

第五章 實證結果與模型檢定

在本章中，將說明本文實證模型的迴歸分析結果。第一節將對實證資料加以檢定，在確定最合適的實證模型後，進行估計結果的分析。第二節則針對估計出的固定效果做更進一步的分析，並探討地理距離和固定效果的相關性。最後，為了減少實證模型和估計結果發生錯誤的機會，並使研究過程更為嚴謹，在第三節中以更多的方法，對本文實證模型和估計結果加以檢定之。

第一節 實證結果

由於中國各時期的投資環境頗有差異，因此，其吸引外商前來直接投資的因素並不見得相同。本文首先經由Chow檢定（Chow test）得知，1993年至1996年期間與1997年至2003年期間的外商直接投資決定因素不一致，因此，在本文中將該兩時期分開估計以利得到正確的估計。其檢定方式如下：令虛無假設和對立假設分別為 $H_0: \beta_{10} = \beta_{11} = \dots = \beta_{19} = 0$ ； H_A ：以上任一係數不為0。由於當兩時期資料混合估計時，由檢定結果得如第(4)式所述之F值等於111.65，在 $\alpha=0.01$ 的顯著水準下，拒絕兩時期相對應的估計係數皆相等的虛無假設。故在本文模型中，兩期間係數不完全一致，將其分開估計較佳。

另外，關於固定效果模型與隨機效果模型何者為佳的問題，透過前述Hausman（1978）的方法檢定後，由表7可知兩時期的檢定結果都顯示，在 $\alpha=0.01$ 的顯著水準下，採用固定效果較隨機效果為佳。因此，本文採用固定效果模型分別估計中國在該兩時期的外商直接投資決定因素。茲將兩時期的估計結果詳列於表7中，並分述如下。

表 7：固定效果模型估計結果

變數	1993 - 1996	1997 - 2003
相對國內生產毛額	0.25*** (7.7×10 ⁻³)	-6.1×10 ⁻³ ** (2.9×10 ⁻³)
相對每人國內生產毛額	-18.54*** (6.31)	2.71 (2.02)
相對工資率	6.39** (2.57)	1.05 (2.99)
對中國貿易依存度	0.15 (6.62)	-5.46 (10.48)
相對匯率	-1.5×10 ⁻⁴ (5.5×10 ⁻³)	-7.9×10 ⁻³ (1.1×10 ⁻²)
相對借貸成本	1.6×10 ⁻³ (8.8×10 ⁻³)	-8.2×10 ⁻² * (4.6×10 ⁻²)
相對國家風險	0.92 (1.07)	0.76** (0.36)
時間趨勢	0.23** (9.0×10 ⁻²)	0.14* (8.3×10 ⁻²)
樣本數	96	168
Adjusted R ²	0.98	0.92
F 檢定	93.11***	61.74***
Hausman 檢定	74.00***	72.00***
LM 檢定	5.3×10 ⁻⁴	-4.9×10 ⁻⁶
RESET 檢定	8.8×10 ⁻²	2.0×10 ⁻²
輔助迴歸之R ²	0.48	0.73

註：1. ***、**、*分別表示在 1%、5%、10%的顯著水準下，以雙尾檢定拒絕虛無假設。
2. 括號內數字表示標準差。

估計結果顯示，在 1993 年到 1996 年期間，外商直接投資中國的決定因素中，顯著的因素有相對國內生產毛額、相對每人國內生產毛額、相對工資率，以及時間趨勢變數。到了 1997 年至 2003 年間，顯著的變數則轉變為相對國內生產毛額、相對借貸成本、相對國家風險以及時間趨勢變數。

其中，如實證變數假設所述，相對國內生產毛額變數之係數為兩相異效果拉距之結果。在 1993 年至 1996 年期間為正相關，顯示在 1993 年至 1996 年期間相對的市場大小的影響效果較強，對各投資國來說，中國市場相對較大時，所吸收到的外商直接投資也越多。這意味在此時期外商赴中國直接投資相較而言，較著眼於中國龐大的潛力市場，並與 Wang and Swain (1995)、Liu et al. (1997)、Wei and Liu (2001) 等對外商直接投資中國的研究結果一致。而到了 1997 年至 2003 年期間，相對國內生產毛額變數之係數為負相關。此估計結果顯示，在該期間轉變為所有權優勢的影響效果相對較強，由於大型跨國企業開始湧入中國，而國內生產毛額相對越高、大型跨國企業越多的國家（地區）對中國的直接投資也會越多，如同實證變數假設中所述，並與 Ajami and BarNiv (1984) 的研究結論一致。

相對每人國內生產毛額變項在 1993 年至 1996 年期間的估計結果顯示為負相關，顯示在該期間經濟發展程度越高的國家（地區），開放程度越高，國際競爭越強，因此對中國的直接投資也越多。然而，該項變數到了 1997 年至 2003 年間轉為不顯著，這表示到了 1997 年至 2003 年期間，經濟發展程度不高的國家（地區）也開始對中國直接投資，變數不顯著即同時引資自經濟發展程度不一國家（地區）的結果。

至於相對工資率，估計結果顯示 1993 年至 1996 年期間為正向關係，即與中國的工資率相對越接近的國家（地區）對中國投資越多。一般而言，工資率與技術水準多呈正比關係。因此，在此期間中國生產力提升仍未見成效、工資率仍低廉的前提下，則此估計結果表示在該期間赴中國投資

者，多為工資率和技术水準與中國相對較接近的國家（地區）。反之，技術層次較高的國家（地區），則往往因此時中國的技術層次與其需求不相符而較少對其直接投資。相對工資率在 1997 年至 2003 年期間轉為不顯著，則顯示出到了該時期中國生產力有所提升，因此吸引各技術層次國家（地區）赴中國投資所致。

相對借貸成本在 1997 年至 2003 年期間的估計結果為負相關，表示在此期間當中國的借貸利率相對越低，或是投資國國內的借款利率相對越高時，外商對中國的直接投資便會越多。Wei and Liu (2001) 的研究也得到相同的結果，其解釋會產生這種與預估結果不同的原因，是因為外商對中國進行直接投資時，主要是採取中外合資 (joint venture) 的形式。當中國的借貸利率相對越高時，儘管跨國企業能從母國籌措便宜的資金，但其中國的合作對象同樣在籌措資金時，卻將發生困難，因此，在中外合資的狀況下會產生與預估不同的結果。此外，隨著國際金融市場越來越發達，在國際市場上籌措資金越來越方便，投資國企業不須再限定在其母國內籌措資金，也有可能是另一解釋觀點。相對借貸成本在 1993 年至 1996 年期間的估計結果不顯著，則表示此時該變數並非投資者所考慮的重點。

而相對國家風險在 1993 年至 1996 年期間的估計結果不顯著，表示此時國家風險問題較少被考慮。到了 1997 年至 2003 年期間的估計結果轉為正相關，顯示在此時期赴中國直接投資的跨國企業，開始有趨避風險的現象。當中國相對的國家風險相對越低的時候，對外商的吸引力越大，所吸收的外商直接投資也越多，此與 Liu et al. (1997) 及 Wei and Liu (2001) 之估計結果相同。⁴³

至於時間趨勢變的估計結果在兩時期皆為正相關，顯示了在此時期外

⁴³ Liu et al. (1997) 及 Wei and Liu (2001) 使用銀行破產風險衡量中國的國家風險。

商對中國的直接投資有隨著時間越來越增加的趨勢。而其餘的變數如對中國貿易依存度和相對匯率皆不顯著，反映了其皆非外商直接投資中國時所考量的決定因素。

綜合以上所述，在 1993 年至 1996 年期間，外商對中國直接投資的主要目的是著眼於中國龐大的潛力市場。這些赴中國直接投資的跨國企業多為工資率和技术水準與中國相對較接近的國家（地區）。此外，越開放越具國際競爭力的國家（地區）對中國直接投資越多。而在 1997 年至 2003 年期間，吸引外商投資中國決定因素有所轉變。大型跨國企業開始湧入中國，國內生產毛額相對越高、大型跨國企業越多的國家（地區）對中國的直接投資也會越多。而該時期中國生產力有所提升，因此吸引了各技術層次國家赴中國投資。此外，該時期赴中國直接投資的跨國企業籌措資金之來源管道不再限於母國，或者是藉由中外合資的方式經營，或者是由國際金融市場上獲得。相對國家風險的估計結果為正相關，顯示在此時期赴中國直接投資的跨國企業，有趨避風險的現象。最後，兩時期中國所吸引的外商直接投資都有隨著時間增加的趨勢，至於其餘未顯著變數則皆非外商投資中國時所考慮的重點。

第二節 固定效果分析

經由固定效果模型之估計，將使實證資料來源中的 24 個國家（地區）分別產生個別的固定效果，其基本統計量詳列於表 8 中。⁴⁴以 1997 年至 2003 年期間為例，香港、日本、南韓、美國、台灣分居固定效果的前五名，其排名與本文表 1 中 2003 年的排名一致，並與其他相關年度大致相符。而 1993 年至 1996 年期間的固定效果扣除未顯著不採計者，其前五名則分別為香港、台灣、美國、日本、南韓，也大致與該時期的實際資料相符。由兩時期的固定效果可分別分析得知，在該時期的那些國家（地區）在沒有特定因素的影響之下，特別喜歡直接投資中國。

為了瞭解這種對中國的自發性直接投資是否與地理距離有關，本文再將各國的特質效果估計參數 b_{oi} 與各國到中國的地理距離進行迴歸估計。為求結論的頑強性（robustness），本研究分別利用 $\alpha=0.10$ 、 0.05 ，以及 0.01 來判定 b_{oi} 是否為零。若判定 b_{oi} 在某一顯著水準下無法拒絕其為零的虛無假設，則將以零視之。反之，則以實際估計值作為第（18）式之應變數值。利用上述資料估計第（18）式，並將估計結果列於表 9。由表 9 可知兩時期的估計結果皆類似。在兩時期中，地理距離變項的估計結果皆為顯著負相關，顯示了地理距離影響了對中國的自發性直接投資。離中國越近的國家（地區），對中國的自發性直接投資也有越多的傾向。而不論是以 $\alpha=0.10$ 、 0.05 、 0.01 來判定 b_{oi} 都得到一致性的結論。

該估計結果可由兩個面向來解釋。首先，若由投資流量引力模型的觀點，兩國間的直接投資額，與其相互的經濟總量成正比，而與之間的空間

⁴⁴ 固定效果即各國家（地區）迴歸估計式的截距項。在固定效果模型的估計下，每一國家（地區）迴歸估計式變項中的斜率固定，且各自獨有的固定效果。藉由相關探討，即可得知即便是在誘發性投資為零的情況下，何以有些國家對中國的直接投資仍特別多。

表 8：固定效果之基本統計量

國家(地區)	固定效果			
	1993-1996		1997-2003	
	係數	標準差	係數	標準差
香港	8.22 ***(1)	1.43	8.12 ***(1)	1.36
日本	6.50 ***(4)	0.92	7.06 ***(2)	1.01
南韓	5.69 ***(5)	1.33	6.83 ***(3)	1.77
美國	6.69 ***(3)	0.82	6.52 ***(4)	0.79
台灣	6.94 ***(2)	0.96	6.35 ***(5)	1.19
新加坡	5.58 ***	0.85	5.99 ***	0.80
英國	5.34 ***	0.82	5.18 ***	0.79
荷蘭	3.48 ***	0.80	4.86 ***	0.76
德國	4.26 ***	0.78	4.80 ***	0.84
義大利	3.89 **	1.66	4.70 **	1.93
法國	4.23 ***	0.79	4.50 ***	0.82
加拿大	4.25 ***	0.86	4.06 ***	0.81
西班牙	1.59 **	0.93	2.02 ***	0.78
紐西蘭	1.16	0.99	1.39 *	0.86
挪威	-0.18	0.86	0.88	0.80
匈牙利	0.14	1.41	0.30	1.04
菲律賓	8.66	3.34	-0.09	1.33
以色列	-1.04	1.46	-0.31	0.93
智利	-1.26	1.32	-1.25	1.07
墨西哥	-2.00	1.39	-3.47	1.17
愛沙尼亞	-13.24	2.58	-4.69	3.21
哥斯大黎加	-2.33	2.02	-4.98	1.39
斯洛文尼亞	-9.56	1.73	-9.05	0.95
斯里蘭卡	-0.55	3.96	-9.59	3.14

註：1. ***、**、*分別表示在 1%、5%、10%的顯著水準下，以 t 分配檢定拒絕虛無假設。

2. 表中係數後括號之數字係扣除固定效果未顯著的國家(地區)後，該階段固定效果之排名。

表 9：固定效果的估計結果

變數	係數					
	$\alpha = 0.10$ 下的估計結果		$\alpha = 0.05$ 下的估計結果		$\alpha = 0.01$ 下的估計結果	
	1993 - 1996	1997 - 2002	1993 - 1996	1997 - 2002	1993 - 1996	1997 - 2002
常數項	26.05 *** (5.99)	21.62 *** (6.45)	26.05 *** (5.99)	22.11 *** (6.51)	26.13 *** (6.15)	22.82 *** (6.49)
地理距離	-2.62 *** (0.68)	-2.13 *** (0.74)	-2.62 *** (0.68)	-2.19 *** (0.74)	-2.63 *** (0.70)	-2.29 *** (0.74)
樣本數	24	24	24	24	24	24
Adjusted R ²	0.37	0.24	0.37	0.25	0.36	0.27
F 檢定	14.64 ***	8.39 ***	14.64 ***	8.70 ***	14.10 ***	9.61 ***

註：1. ***、**、*分別表示在 1%、5%、10%的顯著水準下，以雙尾檢定拒絕虛無假設。

2. 括號內數字表示標準差。

距離成反比。其理由來自於地理距離的遠近不僅影響運輸成本，也影響了其理由來自於地理距離的遠近不僅影響運輸成本，也影響了管理成本，所以地理距離越遠，運輸成本和管理成本越高。此一結論與Anderson(1979)、Fidrmuc and Fidrmuc (2000) 以及阮翔、趙建華 (2004)。⁴⁵的結論一致。另一個觀點則考量到地理距離與文化的相關性。一般而言，地理距離影響了文化的擴散與交流，因此，其可作為兩國文化差異的替代變數。而文化差異越大，所代表的亦是訊息和管理上的越不確定性。因此，故投資國和地主國地理距離越遠，投資國企業赴地主國直接投資的成本越大，進而影響其直接投資意願。

⁴⁵ Anderson (1979) 首度借用引力模型解釋外商直接投資流量的問題，提出兩國間的直接投資流量與地理距離成反比。Fidrmuc and Fidrmuc (2000) 以歐洲中部和東部國家為例，用兩國的國內生產毛額 (Gross Domestic Products, GDP) 總量與兩國首都間的地理距離測量雙邊貿易和投資流量，結論出雙邊貿易和投資流量與國內生產毛額總量呈正相關，而與地理距離負相關。

第三節 模型正確性之相關檢定

對實證模型正確性的相關檢定，能減少其發生錯誤的機會，並使研究過程更為嚴謹。本文以下利用 RESET 檢定 (Regression Specification Error Test)、LM 檢定 (Lagrange multiplier test) 和共線性 (collinearity) 檢定來驗證實證模型的正確性，以及研究結果的可信度。

一、實證模型是否設定錯誤 (misspecification) ？

在檢定實證模型是否設定錯誤方面，本文使用 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 檢定的用意即是發現遺漏的變數以及不正確的函數形式，其步驟如下。首先，令本文實證模型之預測值以第 (19) 式表示。

$$L\hat{F}DIR_{it} = \beta_{0i} + \sum_1^K \beta_k X_{kit} \quad (19)$$

其中， k 表示第 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 (20) 式。

$$L\hat{F}DIR_{it} = \beta_{0i} + \sum_1^K \beta_k X_{kit} + \gamma_1 L\hat{F}DIR_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

在第 (20) 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 表示原始的模型不夠妥當，尚可以改進。無法拒絕 H_0 則表示此檢定無法發現任何模型設定錯誤的情況。檢定結果得知 1993 年至 1996 年期間和 1997 年至 2003 年期間的 γ_1 之 P 值分別為 0.48 和 0.49，在 $\alpha = 0.10$ 的顯著水準下，無法拒絕 γ_1 為零之虛無假設，故表示無法發現本文實證模型有任何設定錯誤的地方。

二、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。本文對此問題將採用 LM 檢定予以檢測。首先，令本文實證模型之殘差項遵循一階自我迴歸模型如 (21) 式所示。

$$\varepsilon_{it} = \rho\varepsilon_{i(t-1)} + v_{it} \quad (21)$$

其中，假設 v_{it} 是具有分配 $N(0, \sigma_v^2)$ 的獨立隨機誤差。若 $\rho=0$ ，則 $\varepsilon_{it}=v_{it}$ ，因而 (21) 式中將不具自我相關。將本文實證模型改寫為 (22) 式。

$$LFDIR_{it} = \beta_{0i} + \sum_1^K \beta_k X_{kit} + \rho\varepsilon_{i(t-1)} + v_{it} \quad (22)$$

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 $LFDIR_{it}$ 對 X_{kit} 和 $\varepsilon_{i(t-1)}$ 迴歸，並檢定係數 ρ 的顯著性。因為 $\varepsilon_{i(t-1)}$ 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 值在兩階段分別為 0.59 和 1.00，在 $\alpha=0.10$ 的顯著水準下，無法拒絕 ρ 為零之虛無假設。故得知本文實證模型之殘差項不具自我相關。

三、解釋變數間是否具共線性？

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式無法定義，並由於資料中未包含關於解釋變數個別影響的足夠資訊，使不足以精確地估計實證模型裡的所有參數。本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，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。故得知本文解釋變數間

不具共線性之關係。再更進一步使用輔助迴歸（auxiliary regression）檢定相對國內生產毛額自變數和其他自變數是否有線性重合的結果， R^2 在兩時期分別為 0.48 和 0.73，皆小於 0.8，故同樣無法發現線性重合之存在。

透過上述統計檢定，本文實證模型並無法被證明為設定錯誤，且不存在自我相關和共線性的問題。⁴⁶因此，本文在實證模型中所獲得的研究結論，具有相當的可信度。

⁴⁶ 關於RESET檢定、LM檢定及共線性的檢定，請參見Hill et al. (2001)。

第四節 本章小節

在第四章介紹完研究設計後，本章即依前述之研究方法對實證模型加以估計，並分析迴歸結果。首先，第一節將對實證資料加以檢定，在確定最合適的實證模型後，估計結果並說明其意義。次之，第二節則針對估計出的固定效果做更進一步的分析，並探討地理距離和固定效果的相關性。最後，為了減少實證模型和估計結果發生錯誤的機會，並使研究過程更為嚴謹，在第三節中以更多的方法，對本文實證模型和估計結果加以檢定之。本章的重點說明如下：

一、實證結果

本文利用 24 個國家（地區）在 1993 年至 2003 年期間的資料，以及採用固定效果模型，結果顯示在 1993 年至 1996 年期間，外商對中國直接投資的主要目的是著眼於中國龐大的潛力市場。這些赴中國直接投資的跨國企業多為工資率和技術水準與中國相對較接近的國家（地區）。此外，越開放越具國際競爭力的國家（地區）對中國直接投資越多。

而在 1997 年至 2003 年期間，吸引外商投資中國決定因素有所轉變。大型跨國企業開始湧入中國，國內生產毛額相對越高、大型跨國企業越多的國家（地區）對中國的直接投資也會越多。而該時期中國生產力有所提升，因此吸引了各技術層次國家赴中國投資。此外，該時期赴中國直接投資的跨國企業籌措資金之來源管道不再限於母國，或者是藉由中外合資的方式經營，或者是由國際金融市場上獲得。相對國家風險的估計結果為正相關，顯示在此時期赴中國直接投資的跨國企業，有趨避風險的現象。

此外，兩時期中國所吸引的外商直接投資都有隨著時間增加的趨勢，至於其餘未顯著變數則皆非外商投資中國時所考慮的重點。

二、固定效果分析

經由固定效果模型之估計，將使實證資料來源中的 24 個國家（地區）分別產生個別的固定效果。以 1993 年至 1996 年期間為例，香港、日本、南韓、美國、台灣分居固定效果的前五名，其排名與本文表 1 中 2003 年的排名一致，並與其他相關年度大致相符。而 1997 年至 2003 年期間的固定效果扣除未顯著不採計者，其前五名則分別為香港、台灣、美國、日本、南韓。另由固定效果的分析中得知，地理距離與對中國的自發性直接投資具有正相關的關係，此可由引力模型和地理距離影響文化的擴散和交流解釋之。

三、模型正確性之相關檢定

最後，本文利用多種統計量進行實證模型正確性之檢定，以確認本文研究結果的準確性，除了之前使用 Chow 檢定和 Hausman 檢定，得知應將兩階段分開使用固定效果模型估計外，對本文模型和估計結果另外分別實施 RESET 檢定、LM 檢定和自我相關檢定。檢定的結果，得知本文應將兩時期分開使用固定效果模型估計、文實證模型並無法被證明為設定錯誤，且不存在自我相關和共線性的問題。因此，本文在實證模型中所獲得的研究結論，具有相當的可信度。