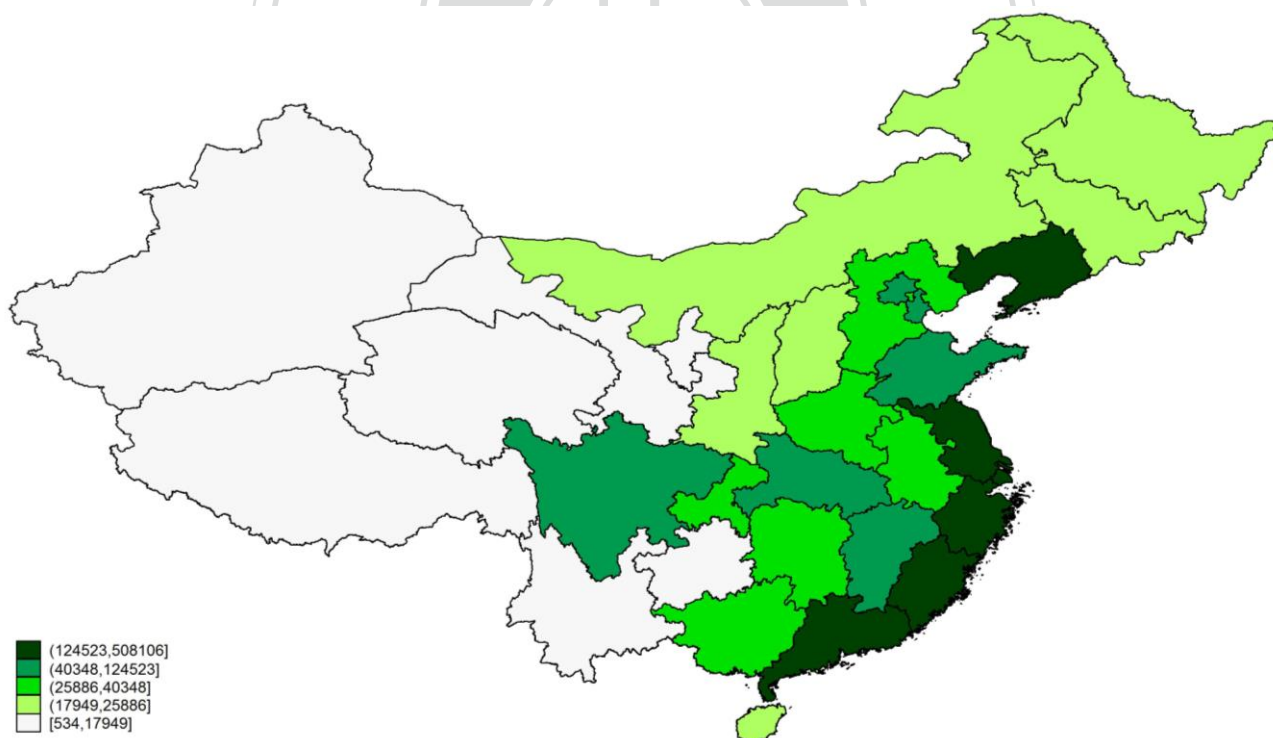


圖 6：2010 年中國大陸國外直接投資空間分布圖

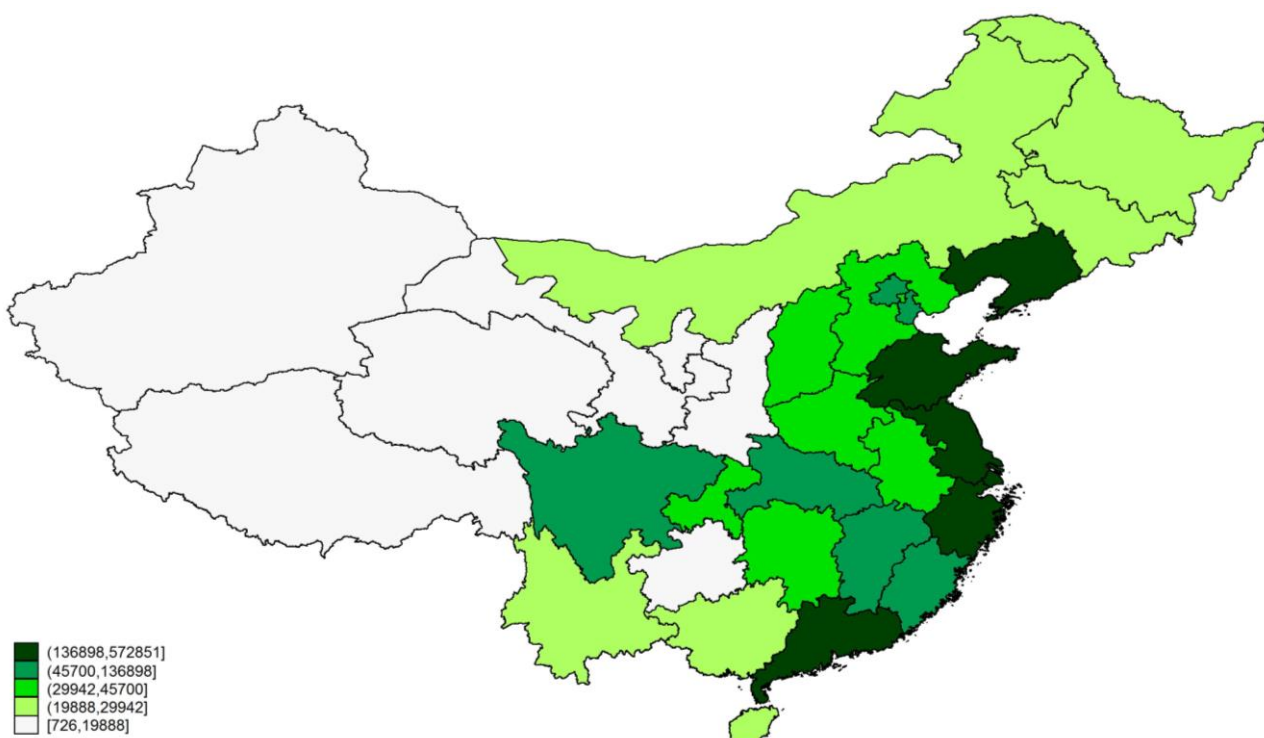


圖 7：2011 年中國大陸國外直接投資空間分布圖

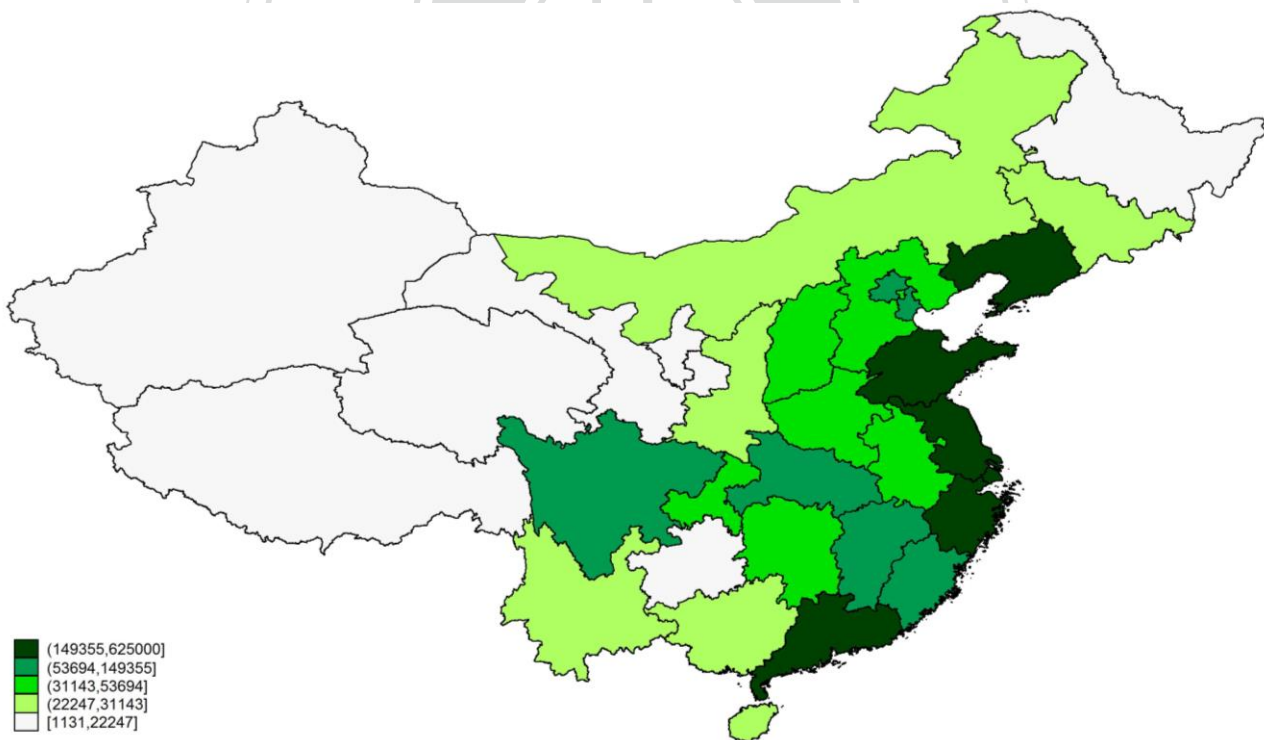


圖 8：2012 年中國大陸國外直接投資空間分布圖

第三節、中國大陸財政透明度發展與現況

中國大陸在 2000 年以前，並沒有真正的部門預算，政府單位大量使用預算外資金，因此造成貪腐的盛行，財政支出沒有既定計畫，政府任意投資，造成市場景氣過熱，公共資金使用上的無效率，為中國大陸帶來很多嚴重的公共資金管理問題。因此，1999 年審計署深入了解中央預算管理所存在的問題，對預算編制工作提出改進要求，而後財政部提出了《關於改進 2000 年中央預算編制的通知》，自此之後，終於開啟了中國大陸部門預算的改革，要求各政府部門每年都要編製自己的部門預算。

有鑒於此，2008 年中華人民共和國國務院實施了《中華人民共和國政府資訊公開條例》，其中條例中清楚地規範公開財政資訊的方法與程序，相較於以往放任地方政府規避公佈財政資訊，政府訊息的公開才有了法律依據，至此中國大陸財政訊息公開踏出了改革的第一步，緊接著在 2009 年國務院進一步要求在 2010 開始，往後三年之內各單位的部門預算要逐步向社會大眾公開，中國大陸財政透明化的趨勢逐漸明朗。同年上海財經大學為推動財政信息公開展開了一系列中國財政透明度調查研究工作。在政府、學界共同努力之下，未來幾年中國大陸財政透明度的演進有逐漸進步的情況。

下表為 2009 年至 2013 年上海財經大學所出版之《中國財政透明度報告》中的財政透明度指標，報告中的調查年度為 2006 年至 2010 年中國大陸各省市財政透明度排名。在 2006 年時，福建、內蒙古、安徽、北京、遼寧的財政透明度表現最佳；甘肅、吉林、雲南、海南、黑龍江則表現最差。到了 2007 年福建、山東、廣東、湖南、浙江表現最佳；寧夏、吉林、新疆、貴州、陝西最差。2008 年時，表現最佳的省市改為新疆、河北、內蒙古、江西、上海；表現最差的城市為貴州、寧夏、黑龍江、吉林、西藏。

接下來 2009 年，最佳五省為新疆、河北、黑龍江、內蒙古、海南；最差為青海、西藏、安徽、山西、貴州。最後到了 2010 年，最透明前五名為海南、福建、新疆、西藏、黑龍江；最不透明前五名則為吉林、遼寧、浙江、湖南、山西。雖然上述各年最佳與最差前五名省市每年度都在變化，不過以年度平均來說，各年度全國財政透明度指標是逐年進步的。其中值得注意的是，黑龍江與海南原本在 2006 年為最差五省之一，在 2009、2010 年卻成為最佳五省；相反地，遼寧、浙江原為最佳五省，但在 2010 年卻成為財政透明度最差的五個省市之一。



表3：中國大陸2006-2010年各地區財政透明度

地區	2006		2007		2008		2009		2010	
	透明度	排名	透明度	排名	透明度	排名	透明度	排名	透明度	排名
北京	30.6	4	20.6	14	21	17	27.6	9	30.57	12
天津	23.5	7	19.9	20	20	21	20.6	19	21.88	21
河北	16.9	24	20.8	13	42.9	2	27.7	8	42.72	6
山西	17.8	22	20.3	16	20.1	20	18.4	28	20.53	27
內蒙古	34	2	20.1	18	39.1	3	45	3	21.14	22
遼寧	27.1	5	19.6	24	20.9	18	19.8	22	18.69	30
吉林	14.8	30	15.5	30	17.8	28	19.1	24	14	31
黑龍江	16.1	27	20	19	16	29	45.1	2	47.13	5
上海	19	15	24	6	26.6	5	24.2	13	32.1	11
江蘇	26.8	6	20.4	15	25.6	6	25.2	10	25.12	15
浙江	19	16	24.5	5	22.9	12	22.7	15	19.44	29
安徽	32.3	3	22.8	10	22.6	13	17.1	29	22.57	19
福建	62.7	1	50.4	1	22	15	21.1	17	68.46	2
江西	18.9	18	20.3	17	27.1	4	18.7	26	24.18	16
山東	19.4	14	29.4	2	23.4	10	30.8	6	36.2	10
河南	21	9	21.4	12	22.4	14	20	21	37.26	9
湖北	19	17	19.7	23	20.6	19	45.2	1	42.7	7
湖南	18.9	19	24.7	4	25.5	7	21.1	18	20.18	28
廣東	20.4	11	25.4	3	24.8	8	25.2	11	22.08	20
廣西	17	23	23.7	7	18.7	24	28.5	7	38.68	8
海南	15.8	28	23.1	9	18.6	25	40.1	5	77.7	1
重慶	16.5	25	18.9	25	21.8	16	19.6	23	30.54	13
四川	22.2	8	23.6	8	24.6	9	20.6	20	20.86	23
貴州	19.5	13	17.8	28	15.7	31	18.6	27	20.61	26
雲南	15.2	29	18.5	26	18.9	23	22.8	14	23.82	17
西藏	19.6	12	22.1	11	17.9	27	16	30	50.89	4
陝西	18.7	20	18.2	27	23.2	11	22.6	16	20.77	25
甘肅	14.8	31	19.9	21	19.4	22	25.2	12	26.79	14
青海	20.6	10	19.8	22	18	26	14.2	31	20.84	24
寧夏	16.3	26	15.4	31	15.9	30	19.1	25	23.07	18
新疆	18.5	21	17.5	29	43.7	1	43.3	4	51.96	3
平均	21.71		21.88		23.15		25.33		31.40	

資料來源：上海財經大學2009-2013年《中國財政透明度報告》。

第四章、研究方法

本研究欲探討在考慮空間自我相關下，探討中國大陸各省市地方財政透明度對吸引外資之影響，事實上，在現有研究大陸各省市吸引外資的決定因素的相關文獻中，鮮少有考量到大陸各地方政府在吸引外資時具有空間相依性。由於將空間自我相關的因素加入模型中，因此本研究將使用空間計量模型進行實證研究。使用空間計量模型前，會先檢驗被解釋變數是否具有顯著的空間自我相關。若資料具有顯著的空間自我相關，再透過其他檢定才能決定何種空間模型較適合研究使用，以期得到更為正確且嚴謹的實證估計結果，而上述的步驟將會詳細在本節中逐一介紹。

第一節、空間相關性的檢定

在許多探討研究對象整體分布狀況的文獻中，通常在使用空間計量模型進行分析前，都會先檢定資料是否具有空間相關性，而 Moran (1950) 所提出的空間相關指數 Moran's I 是最常用的全域型⁷空間自相關分析法。Moran's I 的計算方式是基於統計學中相關係數的共變異數 (Covariance) 關係推算而來。以下介紹 Moran's I 的基本計算原理，並將之應用於本研究之空間相關性實證研究中。

Moran's I 之公式如下所示：

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

其中， $i \neq j$ ， W 為空間權重矩陣。

空間權重矩陣 W 為由 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

⁷陳慈仁 (2001) 指出，全域型的功能在於描述某現象的整體分佈狀況，判斷此現象在空間是否有聚集特性存在，但其並不能確切地指出聚集在哪些地區。

標準。⁸空間權重矩陣中，0 代表兩個空間單位彼此不相鄰，1 則表示兩個空間單位彼此相鄰，且當 $i=j$ 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，以數學表示為：

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

Moran's I 基本的意義，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界定何謂「鄰近地區」，⁹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。¹⁰

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 H_0 為：沒有空間相關（no spatial correlation），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（standard normal distribution），Moran's I 的值會介於

⁸ 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，凡具邊緣相鄰與對角相鄰情況者，皆為相鄰者。

⁹ 「鄰近關係」界定方式常以共同邊界為準，亦即具有相同邊界的周邊地區定義為「鄰近」，否則定義為「非鄰近」。如此任何地區都可以給定一個「鄰近地區」的集合。亦可以距離為門檻，方圓一段距離以內的地區稱之為「鄰近」，超過此距離者則不是；或是以距離最近的 K 個地區（K 為自訂常數）稱為「鄰近」。不管以何種方式界定「鄰近」，理論上，每個地區都可以找到屬於自己的鄰近地區，除了這些地區以外，則是非鄰近地區。

¹⁰ 實務上，通常簡化問題，相對於某個目標地區，將其他地區區分為「鄰近」與「非鄰近」兩類，目標地區的屬性資料（變數值的大小）會受到「鄰近地區」的影響，與「非鄰近地區」則不相干。其實較複雜的分析不需要此種假定，影響常是無遠弗屆的，只是隨著距離而遞減。

-1 至 1 之間，周圍的值與平均值差異越大則 Moran's I 值越大，代表空間分布的相關性越強；反之，值越小則代表空間分布的相關性不強。若值大於 0 則表示，資料空間分布為正相關，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。(艾兆蕾 2005)

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，若要考慮實證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。另外，Anselin (1988)、Anselin and Bera (1998) 指出，在空間計量經濟中，為了達到固定各空間單元鄰近效應的影響，使列元素總合為 1，通常對空間權重矩陣 W 進行列標準化 (row standardization)。

此外，Moran 散佈圖 (Moran Scatter Plot) 為空間分析中一個很實用的工具，它可以讓研究者輕易了解某觀察值與其鄰近地區之觀察值之間的關係。其橫軸為欲觀察樣本的值；縱軸為根據橫軸欲觀察樣本的值之加權平均。Moran 散佈圖的四個象限各有不同的空間自我相關意義。「高-高」或「低-低」類型的區域，也就是第一象限和第三象限，皆代表觀察值具有顯著且正向的空間自我相關。

表 4：Moran 散佈圖之定義

類型	區域	自我相關	定義
高-高	第一象限	正	空間聚集：本身很高，鄰居也很高。
低-高	第二象限	負	極端值：本身是很低的極端值，而鄰居都很高。

低-低	第三象限	正	空間聚集：本身很低，鄰居也很低。
高-低	第四象限	負	極端值：本身是很高的極端值，而鄰居都很低。

來源：<http://www.biomedware.com/>



第二節、空間計量模型的設定

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（2010）對上述三種空間計量模型的介紹分別如下：

空間落遲模型或稱空間自我迴歸模型的設定

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（艾兆蕾，2005）。空間落遲模型的設定如下：

$$y_{i,t} = \rho \sum_{j=1}^N w_{i,j} y_{j,t} + \alpha + x_{i,t} \beta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， w_{ij} 為空間加權矩陣， $w_{ij}y_{jt}$ 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。 ρ 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。

空間誤差模型（spatial error model）

空間誤差模型適合用於修正因空間自我相關的存在，使原來的模型產生誤差（郭迺鋒，2004）。當在誤差項中考慮其它干擾因子之後，代表誤差項中有空間自我相關存在。空間相關依性存在於誤差項時，殘差項將不再是白噪音（white noise），而是轉成有空間自我相關。空間誤差模型的設定如下：

$$y_{i,t} = \alpha + x_{i,t} \beta + \mu_i + \lambda_t + \phi_{i,t} \quad , \quad \phi_{i,t} = \rho \sum_{j=1}^N w_{i,j} \phi_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中， 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。

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：

$$y_{i,t} = \rho \sum_{j=1}^N w_{i,j} y_{j,t} + \alpha + x_{i,t} \beta + \sum_{j=1}^N w_{i,j} x_{i,j,t} \theta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

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 $w_{ij}x_{i,j,t}\theta$ ，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， ρ 與 θ 為空間自我相關係數。

另外 Lesage and Pace (2009) 對空間杜賓模型提出了直接效果 (Direct effect)、間接效果 (Indirect effect) 和總效果 (Total effect) 等概念。直接效果表示本地區解釋變數對本地區被解釋變數造成的影響之外 (下圖 Main¹¹)，之後再由本地區被解釋變數經由 $\rho \sum_{j=1}^N w_{i,j} y_{j,t}$ (下圖步驟 1) 影響其他地區的被解釋變數 (下圖步驟 2)，再一次經由 $\rho \sum_{j=1}^N w_{i,j} y_{j,t}$ (下圖步驟 3) 回頭影響本地區的被解釋變數 (下圖步驟 4)。之後持續循環，直到最後效果收斂到 0 為止。以上步驟 Lesage and Pace (2009) 稱之為回饋效果 (Feedback effect)。間接效果表示其他地區解釋變數對本地區被解釋變數

¹¹ Main 意義為 $x_{i,t}\beta$ 項，其中 β 即為一般迴歸模型中解釋變數之係數。

經由 $\sum_{j=1}^N w_{i,j} x_{i,j,t} \theta_i$ 造成影響之外 (下圖 Wx^{12})，之後再由本地區被解釋變數經由 $\rho \sum_{j=1}^N w_{i,j} y_{j,t}$ (下圖步驟 5) 影響其他地區的被解釋變數 (下圖步驟 6)，再一次經由 $\rho \sum_{j=1}^N w_{i,j} y_{j,t}$ (下圖步驟 7) 回頭影響本地區的被解釋變數 (下圖步驟 8)。之後持續循環，直到最後效果收斂到 0 為止。總效果則表示解釋變數對所有地區之被解釋變數所造成的平均影響。本研究將直接效果、間接效果及回饋效果之流程圖表示如下：

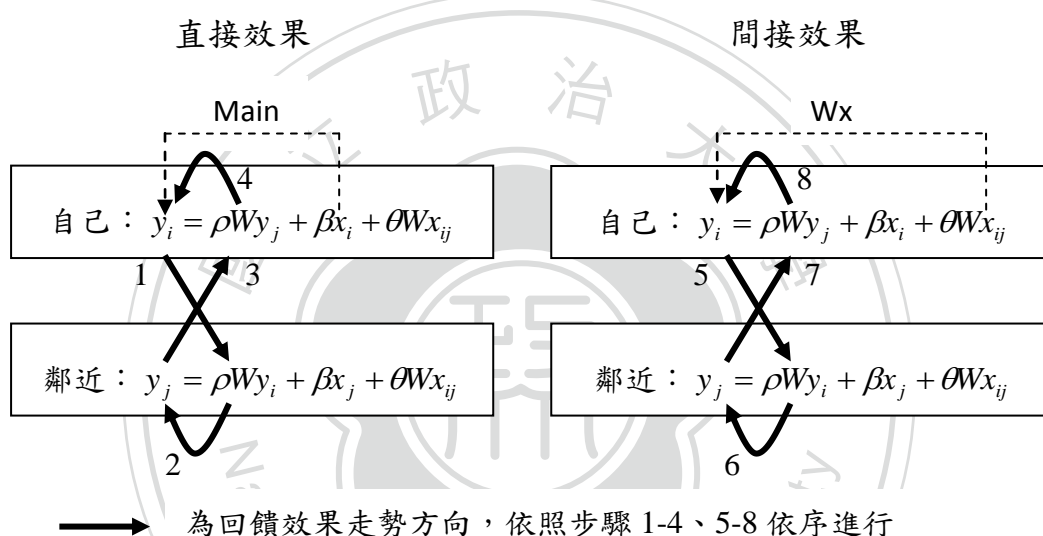


圖 9：回饋效果分析圖

模型檢驗方法 (model selection)

在空間計量模型的選擇上，根據 Hausman(1978)所提出的 Hausman 檢定進行實證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 $H_0 : E(u_i, X_{i,t})=0$ ，(即 u_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 $H_A : E(u_i, X_{i,t}) \neq 0$ ，(即 u_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 u_i 與解釋

¹² Wx 意義為 $\sum_{j=1}^N w_{i,j} x_{i,j,t} \theta$ 項，其中 θ 代表其他地區解釋變數對本地區被解釋變數之平均影響。

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有效性和一致性，而隨機效果模型估計之將只具有有效性，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，但不具有有效性，故採取隨機效果模型。在決定完使用固定或隨機效果模型之後，接著由 Elhorst (2010) 所提出的 Wald test 來檢定是否需要使用空間杜賓模型，藉由 Wald test 檢定虛無假設 $H_0: \theta=0$ 和 $H_0=\rho\beta+\theta=0$ 。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。

本研究之方法流程圖可以如下圖所示：



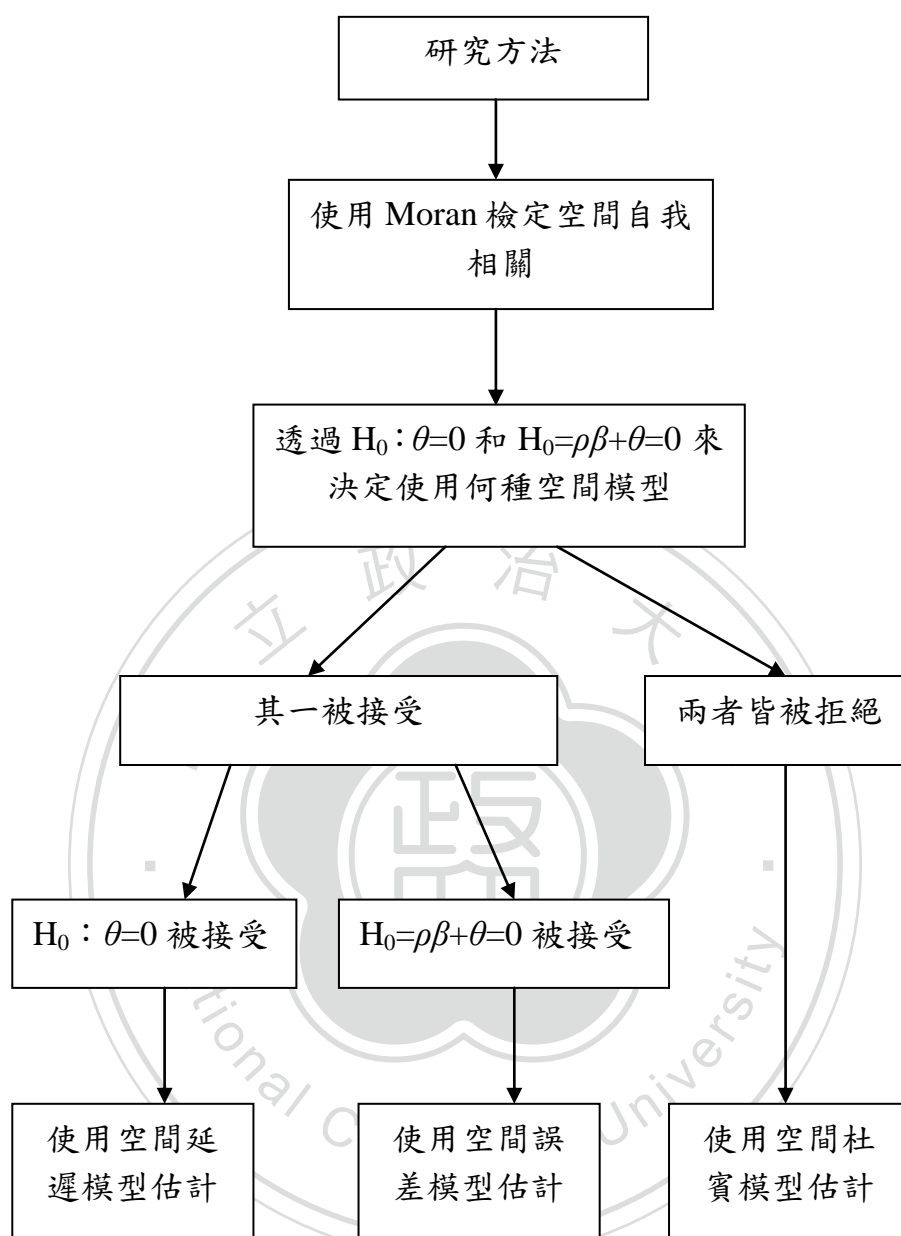


圖 10：研究方法流程圖

第三節、實證模型設定

本研究之主要目的為探討考慮空間因素下，中國財政透明度對吸引外資的影響為何，並使用 2007 至 2012 年中國大陸 31 個省市的追蹤資料進行實證分析。被解釋變數為各省市之外商投資企業投資總額 (*FDI*)；解釋變數為財政地方透明度指標 (*FT*)、各省市地區生產總值 (*GDP*)、各省市職工實質平均工資 (*WAGE*)、各省市鐵路密度 (*RLWAY*)、各省市對外開放程度 (*OPEN*)、各省市城市化程度 (*U*) 以及各省市累計外商投資企業投資總額 (*CFDI*)。

本研究所使用之實證模型分為下列兩種，主要差別在於財政透明度的運用方式不同，模型一是財政透明度變數是採用《中國財政透明度報告》公佈年度來衡量，廠商在該年報告公佈後取得 3 年前各省市財政透明度資訊做為下一年度投資依據，是以所採取的樣本為 2010 年至 2012 年外商投資企業投資總額做為被解釋變數，財政透明度方面則採用 2009 年至 2011 年¹³上海財經大學公共政策研究中心所出版的《中國財政透明度報告》做為解釋變數。而其他解釋變數因用來考量下一年度外商投資區位以及數量之參考，因此皆比外商投資企業投資總額研究年度減少一年。模型二則是採取以國外投資廠商親身感受的立場來衡量財政透明度對吸引外資之影響，在此假設外資企業在投資時會自行蒐集資料剖析各省市財政透明度的發展狀況，作為下一年度投資與否依據，所以在模型二方面，本研究所採取的樣本為 2007 年至 2011 年外商投資企業投資總額做為被解釋變數，財政透明度方面則採用 2009 年至 2013 年¹⁴《中國財政透明度報告》，本研究

¹³ 雖然 2009 年《中國財政透明度報告》實際研究資料為 2006 年，但是廠商也可參考此資料評估下一年度投資的區位選擇。所以模型二以 2010 年至 2012 年外商投資企業投資總額搭配 2009 年至 2011 年《中國財政透明度報告》來研究。

¹⁴ 2009 年《中國財政透明度報告》實際研究資料為 2006 年，以此類推，2009 年至 2013 年的《中國財政透明度報告》實際資料為 2006 年至 2010 年，所以模型一以 2007 年至 2011 年外商投資企業投資總額搭配 2009 年至 2013 年《中國財政透明度報告》來研究。

模型如下所示：

(研究年度為 2010 年至 2012 年)：

$$\begin{aligned}
 FDI_{i,t} = & \alpha + \rho \sum_{j=1}^N w_{i,j} y_{j,t} + \beta_1 FT_{i,t-1} + \beta_2 GDP_{i,t-1} + \beta_3 WAGE_{i,t-1} + \beta_4 RLWAY_{i,t-1} + \\
 & \beta_5 OPEN_{i,t-1} + \beta_6 U_{i,t-1} + \beta_7 CFDI_{i,t-1} + \theta_1 w_{i,j} FT_{i,j,t-1} + \theta_2 w_{i,j} GDP_{i,j,t-1} + \\
 & \theta_3 w_{i,j} WAGE_{i,j,t-1} + \theta_4 w_{i,j} RLWAY_{i,j,t-1} + \theta_5 w_{i,j} OPEN_{i,j,t-1} + \theta_6 w_{i,j} U_{i,j,t-1} + \\
 & \theta_7 w_{i,j} CFDI_{i,j,t-1} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}^{15}
 \end{aligned} \tag{4}$$



¹⁵ 模型一與模型二的差別在於財政透明度採用的時間點，模型二採取以國外投資廠商親身感受的立場來衡量財政透明度對吸引外資之影響，因此在模型二中 $\beta_1 FT_{i,j,t-1}$ 和 $\theta_1 w_{i,j} FT_{i,j,t-1}$ 會變為 $\beta_1 FT_{i,j,t-3}$ 、 $\theta_1 w_{i,j} FT_{i,j,t-3}$ 。

第四節、資料來源與變數選取

根據上節所介紹之模型，將其中被解釋變數及解釋變數定義與預測方向闡述如下，並說明其數據的資料來源：

在被解釋變數財政透明度指標選擇方面，有鑑於上述 Drabek and Payne (2001) 和 Zhao, Kim and Du (2003) 所指出透明度指標的種種問題，本研究選取上海財經大學公共政策研究中心所出版的《中國財政透明度報告》所提供的地方政府財政透明度數據。上海財經大學自 2009 年起逐年推出透明度報告，報告中詳細計算出中國大陸 31 省財政透明度在 2006-2010 年間的數據。¹⁶其評分方法主要為透過三大類 113 項目的評估，¹⁷但該指標著重在研究資訊的可取得性，而對於資訊的及時性、可靠性和易理解性並未充分考慮，這是往後研究該課題時可以多加深思的方向。

此外， $GDP_{i,t-1}$ 代表 i 地區在 $t-1$ 期間的各省市地區生產總值。Mucchielli and Yu (2011) 指出中國巨大的消費市場對跨國公司投資是一個很大的吸引力，生產總值越高的地區被認為有更高的市場需求，在以往的研究中，Belderbos, R. and M. Carree (2002) 也同意以上觀點。因此本研究預期地區生產總值對國外直接投資有正向的影響。

$WAGE_{i,t-1}$ 代表 i 地區在 $t-1$ 期間的各省市職工實質平均工資。Mucchielli and Yu (2011) 認為中國在全球出口市場地位的成功是由於相對於其他國家有著較低的勞動成本。低廉的工資對於投資企業來說可以有效的降低生

¹⁶ 2009 前出版之《中國市級政府財政透明度研究報告》實際研究資料為 2006 年，以此類推，故研究期間為 2006-2010 年，其中 2013 年出版之《中國市級政府財政透明度研究報告》中有提到該年實為 2011 年資料，但經由作者查證上海財經大學，劉小兵老師說明為了將來逐步過渡到“本年評估上年”的模式以體現資訊公開的“及時性”原則，我們對提供 2010 年和 2011 年的都視同有效資料。

¹⁷ 三大類分別為政府基金、社會保險基金以及國有企業基金，每個項目以 10 分為滿分，另外再加上一項態度評估，態度評估滿分為 50 分，加總得到各省財政透明度的總和評分，滿分為 1180 分。

產成本。因此本研究預期地區職工實質平均工資對國外直接投資有負向的影響。

$RLWAY_{i,t-1}$ 代表 i 地區在 $t-1$ 期間的各省市每平方公里鐵路里程。Head and Ries (1996) 指出，外資企業生產之商品無論是出口至國外或是運至中國其他地區，都需要搭配交通運輸進行運送，良好的交通基礎設施對外資是非常有吸引力。因此本研究預期地區每平方公里鐵路里程對國外直接投資有正向的影響。

$OPEN_{i,t-1}$ 代表 i 地區在 $t-1$ 期間的各省市對外開放程度，趙平 (2012) 研究發現，對外開放程度反映了地主國參與全球經貿發展的程度，其提高有利於新興經濟體吸引外資的流入。為了鼓勵出口和改善國際收支，新興經濟體提供了眾多優惠措施吸引外資流入。因此本研究預期地區對外開放程度對國外直接投資有正向的影響。

$U_{i,t-1}$ 代表 i 地區在 $t-1$ 期間的各省市城市化程度，林峰、黃志成 (2004) 認為，從吸引外資的角度來看，城市化聚集效應主要體現在 (1) 本地市場的潛在規模。城市人口規模增長會促使城市市場規模相應擴大，對外資市場吸引力就相對較高。(2) 城市人口規模的擴大，城市人均收入一般高於農村，因此可以為外資提供規模經濟的市場需求。(3) 城市化較高的地區一般來說基礎設施完善的程度也會較高，而優越的基礎設施又是吸引外資的重要因素。因此本研究預期地區城市化程度對國外直接投資有正向的影響。

$CFDI_{i,t-1}$ 代表 i 地區在 $t-1$ 期間的各省市外商投資企業投資總額，段娟 (2011) 認為外商投資會有聚集效果存在，外商投資越多的地區，可以為外資企業進入創造更好的環境條件，形成規模經濟和正的外部效應。因此本研究預期地區外商投資企業投資總額對國外直接投資有正向的影響。

表 5：實證變數之基本設定與預期方向

變數	定義	預期
$FDI_{i,t}$	中國各省市外商投資企業投資總額（單位：百萬美元）	
$FT_{i,t-1}$	中國各省市財政透明度指標，以實際調查年度為主	+
$GDP_{i,t-1}$	中國各省市地區生產總值（單位：人民幣億元）	+
$WAGE_{i,t-1}$	中國各省市職工實質平均工資（單位：人民幣元）	-
$RLWAY_{i,t-1}$	中國各省市每平方公里鐵路里程（單位：公里/公里 ² ）	+
$OPEN_{i,t-1}$	中國各省市對外開放程度（單位：地區進出口總額/地區生產總值）	+
$U_{i,t-1}$	中國各省市城市化程度（單位：地區都市人口/地區總人口）	+
$CFDI_{i,t-1}$	中國各省市累計外商投資企業投資總額（單位：百萬美元）	+

資料來源：各年《中國統計年鑑》。

表 6：實證變數之基本統計量

變數	平均值	標準差	最小值	最大值
$FDI_{i,t}$	92638.17	135964.5	534	625000
$FT_{i,t-1}$	22.24	7.43	14.8	62.7
$GDP_{i,t-1}$	14234.27	11597.56	441.36	53210.28
$WAGE_{i,t-1}$	36154.31	10431.68	20597	75591
$RLWAY_{i,t-1}$	0.0205	0.1760	0.000407	0.0794
$OPEN_{i,t-1}$	0.3023	0.3758	0.0357	1.5481
$U_{i,t-1}$	0.5080	0.1450	0.2229	0.8930
$CFDI_{i,t-1}$	565863.3	845010.8	4126	3771103

資料來源：各年《中國統計年鑑》。

第五章、實證結果與模型相關檢定

本研究欲探討在考慮空間因素下，中國的地方財政透明度及其他因素對於國外直接投資的影響，實證模型將透過 2007 年至 2012 年中國大陸 31 個省市的追蹤資料，並透過單因子區域固定效果的空間模型進行實證研究。本章節將說明實證模型所得出的迴歸分析結果和相關模型檢定。

第一節、空間相關性的檢定結果

在使用空間計量模型進行分析前，一般先檢定資料是否具有空間相關性。常見的檢定方式為空間相關指數 Moran's I，透過表 8 中 Moran's I 指數，可觀察出自 2007 年至 2012 年間 Moran's I 指數皆顯著為正（拒絕虛無假設 H_0 ：沒有空間相關），即殘差項為白噪音（white noise），代表在 2007 年至 2012 年間中國大陸外商投資企業投資總額有空間上的聚集現象，而 Moran's I 值大於 0 則表示，資料空間分布為正相關，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；或是被觀察值越低者，鄰近地區的被觀察值也會越低，代表被觀察值有聚集分布的現象。

表 7：2007-2012 外商投資企業投資總額分年 Moran's I

年度	Moran's I	P-Value	
2007	0.176	0.010	***
2008	0.177	0.010	***
2009	0.173	0.010	***
2010	0.161	0.014	**
2011	0.164	0.013	**
2012	0.166	0.012	**

資料來源：本研究自行整理

本研究繪製 2007 年和 2012 年中國大陸各省市外商投資企業投資總額之 Moran 散佈圖。由下面圖 11 至圖 16 可以發現中國大陸外商投資企業投資總

額空間自我相關分佈。縱軸表示外商投資企業投資總額經過標準化及空間滯後的加權平均值，橫軸為各省市外商投資企業投資標準化後總額。從圖中可發現，大部分集中在第三象限，即「低-低」區域，都有顯著的空間聚集之現象，表示中國大陸低外商投資企業投資總額省級之間互相聚集的現象相當明顯。其中，江蘇、上海、浙江、福建、山東、遼寧、天津在這六年間明顯位於第一象限，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；山西、貴州、重慶、陝西、雲南、寧夏、四川、新疆、西藏、青海、甘肅在這六年間明顯位於第三象限，即該地區的被觀察值越低者，鄰近地區的被觀察值也會越低。

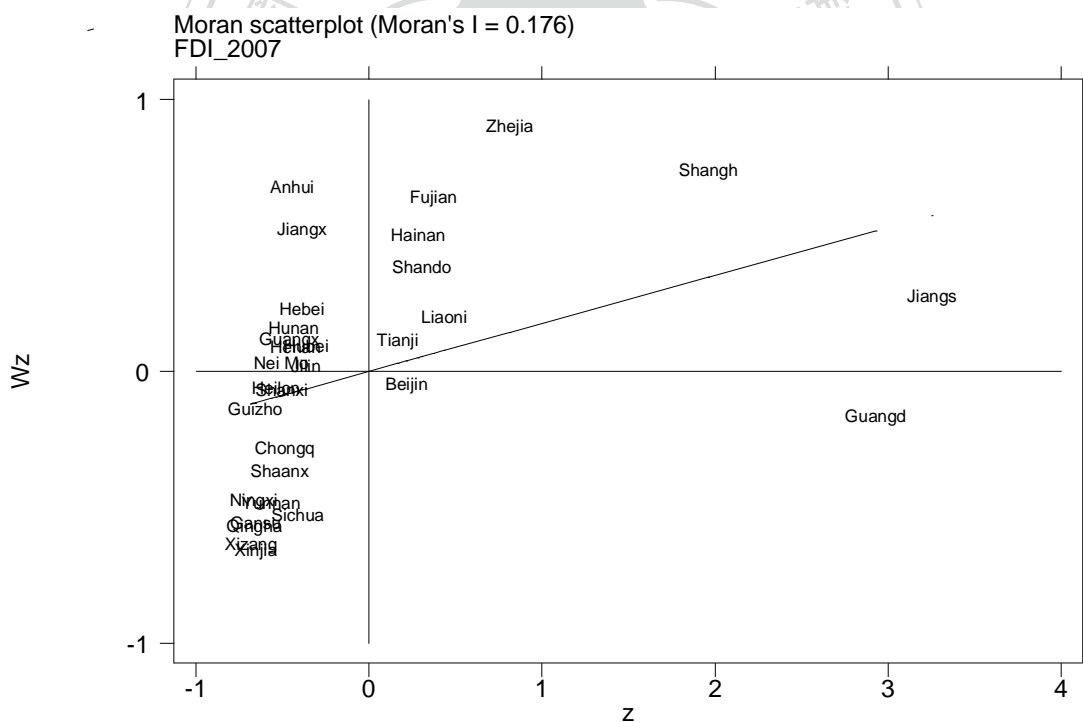


圖 11：2007 年中國各省市外商投資企業投資總額 Moran 散佈圖

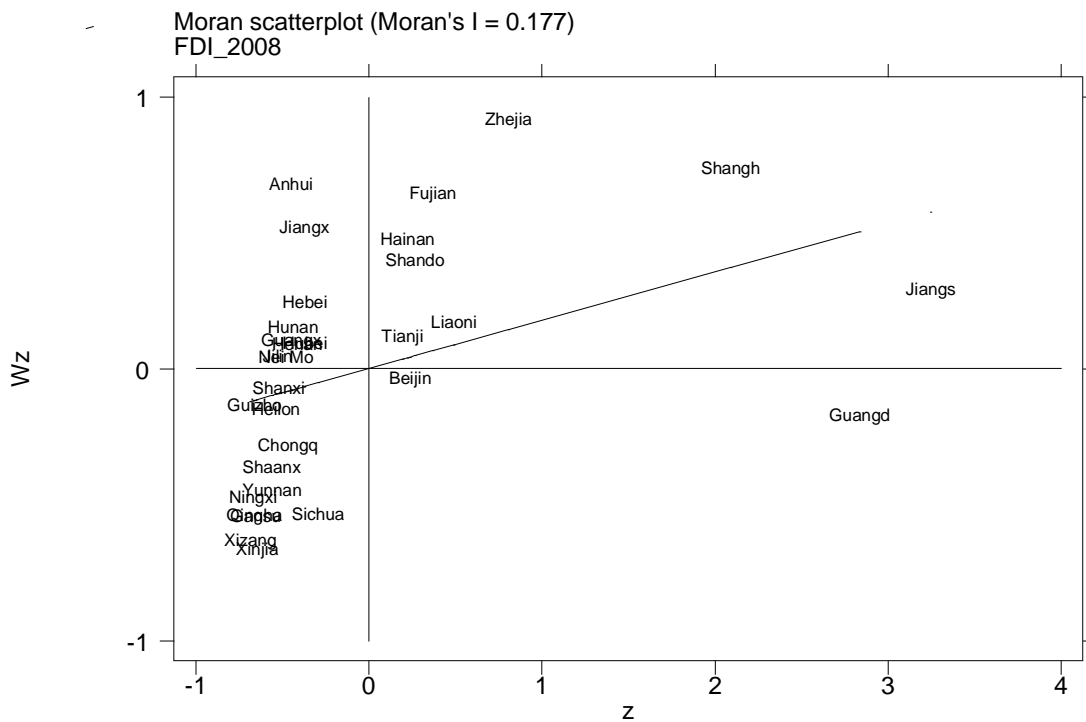


圖 12：2008 年中國各省市外商投資企業投資總額 Moran 散佈圖

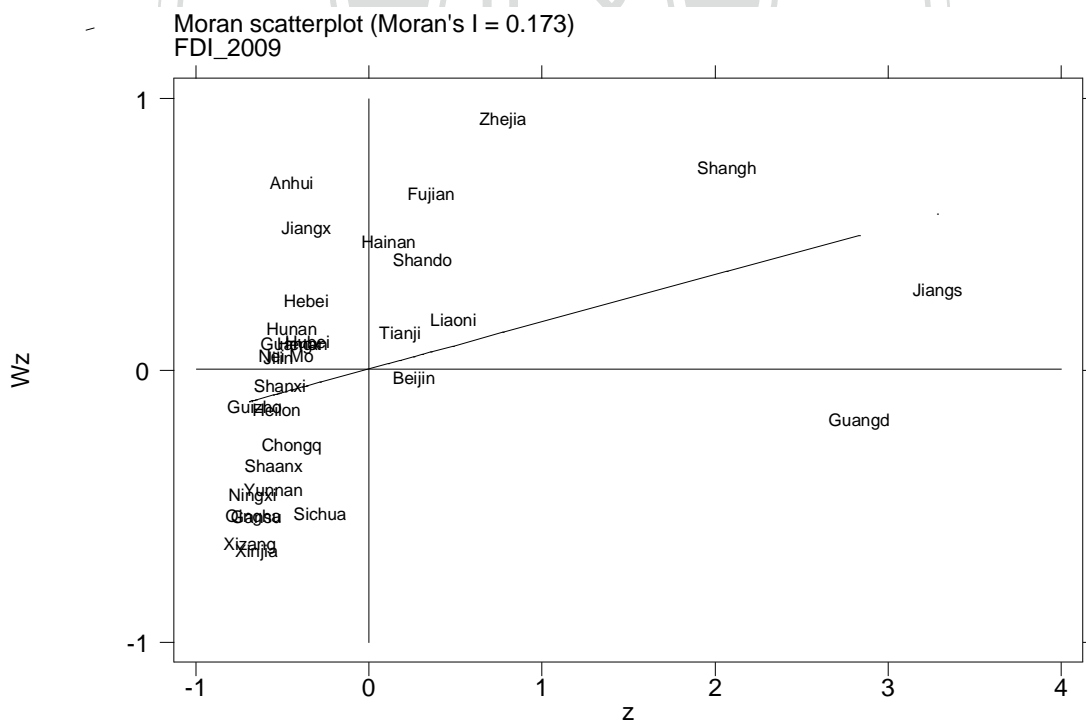


圖 13：2009 年中國各省市外商投資企業投資總額 Moran 散佈圖

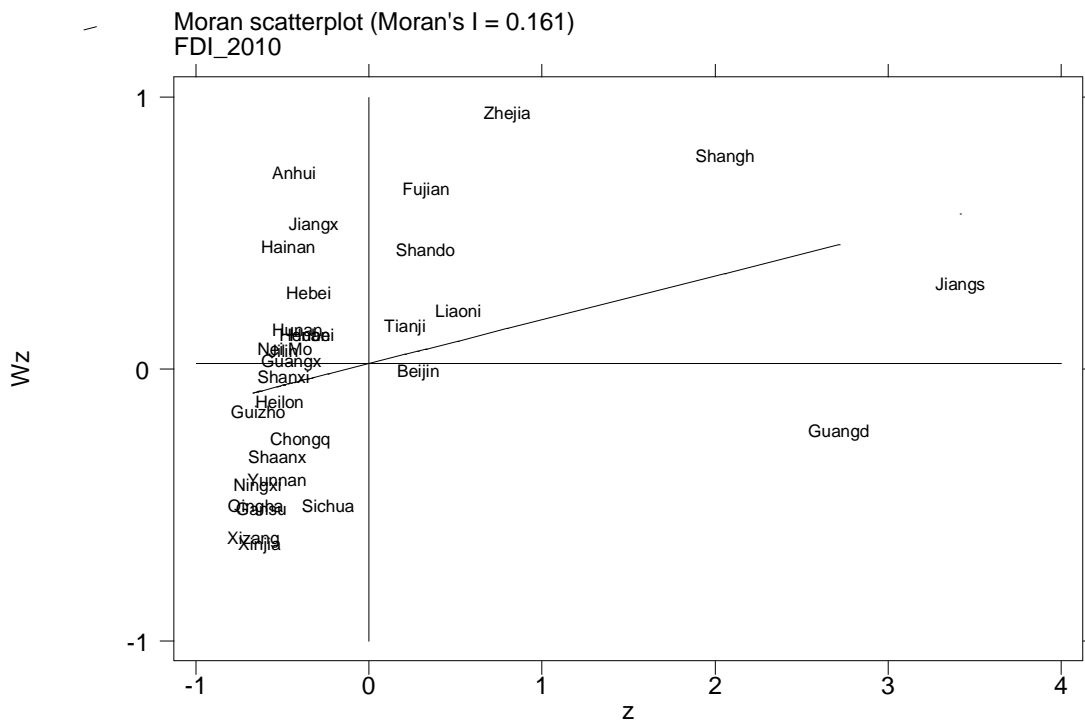


圖 14：2010 年中國大陸各省市外商投資企業投資總額 Moran 散佈圖

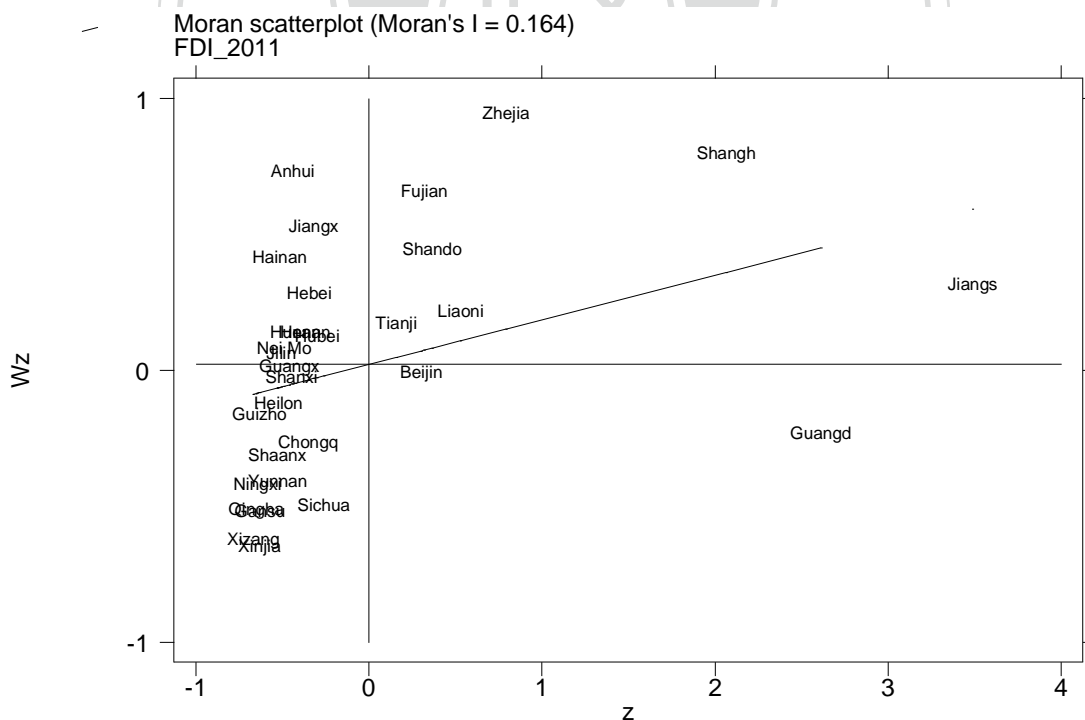


圖 15：2011 年中國大陸各省市外商投資企業投資總額 Moran 散佈圖

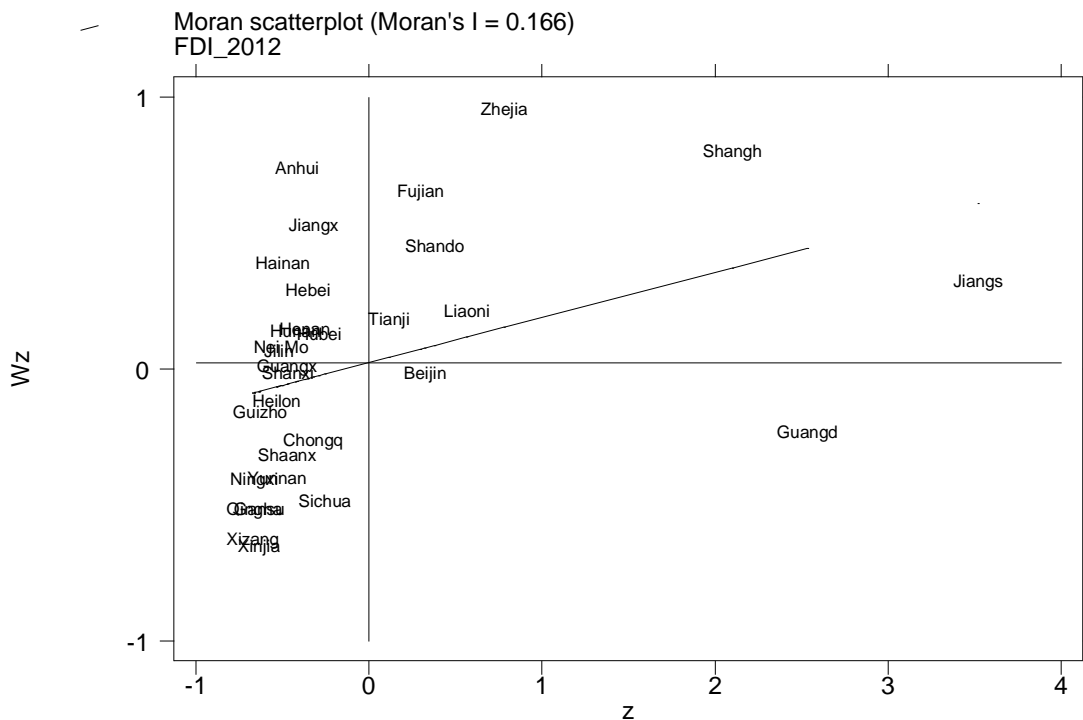
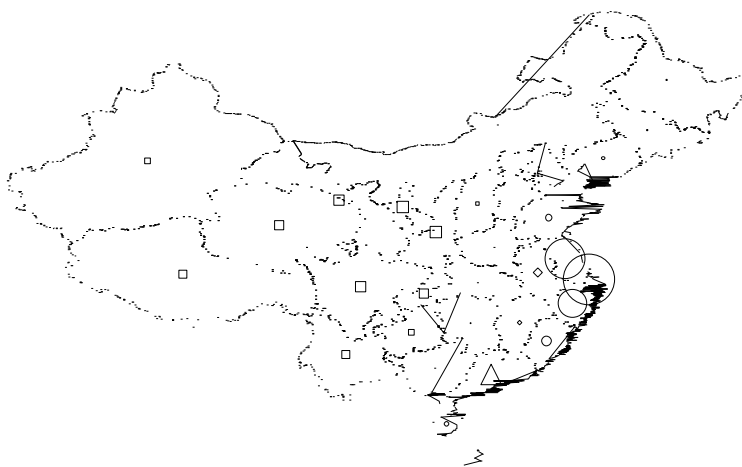


圖 16：2012 年中國大陸各省市外商投資企業投資總額 Moran 散佈圖

此外，本研究另外繪製 2007 年至 2012 年中國大陸各省市外商投資企業投資總額 Moran 地圖分佈，圖中畫有圓圈標記的省市為上述 Moran 散佈圖第一象限；畫有正方形標記的省市為上述 Moran 散佈圖第二象限；畫有三角形標記的省市為上述 Moran 散佈圖第三象限；畫有菱形標記的省市為上述 Moran 散佈圖第四象限；由下面六圖可清楚發現圓圈標記皆集中於東部沿海地區，正方形標記集中於中部以西地區，顯示這兩個區域有著明顯投資競爭情況發生。

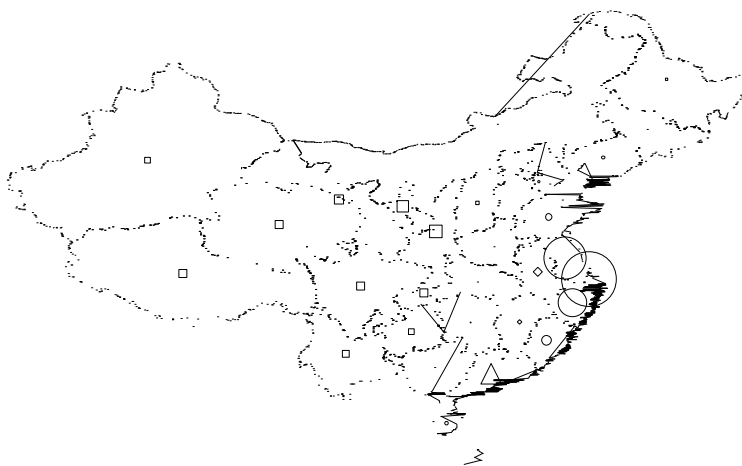
Moran scatterplot



FDI_2007

圖 17：2007 年中國大陸各省市外商投資企業投資總額 Moran 地圖

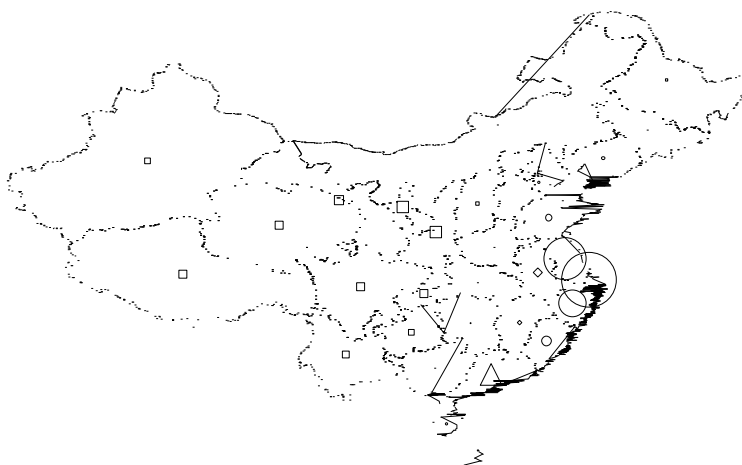
Moran scatterplot



FDI_2008

圖 18：2008 年中國大陸各省市外商投資企業投資總額 Moran 地圖分布

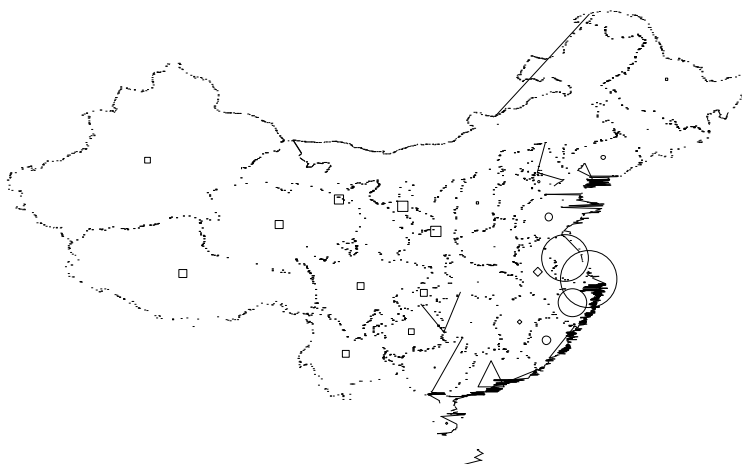
Moran scatterplot



FDI_2009

圖 19：2009 年中國大陸各省市外商投資企業投資總額 Moran 地圖分布

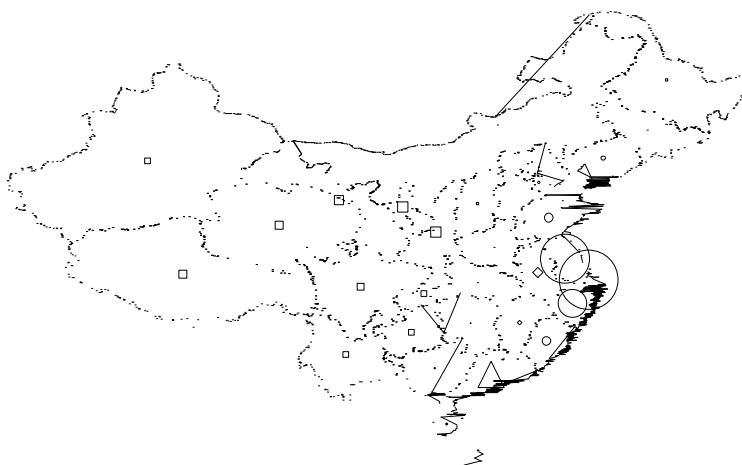
Moran scatterplot



FDI_2010

圖 20：2010 年中國大陸各省市外商投資企業投資總額 Moran 地圖分布

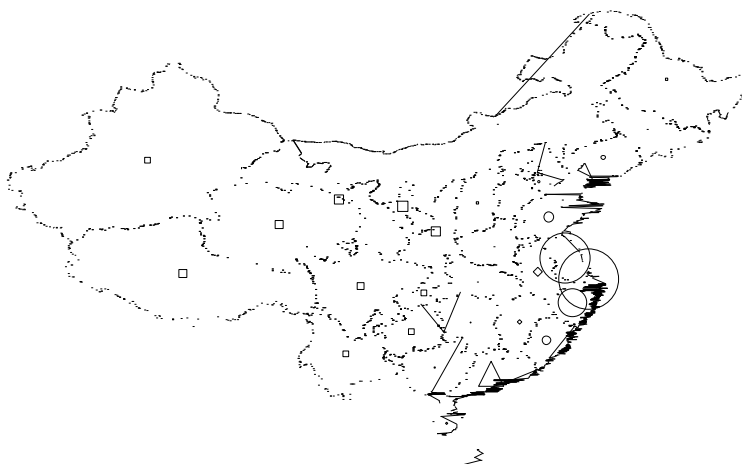
Moran scatterplot



FDI_2011

圖 21：2011 年中國大陸各省市外商投資企業投資總額 Moran 地圖分布

Moran scatterplot



FDI_2012

圖 22：2012 年中國大陸各省市外商投資企業投資總額 Moran 地圖分布

第二節、未加入空間自我相關的模型估計結果分析

本研究使用空間計量模型進行分析。在使用空間計量模型之前，要先決定追蹤資料將用單因子（one-way）或是雙因子（two-way）來進行實證研究較為合適。透過概似比檢定（Likelihood Ratio test，LR test）¹⁸之結果判斷模型加入「區域固定效果」、「時間固定效果」或是雙因子的「區域、時間固定效果」是否造成估計結果的差異來決定後面加入空間計量所使用的模型。

模型估計結果如下表，表 10 為 2010 年至 2012 年未加入空間自我相關模型的估計結果，為了檢定空間固定效果為不顯著的虛無假設，使用概似比檢定結果為 399.7588（p-value < 0.01）¹⁹拒絕虛無假設，空間固定效果確實存在；同樣地，可以檢定時間固定效果為不顯著的虛無假設，概似比檢定的結果為 5.2808（p-value > 0.1）²⁰接受虛無假設，顯示時間固定效果不存在。基於以上的分析，只考慮空間固定效果不考慮時間固定效果的單因子固定效果模型是本研究最合適的估計模型。

另外，模型二以國外投資廠商親身感受的立場來衡量財政透明度對吸引外資之影響的部分，由於此假設在於投資企業會自主蒐集資料觀察各省市財政透明度的發展狀況，但實證結果顯示現實世界中並非如此，因此本研究將模型二實證結果部分呈現於附錄。

¹⁸ $LR = -2(LR - LU) \sim \chi^2(m)$ 。

¹⁹ $\chi^2(3)_{0.01} = 11.34$ ， $399.7588 > 11.34$ ，因此拒絕空間固定效果為不顯著的虛無假設。

²⁰ $\chi^2(31)_{0.1} = 40.26$ ， $5.2808 < 40.26$ ，因此接受時間固定效果為不顯著的虛無假設。

表 8：未加入空間自我相關的模型估計結果（模型一）

解釋變數	傳統迴歸模型	區域固定效果		時間固定效果	區域和時間固定效果	
	係數 (P 值)	係數 (P 值)		係數 (P 值)	係數 (P 值)	
Constant	-15311.3960 ** (0.524)					
<i>FT</i>	-343.8067 (0.101)	27.0210 (0.669)		126.0304 (0.721)	29.8275 (0.627)	
<i>GDP</i>	58.9016 (0.876)	0.0974 (0.783)		0.7143 * (0.083)	0.4621 (0.233)	
<i>WAGE</i>	0.3854 *** (0.420)	-0.6209 *** (0.004)		1.6949 *** (0.005)	-0.1858 (0.577)	
<i>RLWAY</i>	236059.2030 (0.453)	295320.6498 * (0.097)		10496.7769 (0.972)	325141.9977 *	
<i>OPEN</i>	-25204.5805 *** (0.226)	39794.8047 *** (0.001)		-56957.9572 *** (0.009)	42378.1823 *** (0.001)	
<i>U</i>	2743.4674 (0.949)	177141.6997 *** (0.000)		26857.5587 (0.510)	220573.0998 *** (0.000)	
<i>CFDI</i>	0.1601 *** (0.000)	0.0858 *** (0.000)		0.1588 *** (0.000)	0.0804 *** (0.000)	
LR test	NA	5.2808		399.7588 ***	NA	
R-squared	0.9669	0.9512		0.9707	0.9313	
LogL	-1072.2	-869.1607		-1066.4	-866.5203	
樣本數	93	93		93	93	

附註：：1.符號***、**、*表示在顯著水準 1%、5%、及 10%時，拒絕虛無假設。

第三節、空間計量模型估計結果分析

一、實證結果分析

本研究進一步使用空間計量模型進行實證分析，首先採取空間杜賓模型估計，使用 Hausman(1978)所提出的 Hausman 檢定進行實證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)。在選定固定或隨機效果模型之後，接著使用 Elhorst (2010) 所提出之 Wald test 檢定是否需要使用空間杜賓模型，或是改用空間落遲模型和空間誤差模型。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。檢定結果如下表所示：

由下表 11 可發現，hausman 檢定結果顯示卡方值為 11.4 ($p=0.022$) 拒絕虛無假設 (u_i 與解釋變數間不具相關性)，所以採用固定效果模型。接下來 Wald test spatial lag 值為 33.35 ($p=0.000$) 顯著拒絕 $H_0: \theta=0$ 之假設，說明使用空間杜賓模型優於空間落遲模型；再由 Wald test spatial error 值 35.56 ($p=0.000$) 顯著拒絕 $H_0=\rho\beta+\theta=0$ 之假設，說明使用空間杜賓模型優於空間誤差模型，因此最適合本研究之模型為固定效果空間杜賓模型。

表 9：空間杜賓模型估計結果（模型一）

SDM 區域固定效果										
解釋變數	Main		Wx		直接效果		間接效果		總效果	
	係數	(P 值)	係數	(P 值)	係數	(P 值)	係數	(P 值)	係數	(P 值)
<i>FT</i>	129.6405 ***	(0.018)	305.6837 ***	(0.007)	152.9795 ***	(0.002)	440.5594 **	(0.014)	593.539 ***	(0.004)
<i>GDP</i>	-0.3519	(0.310)	2.2526 ***	(0.003)	-0.1803	(0.623)	2.6804 ***	(0.004)	2.500 ***	(0.008)
<i>WAGE</i>	-0.8489 ***	(0.000)	-1.1077 ***	(0.004)	-0.9353 ***	(0.000)	-1.7418 ***	(0.001)	-2.6771 ***	(0.000)
<i>RLWAY</i>	-35777.98	(0.839)	938732.9 **	(0.018)	27688.78	(0.883)	1162892 **	(0.020)	1190581 *	(0.052)
<i>OPEN</i>	42561.8 ***	(0.000)	-20302	(0.288)	43238.38 ***	(0.000)	-14938.27	(0.542)	28300.11	(0.332)
<i>U</i>	216559.4 ***	(0.000)	23235.2	(0.740)	230542.2 ***	(0.000)	108842.5	(0.268)	339384.7 ***	(0.001)
<i>CFDI</i>	0.0881 ***	(0.000)	-0.0332 **	(0.033)	(0.0870) ***	(0.000)	-0.0136	(0.372)	0.0734 ***	(0.000)
ρ	0.240 *	(0.098)								
LogL	-849.7099									
Wald test spatial lag	33.35 ***	(0.000)								
Wald test spatial error	35.56 ***	(0.000)								
Hausman test	11.4 **	(0.022)								
樣本數	93									

附註：1.符號***、**、*表示在顯著水準 1%、5%、及 10%時，拒絕虛無假設。

二、空間因素對外商投資企業投資總額之影響

從上述之估計模型可發現，對 2010 年至 2012 年外商投資企業投資總額而言，實證模型的空間係數在 10% 顯著水準下顯著且為正，此結果顯示了中國大陸各省市的外商投資企業投資總額的資料確實存在顯著的空間相關性。因此某地外商投資企業投資總額會與鄰近區域外商投資企業投資總額相互影響。也就是說，當某地外商投資企業投資總額很高時，鄰近區域外商投資企業投資總額也會因此提高；若某地外商投資企業投資總額很低，鄰近區域外商投資企業投資總額也會因此降低。此結果與本章第一節空間相關性的檢定的結果相呼應。

三、其他變數對外商投資企業投資總額之影響

從上述之估計結果可發現，對 2010 至 2012 年外商投資企業投資總額而言，除了空間因素會對其產生影響以外，財政地方透明度指標 (*FT*)、各省市地區生產總值 (*GDP*)、各省市職工實質平均工資 (*WAGE*)、各省市鐵路密度 (*RLWAY*)、各省市對外開放程度 (*OPEN*)、各省市城市化程度 (*U*) 以及各省市累積外商投資企業投資總額 (*CFDI*) 皆會對其外商投資企業投資總額有顯著的影響。

其中在直接效果方面，財政地方透明度指標 (*FT*)、各省市對外開放程度 (*OPEN*)、各省市城市化程度 (*U*) 以及各省市累積外商投資企業投資總額 (*CFDI*) 皆存在顯著正向的效果，表達這些變數的提升對於吸引自己省市的外資有幫助；而各省市職工實質平均工資 (*WAGE*) 存在顯著負向的效果，表達工資率的上升對吸引自己省市的外資是一個阻礙。且 ρ 為正，顯示上述影響在考慮空間相依之下經由回饋效果將造成比未考慮空間相依的情況下影響更大。

在間接效果方面，財政地方透明度指標 (*FT*)、各省市地區生產總值

(*GDP*)、各省市鐵路密度鐵路密度 (*RLWAY*) 存在顯著正向的效果，顯示鄰近省份上述變數的提升對自己省市吸引外資有幫助；另外各省市職工實質平均工資 (*WAGE*) 存在顯著負向的效果。顯示鄰近省份工資率的上升將阻礙自己省市吸引外資，且經由回饋效果之後，影響將更劇烈。

在總效果方面，財政地方透明度指標 (*FT*)、各省市地區生產總值 (*GDP*)、各省市鐵路密度 (*RLWAY*)、各省市城市化程度 (*U*) 以及各省市累積外商投資企業投資總額 (*CFDI*) 顯著為正，說明無論哪個地區上述變數的提高，整體來說，不論對自己或是鄰近省市的平均外商投資企業投資總額皆會有所提高；各省市職工實質平均工資 (*WAGE*) 顯著為負，說明無論哪個地區工資率的提升，整體來說，不論對自己或是鄰近省市的平均外商投資企業投資總額皆會有所降低。

第六章、結論與政策意涵

第一節、實證模型之結論

本研究之主要目的為在考慮空間自我相關問題的情況下，分析中國大陸的財政地方透明度對於國外直接投資是否有顯著的影響，研究使用的資料為中國大陸各省市 2007 年到 2012 年的追蹤資料，並使用單因子固定效果空間杜賓模型進行估計。

實證結果顯示了中國大陸各省市的國外直接投資確實存在顯著的空間相關性。空間自我相關對於中國大陸外商投資企業投資總額有正向而且顯著的影響，因此某地的國外直接投資會與鄰近區域國外直接投資相互影響。也就是說，當某地國外直接投資很高，鄰近區域國外直接投資也會因此提高；若某地國外直接投資很低，鄰近區域國外直接投資也會因此降低。

在空間杜賓模型中，本地區的財政地方透明度、對外開放程度、城市化程度以及累積外商投資企業投資總額會對於本地區之國外直接投資有顯著且正向的影響；本地區平均工資對本地區的國外直接投資有負向的影響。而某地區的財政地方透明度、地區生產總值及鐵路密度會對鄰近地區的國外直接投資造成顯著正向影響；某地區的平均工資則會對鄰近地區的國外直接投資造成顯著負向影響。但整體而言，財政地方透明度、地區生產總值、鐵路密度、城市化程度及累積外商投資企業投資總額不管在哪個地區，只要有所增加，將會使中國大陸整體國外直接投資額有所增加；相反地，平均工資不論在哪個地區有增加，將會使中國大陸整體國外直接投資額減少。

第二節、政策意涵

過去的 30 年，中國大陸在經濟發展取得長足的進步，國外直接投資在經濟發展上面是一個巨大的推手。本研究之實證結果發現了中國大陸各省市的國外直接投資確實存在顯著的空間相關性，某地的國外直接投資會與鄰近區域的國外直接投資相互影響。當某地國外直接投資很高，鄰近區域國外直接投資也會因此提高；若某地國外直接投資很低，鄰近區域國外直接投資也會因此降低。因此如果能夠透過各省市間的交互影響，減少各區域發展的差異來降低各區域國外直接投資的落差，將東部沿海地區的高度發展透過空間相依性使國外直接投資逐步向中西部擴張。另外、目前中國各地經濟發展程度差異甚大，尤其是東部沿海地區與西部內陸地區。應增加中、西部內陸地區的財政透明度與基礎建設，幫助當地區域擁有足夠的吸引外資進入的條件，並且加強中、西部地區對外開放，如此才能夠穩定的提升各地區國外直接投資並達到各區域間平衡的發展。

最後，由兩個模型可發現，國外企業在投資時並不會主動去蒐集資料自行觀察財政透明度的狀況，但是當學界公佈財政透明度指標後，外商投資企業可以很簡單地從網路或刊物取得財政透明度的資訊，當作下一年度投資的參考方針，由此可證明，加強財政透明的審計並適度的向大眾公開是一個吸引外資進入的政策考量之一。

參考文獻

中文文獻

上海財經大學公共政策研究中心編(2009-2013),《中國財政透明度報告》。

上海：上海財經大學出版社。

中國國家統計局(2007~2012),《中國統計年鑑》。北京：中國統計出版社。

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》,世新大學經濟學研究所碩士論文。

李永友、沈坤榮(2008),「轄區間競爭、策略性財政政策與 FDI 增長績效的區域特徵」,《經濟研究》(北京),2008 年第 5 期,頁 58-69。

李永剛、管玥(2011),「地方官員競爭的政治錦標賽模型及其優化」,《政治學研究》(江蘇),2011 年第 2 期,頁 73-78。

李媛、李文君(2010),「FDI 在華區位選擇與區位演變趨勢分析」,《商業經濟》(黑龍江),2010 年第 12 期,頁 26-45。

林峰、黃志成(2004),「外商直接投資的聚集效應與我國利用外資對策」,《生產力研究》(山西),2004 年第 9 期,頁 109-111。

何興強、王利霞(2008)「中國 FDI 區位分佈的空間效應研究」,《經濟研究》(北京),2008 年第 11 期,頁 137-150。

段娟(2011),「中國 FDI 區位決定因素研究(1986-2009)」,《經濟與管理》(河北),2011 年第 6 期,頁 8-13。

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》(北京), 2004 年第 6 期, 頁 33-40。

郭迺鋒、詹立宇、朱真慧 (2004), 《專利活動國際化與第三波民主化關係之探討：空間計量分析》。

黃智聰、潘俊男(2002), 「大陸地區製造業產業結構的決定因素」, 《中國大陸研究》(台北), 第四十五卷第二期, 頁 97-123。

趙平 (2012), 「新興經濟體 FDI 流入的決定因素及中國的應對策略」, 《經濟與管理》(河北) 2012 年第 5 期, 頁 21-25。

英文文獻

Alt, James E., David Dreyer Lassen and Shanna Rose (2006), "The Cause of Fiscal Transparency: Evidence from the American States." EPRU Working Paper Series, 06-02.

Anselin, L. (1988), "Spatial Econometrics: Methods and Models." Dordrecht: Kluwer Academic Pub.

Anselin, L. and A. Bera. (1998), "Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics." Handbook of Applied Economic Statistics, edited by A. Ullah, and D. E. A. Giles. New York: Marcel Dekker, 237-289.

Belderbos, R. and M. Carree (2002). "The location of Japanese investments in China: agglomeration effects." *Journal of the Japanese and international economics*, 16(2), 194-211.

- Blomstrom, Magnus and Ari Kokko (1998), “Multinational Corporations and Spillovers.” *Journal of Economic Surveys*, 12(3), 247-277.
- Branstetter, Lee (2000), “Is Foreign Direct Investment a Channel of Knowledge Spillovers? Evidence from Japan's FDI in the United States.” NBER Working Paper Issued, No. 8015.
- Chen, Yanjing (2009), “Agglomeration and location of foreign direct investment: The case of China.” *China Economic Review*, 20(3), 549-557.
- Cheng, Leonard K. and Yum K. Kwan (2000), “What are the Determinants of the Location of Foreign Direct Investment? The Chinese Experience.” *Journal of International Economics*, 51(2), 379-400.
- Dimelis, S. and H. Louri (2002), “Foreign Direct Investment and Efficiency Benefits: A Conditional Quantile Analysis.” *Oxford Economic Papers*, 54(1), 449-469.
- Drabek, Zdenek and Warren Payne (2001), “The Impact of Transparency on Foreign Direct Investment.” Staff Working Paper ERAD-99-02.
- Elhorst, J. Paul (2010), “MATLAB SOFTWARE FOR SPATIAL PANELS.” *International Regional Science Review*, DOI: 10.1177/0160017612452429, 1 -17.
- Gelos, R. Gaston and Shang Jin Wei (2005), “Transparency and International Portfolio Holdings.” *The Journal of Finance*, 60(6), 2987-3020.
- Hameed, Farhan (2005), “Fiscal Transparency and Economic Outcomes.” IMF

Working Paper, 05/225.

Hausman, J. A. (1978), "Specification Tests in Econometrics." *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.

Head, Keith and John Ries (1996), "Inter-City Competition for Foreign Investment: Static and Dynamic Effects of China's Incentive Areas." *Journal of Urban Economics*, 40, 38-60.

IMF (2007), "Code of Good Practices on Fiscal Transparency." <https://www.imf.org/external/np/pp/2007/eng/051507c.pdf>

Kopits, George and Jon Craig (1998), "Transparency in Government Operations." IMF Occasional Paper, 158.

LeSage James and R. Kelly Pace (2009), "Introduction to Spatial Econometrics." CRC Press Taylor & Francis Group, Boca Raton, London, New York.

Li and Zhou (2005), "Political turnover and economic performance: the incentive role of personnel control in China." *Journal of Public Economics*, 89(9), 1743-1762.

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.

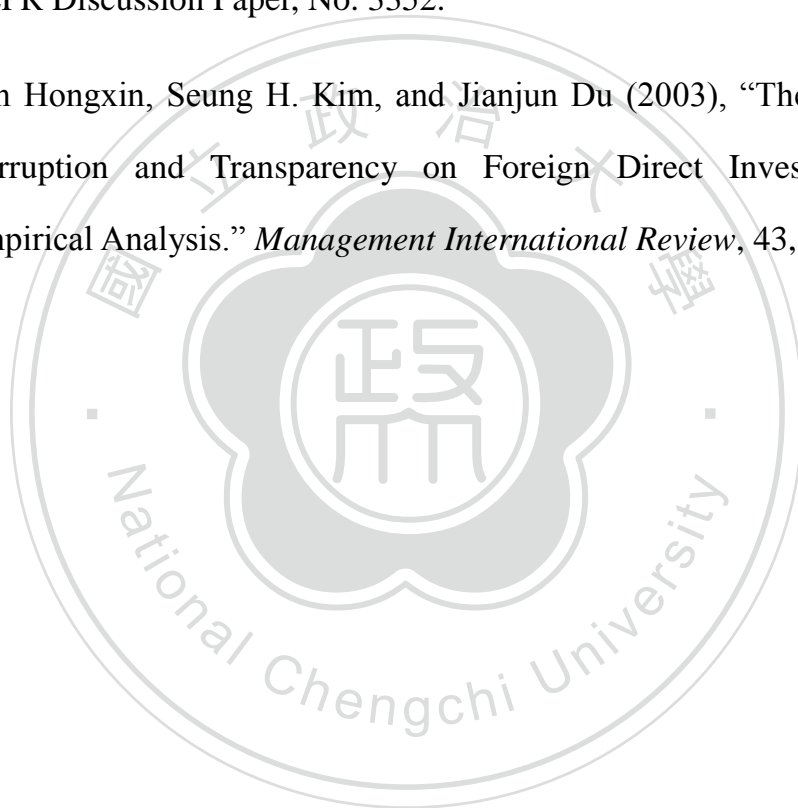
Mucchielli, Jean-Louis and Pei Yu (2011), "MNC's Location Choice and

Agglomeration: A Comparison between US and European Affiliates in China.” *Asia Pacific Business Review*, 17(4), 431-453.

OECD (2002), “Best Practices for Budget Transparency.”
<http://www.oecd.org/governance/budgeting/Best%20Practices%20Budget%20Transparency%20-%20complete%20with%20cover%20page.pdf>

Shi Min and Jakob Svensson (2002), “Conditional Political Budget Cycles.”
CEPR Discussion Paper, No. 3352.

Zhao, John Hongxin, Seung H. Kim, and Jianjun Du (2003), “The Impact of Corruption and Transparency on Foreign Direct Investment: An Empirical Analysis.” *Management International Review*, 43, 41-62.



附錄

表 10：未加入空間自我相關的模型估計結果（模型二）²¹

解釋變數	傳統迴歸模型	區域固定效果		時間固定效果		區域和時間固定效果	
	係數 (P 值)	係數 (P 值)		係數 (P 值)		係數 (P 值)	
Constant	30058.8466 ** (0.028)						
<i>FT</i>	-343.8067 (0.101)	-371.7574 (0.000)	***	-247.5373 (0.266)		-315.5030 (0.000)	***
<i>GDP</i>	0.4622 (0.255)	1.0211 (0.095)	*	0.6677 (0.118)		1.8536 (0.003)	***
<i>WAGE</i>	-0.7058 ** (0.017)	0.1927 (0.513)		-0.1756 (0.710)		1.9826 (0.000)	***
<i>RLWAY</i>	-291134.3151 (0.256)	-982086.4272 (0.036)	**	-354512.8639 (0.169)		-1370702.8039 (0.003)	***
<i>OPEN</i>	48812.1117 *** (0.000)	2859.8729 (0.821)		35872.1910 *** (0.011)		-2000.3023 (0.879)	
<i>U</i>	-3719.7356 (0.909)	8780.7739 (0.914)		10425.0288 (0.756)		156430.3453 (0.082)	*
<i>CFDI</i>	0.1545 *** (0.000)	0.0797 (0.000)	***	0.1547 *** (0.000)	***	0.0705 (0.000)	***
LR	NA	20.2	***	363.6	***	NA	
R-squared	0.9523	0.8074		0.9527		0.7793	
LIK	-1789.7	-1616.9		-1788.6		-1606.8	
樣本數	155	155		155		155	

附註：1.符號***、**、*表示在顯著水準 1%、5%、及 10%時，拒絕虛無假設。

²¹ 由 LR test 可檢定出模型二使用區域和時間固定效果最為合適。

表 11：空間杜賓模型估計結果（模型二）²²

SDM 區域、時間固定效果					
解釋變數	Main 係數 (P 值)	Wx 係數 (P 值)	直接效果 (P 值)	間接效果 (P 值)	總效果 (P 值)
<i>FT</i>	-371.7342 *** (0.000)	154.7754 (0.519)	-400.6718 *** (0.000)	-431.0176 (0.171)	-832.689 ** (0.022)
<i>GDP</i>	-0.9079 (0.182)	0.590296 (0.646)	-0.8339 (0.249)	-0.4830 (0.785)	2.500 *** (0.008)
<i>WAGE</i>	-1.3443 *** (0.009)	1.8183 *** (0.004)	-1.1863 ** (0.029)	0.6981 (0.353)	-2.6771 *** (0.000)
<i>RLWAY</i>	-1169695 ** (0.013)	1781117 ** (0.036)	-1063651 ** (0.020)	717055.3 (0.546)	1190581 * (0.052)
<i>OPEN</i>	55731.35 *** (0.000)	-8340.09 (0.696)	59455.64 *** (0.000)	73609.57 ** (0.026)	28300.11 (0.332)
<i>U</i>	37608.56 (0.489)	-71984.4 (0.357)	37562.18 (0.512)	-49929.19 (0.730)	339384.7 *** (0.001)
<i>CFDI</i>	0.1153 *** (0.000)	-0.353 (0.107)	0.1163 *** (0.000)	0.1126 (0.000)	*** 0.0734 *** (0.000)
ρ	0.3426 *** (0.003)				
LogL	-1695.988				
Wald test spatial lag	188.25 *** (0.000)				
Wald test spatial error	172.56 *** (0.000)				
Hausman test	4.18 (0.381)				
樣本數	155				

附註：1.符號***、**、*表示在顯著水準 1%、5%、及 10%時，拒絕虛無假設。

²² 由於模型二之 LogL 遠小於模型一 LogL (-1695.988<-849.7099)，因此本研究不採用模型二之設定。