

第四章 研究方法

第一節 資料來源

綜前所述，本論文主要研究目的，在於研究外商直接投資在蘇州、杭州與東莞三市所重視的區位要素為何？據此，本論文將資料收集起點置於1992年鄧小平南巡後，中國大陸的外商直接投資開始出現巨幅成長的時點。預計涵蓋年份從1992年到2008年，共17年的資料。資料來源採用《蘇州統計年鑑》、《杭州統計年鑑》、《東莞統計年鑑》各年份統計數據。

回顧相關外商投資中國大陸決定性因素的實證文獻，本論文歸納出數種可能影響外商直接投資的區位因素，並以此作為獨立變數，與外商實際直接投資金額進行量化分析。本論文選取的獨立變數如下：勞工工資、勞動力品質、市場保護程度、基礎建設、產業聚集、市場開放程度、市場規模、優惠政策等。

第二節 實證模型建立

本論文預計使用橫斷面 (cross-sectional) 與時間序列 (time-series) 的追蹤資料 (panel data)，使用 panel data 的優點是相較於橫斷面與時間序列兩種資料觀察方式，其包含更多的資訊，不但有助於提高樣本數與自由度，減少變數間共線性的問題，以降低估計上的偏誤，使估計結果較為準確外，對於實證模型的採用也將具更多樣的選擇。例如，相較於最小平方方法 (OLS)，使用追蹤效果中的固定效果模型可以避免在橫斷面資料中忽略包含重要質化資料 (qualitative data) 而產生偏誤的情形，已使用虛擬變數 (dummy variable) 的方式包含質化資料，可使模型更為完整。由於本論文主要探究外人直接投資對蘇州、杭州與東莞三個城市的差異性，可列出以下的關係式：

$$FDIR = f(WAGE, HST, SOE, FIRM, EXIP, POLICY, ROAD, T) \quad (1)$$

在 (1) 式中，FDIR 為每年各國在蘇州、杭州、東莞三市的實際直接投資金額。WAGE 為三市的職工平均工資。HST 為三市高校在學人數，代表勞動力品質。SOE 為三市國營企業所佔比重。FIRM 代表產業聚集程度。EXIP 為對外開放程度。POLICY 表示政府政策。ROAD 代表基礎建設。最後加入時間趨勢 T，以檢驗外商直接投資是否隨時間而變化。第 (1) 式可進一步表示為：

$$\begin{aligned} LFDIR_{i,t} = & \beta_{0,i} + \beta_1 WAGE_{i,(t-1)} + \beta_2 HST_{i,(t-1)} + \beta_3 SOE_{i,(t-1)} + \beta_4 FIRM_{i,(t-1)} \\ & + \beta_5 EXIP_{i,(t-1)} + \beta_6 POLICY_{i,(t-1)} + \beta_7 ROAD_{i,(t-1)} + \beta_8 T_{i,(t-1)} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

第(2)式中， L 表示取自然對數 \log 之後的值， i 表示蘇州、杭州以及東莞三市， t 代表時間， ε 則為殘差項。為了避免變數間互為因果關係，與解釋變數內生化的問題，以上所有解釋變數的數值都以落後一期計算。由於三市之間可能存在各別特質，使外商在進行投資時產生不同的投資額。為衡量這些個別特質的型態，本論文將在估計的實證模型中，使用可以固定各市在模型中的截距項，加入三市的個別效果 $B_{0,i}$ ，以衡量各別所具特質的固定效果模型，即第(2)式中的固定效果 (fixed effect) 模型，進行實證估計。



第三節 變數說明與假設

如前所述，勞工工資、勞動力品質、市場保護程度、產業聚集、市場開放、政府政策、基礎建設、與時間等，都是可能影響外商直接投資規模的重要指標，以下將針對上述幾項的變數，加以說明並做出假設。

本論文自變數設定為外商直接投資實際金額 (FDI)。中國大陸官方所公佈的外商投資資料，包含協議金額 (合同金額) 與實際投資金額兩種。由於協議金額表示外商所簽訂的投資契約額，並不代表當年會有相同金額的資金進入投資地。所以為了確實反映當年度外商投資情況，筆者採用外商直接投資的實際金額，做為自變數。

在獨立變數方面，本論文參考、整理區位理論與實證文獻後，共整理出 8 項，茲概述如下：

(一) 勞工工資

勞動力成本為各大小型海外直接投資的最基本考量。當本國經濟成長，隨之而來的勞動力成本的提高，對企業形成向外尋求低廉勞動力的推力。另一方面，中國大陸從 90 年代初期吸引大量台商前往投資開始，其低廉龐大的勞動力，更是中國近年來形成「世界工廠」所佔有的絕對優勢之一。分析目前毛利率普遍偏低的經濟運作環境，無論高科技業或是傳統產業，其企業毛利率均被壓低，³⁶ 當生產成本中的任何一環，如原物料、工資等等的提高，將有可能傷害企業獲利。據此，本論文認為工資率 (WAGE) 對 FDI 的影響相當重要，且效果為負。

³⁶ 以國內代工大廠仁寶為例，2007 年從第 1 季的 7.1%，逐季下滑到第 2 季 6.4%，以及第 3 季的 5.7%。

（二）勞動力品質

除了勞力工資的低廉外，勞動力的教育水準，或是勞動品質，也是投資者希望獲得的區位優勢之一。尤其是對需要特定知識背景的電子科技產業來說，更顯重要。比較蘇、杭、東莞三市的主體產業，高科技電子業均佔有一定份額，以 2007 年三市的電子及通信設備製造業為例，蘇州市的產值約為 2541.09 億元、杭州市約為 80.27 億元、東莞市則突破 1000 億。高科技產品生產過程中，相當重視產品的良率。也由於其產品的精密特性，相當要求生產線勞工的專業能力，因對高素質人力資源要求高，所以在變數定義上，筆者參考林俊儒（2003）、陳哲正（2003）等人的研究，以高等學校畢業人數（HST），做為高品質勞動力的依據，對 FDI 效果為正。

（三）市場保護程度

本論文的第三章介紹了研究對象的基本投資情況，基本上，蘇州、杭州與東莞三市對外資的態度是歡迎且積極招商的，推出許多土地優惠、稅金減免的政策，以吸引外資進駐。但是不可忽視的是中國大陸在未大量引進國外的資金、技術前，是以國有企業於當地扮演重要的經濟角色，有些體質優良的國有企業，可望由地方政府扶植，轉型成本土自有品牌，與外商投資企業競爭。因此，本論文認為該地政府的對市場保護程度，對 FDI 帶來的效果為負。但由於市場保護程度不易量化，筆者以國有企業工業產值佔總工業產值之比（SOE），做為量化的替代指標。

〈四〉產業聚集

文獻回顧中曾提及，相同產業聚集最大的好處，即為節約生產費用。對於重視垂直整合的高科技產業更是如此。根據陳哲正（2003）的實際訪談，我們可以得知以高科技產業鏈的性質而言，有許多廠商是跟著客戶而

移動，而出現「多工廠」的投資形式，為了配合供應商的需求，在兩地或三地皆有設廠的可能。舉例而言，在蘇州有超過 50% 的跨國公司帶來相應的供應商，蘇州愛綠紙塑有線公司進入蘇州工業區，即是為了台灣明碁電腦。而這些供應商的進入可以降低運輸費用、減少庫存、節省生產時間。同時也能促進知識的流動、累積和創新，³⁷ 使得以全球戰略為考量的廠商得更快速的反應市場變化。從這方面觀察，筆者認為產業聚集的區位因素將利於外商投資，選取三市的外商投資企業累計家數（FIRM）做為代表。

〈五〉對外開放程度

市場的開放性對於外商投資來說，其影響大多為正向關係，也就是市場愈開放的地區，愈具有外資吸引力（Dees, Sun Tong & Yu, 林俊儒...等）。但若以內部化理論與資金排擠效應的看法，則有可能出現負面的推測，即市場若愈開放則其交易成本愈低，企業選擇以進出口的方式即可進入當地市場，不需要直接設廠投資（Buckley & Casson, 1976）；且如果投資當地聚集過多資金，競爭勢必較激烈，讓廠商投資意願偏低。然而，若依照產業特性來分析，不論屬於資源探求型的傳統製造廠商，或是偏向效率追求的高科技製造業，皆需要進口大量原物料以供應生產，所以一地市場開放程度高低，對不同產業造成的投資策略，本論文傾向持保留態度。經濟的開放性以進口總額佔 GDP 的比重衡量（Sun, Tong 和 Yu, 2002）。

〈六〉政府政策

政府政策是研究中國大陸外商直接投資的重要因素之一，但是地方政府各自擁有權限，對各項產業甚至廠商的優惠也不盡相同。諸多例如「兩免三減半」、「五免五減半」³⁸等政策，複雜度較高且不易量化。另外若觀

³⁷ 吳德進，《產業聚集論》（北京：社會科學文獻出版社，2006年），頁 256-257。

³⁸ 所謂兩免三減半是依照《中華人民共和國外商投資企業和外國企業所得稅法》的規

察三座城市關於稅收的統計資料，其建立的項目並不統一。有些城市會將企業所得稅列出，有些則合併於地方稅收。使得筆者無法建立以企業所得稅代表優惠政策的指標。據此，筆者改用中國大陸中央政府所推出之《外商投資產業指導目錄》做為評判標準。《外商投資產業指導目錄》於 1995 年正式推出第一版，1997 年第二版，2004 年第三版，直至最近的 2007 年修訂版。對於設立外資企業，在大陸《外資企業法》中規定：鼓勵舉辦產品出口或者技術先進的外資企業。而禁止或者限制設立外資企業的行業由國務院規定。《外資企業法實施細則》第四條對此做了進一步闡釋：禁止或者限制設立外資企業的行業，按照指導外商投資方向的規定及外商投資產業指導目錄執行。³⁹ 可看出《外商投資產業指導目錄》在吸引 FDI 中扮演的重要角色。筆者以虛擬變數 (POLICY) 代表優惠政策，該政策正式實行的 1996 年前設為 0，1996 年以後設為 1。由於《外商投資產業指導目錄》並非完全的獎勵投資政策，其中尚包含限制類與禁止類兩項會造成投資負面影響的條例，使得筆者對本項變數持保留立場。

(七) 基礎建設

基礎建設將影響廠商的營運成本，基礎建設包含公共建設、能源供給、交通運輸、郵電通訊等。而本論文研究的三城市，皆為重視出口導向的外向型經濟，外貿依賴程度亦較中國大陸其他城市為高。依賴外向型經濟的廠商，需要發達的道路網絡，以縮短產品出貨時間。因此本論文在選擇基礎建設變數時，先以公路密度⁴⁰做為優先考量，但於收集資料過程中，杭州市的統計資料並不完整。而改以三市市區之實有道路長度做為基礎建

定，對於生產性外商投資企業，經營期在 10 年以上的，從開始獲利的年度起，第 1 年和第 2 年免徵企業所得稅，第 3 年至第 5 年減半徵收企業所得稅。一般而言，多集中於如機械製造、電子工業、能源工業、冶金、化學、建材工業...等高新技術製造業。

³⁹ 史芳銘、李仁祥，〈台商如何正確解讀大陸新頒《外商投資產業指導目錄》〉，《兩岸經貿月刊》，2007 年 12 月號。

⁴⁰ 採用該指標文獻如李非、李繼祥 (2004)、陳哲正 (2003) 等。

設指標 (ROAD)，且對 FDI 效果為正。

除了上述變數以外，筆者加入時間趨勢變數 (T)，以檢視外商至三市投資是否隨著時間而有整體性的變化。各項實證變數的說明彙整於表 4-1 中。

表 4-1：各變數定義與預期影響

變數	定義	平均數	標準差	預期影響
勞工工資 (WAGE _{i,t-1})	前一年其他行業勞工工資 (人民幣元)(非國有、鄉 鎮企業部門工資)	13425.92	7600.31	—
勞動力品質 (HST _{i,t-1})	前一年高等學校在校學生 (人)	75798.08	101536.11	+
市場保護程 度 (SOE _{i,t-1})	前一年國有企業工業產值 佔總工業產值比例 (%)	0.12	0.13	—
產業聚集 (FIRM _{i,t-1})	前一年外商投資企業家數 (家)	2724.75	3741.45	+
市場開放 (EXIP _{i,t-1})	前一年進出口總額佔 GDP 的比重 (%)	0.18	0.15	未預期
政府政策 (Policy _{i,t-1})	以虛擬變數代表，1996 年 以前設為 0；1996 年以後 設為 1	0.59	.50	未預期
基礎建設 (INFAR _{i,t-1})	前一年市區實有道路長度 (公里)	1252.82	912.41	+

第四節 實證模型正確性檢定

為減少模型發生錯誤的機會，並使研究過程更嚴謹，研究中對於實證模型正確性進行相關檢定，是提高實證模型和估計結果正確性的必要步驟。本論文將利用 RESET 檢定 (Regression Specification Error Test)、共線性檢定 (collinearity) 和 LM 檢定 (Lagrange multiplier test) 等三項檢定來驗證實證模型的正確性，以及研究結果的可信度。

一、實證模型是否假設錯誤 (misspecification) ?

在檢定實證模型是否設定錯誤方面，本論文使用 RESET 檢定加以測試。當實證模型中遺漏重要變數、納入不相關的變數、選擇錯誤的函數形式或違反複迴歸模型的假設，都會得出設定錯誤的模型。RESET 檢定的功能即為發現遺漏的變數以及不正確的函數形式。其步驟如下，首先令本論文實證模型之預測值以第 (3) 式表示：

$$LFDIR_{it} = \hat{\beta}_{0i} + \sum_1^k \hat{\beta}_k + X_{kit} \quad (3)$$

其中，k 表示為第 k 項，X 表示變項。此時考慮下列兩個分別加上預測值的平方及預測值的立方之模型，如第 (4) 式：

$$LFDIR_{it} = \beta_{0i} + \sum_1^k \beta_k + X_{kit} + \gamma_1 \hat{LFDIR}_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

在第 (4) 式中令虛無假設 $H_0 : \gamma_1 = 0$ 和對立假設 $H_A : \gamma_1 \neq 0$ 。拒絕 H_0 表

示原始模型不適當，且可加以改進。無法拒絕 H_0 則表示此檢定不能發現任何模型設定錯誤的情況。檢定結果得知迴歸式所估計 γ_1 之 P 值為 0.25，在 $\alpha=0.10$ 的顯著水準下，無法拒絕 γ_1 為零之虛無假設，故表示無法發現本論文實證模型有任何設定錯誤的地方。



二、解釋變數間是否具有共線性？

當許多解釋變數以某種規律性的方式一起變動時，稱為具有共線性，或者當有數個變數牽涉在內時，稱為線性重合 (multicollinearity)，其將使最小平方估計是無法定義，並由於資料中未包含關於解釋變數個別影響的重要資訊，使不足以精確地估計實證模型裡的所有參數。本論文檢定共線性的方法是使用成對解釋變數間的樣本相關係數。檢定的結果詳列於表 5-3 中，皆未發現成對解釋變數間的樣本相關係數有大於 0.85 的情況，故得知本論文解釋變數間不具共線性關係。

表 5-3：解釋變數間的樣本相關係數

	勞工工資	勞動力品質	市場保護程度	產業聚集	市場開放程度	政府政策	基礎建設
勞工工資	1.00000	0.59316	-0.51531	0.45231	0.47084	0.75137	0.84090
勞動力品質	0.59316	1.00000	-0.08100	-0.25541	-0.23662	0.40933	0.24324
市場保護程度	-0.51531	-0.08100	1.00000	-0.29386	-0.55876	-0.51964	-0.35699
產業聚集	0.45231	-0.25541	-0.29386	1.00000	0.59084	0.38008	0.76371
市場開放程度	0.47084	-0.23662	-0.55876	0.59084	1.00000	0.38921	0.57139
政府政策	0.75137	0.40933	-0.51964	0.38008	0.38921	1.00000	0.63214
基礎建設	0.84090	0.24324	-0.35699	0.76371	0.57139	0.63214	1.00000

三、殘差項是否存在自我相關 (autocorrelation) ?

在處理有關時間序列資料時，也要考慮到自我相關的可能性，若忽略自我相關的問題，可能導致估計值的高估或低估，而影響區間估計及假設檢定的準確性。本論文對此將採用 LM 檢定予以檢測。首先，令本論文實證模型之殘差項遵循一階自我迴規模型如 (5) 式所示：

$$\varepsilon_{it} = \rho\varepsilon_{i(t-1)} + v_{it} \quad (5)$$

其中，假設 v_{it} 是具有分配 $N(0, \sigma^2)$ 的獨立隨機誤差，若 $\rho=0$ ，則 $\varepsilon_{it} = v_{it}$ ，因而 (5) 式中將不具自我相關，將本論文實證模型改寫為 (6) 式：

$$LFD\hat{I}R_{it} = \beta_{oi} + \sum_1^k \beta_k + X_{kit} + \rho\varepsilon_{i(t-1)} + v_{it} \quad (6)$$

若 $\varepsilon_{i(t-1)}$ 是可以觀察的，則檢定虛無假設 $H_0: \rho=0$ 的一個方式是將 $LFD\hat{I}R_{it}=0$ 對 χ_{kit} 和 $\varepsilon_{i(t-1)}$ 迴歸，並檢定係數 ρ 的顯著性，因為無法觀察，因此以延遲的最小平方殘差 $\hat{\varepsilon}_{i(t-1)}$ 代替之。檢定結果得知係數 ρ 之 P 值為 $0.078 > 0.05$ ，在 $\alpha=0.10$ 的顯著水準下，無法拒絕 ρ 為零之虛無假設。故得知本論文實證模型之殘差項不具自我相關性。

透過上述統計檢定，本論文實證模型並無法被證明為設定錯誤，並且不存在自我相關和共線性的問題。因此，本論文在實證模型中所獲得的研究結論，具有相當的可信度。