

## 第五章 實證結果與模型檢驗

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，判斷資料應採用固定效果模型或是隨機效果模型進行估計，並且在確定最合適的實證模型後，進行估計結果的分析。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，在第二節中將以更多的方法，對本文實證模型和估計結果加以檢定。

### 第一節 實證結果分析

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 的檢定結果顯示在  $\alpha=0.01$  的顯著水準下，北京與上海採用隨機效果模型為佳，而廣東採用固定效果模型較隨機效果模型為佳。茲將三個地區的估計結果詳列於表 7，並分述如下。

估計結果顯示，影響外商直接投資北京、上海與廣東的決定因素中，顯著的變數有相對工資率、對中國貿易依存度、相對匯率以及相對借貸成本。其中，如實證變數假設所述，相對工資率在北京估計結果為負向關係，即與北京的工資率相對越接近的國家(地區)對北京投資越少，也就是說，工資率與北京差距越大的國家，對北京的投資越多。一般而言，工資率與技術水準多呈正比關係，因此估計結果表示在模型估計期間赴北京投資者，多為工資率和技術水準與北京差距相對較大的國家(地區)。反之，技術層次較低的國家(地區)，則往往因此時北京的技术層次與其需求不相符而較少對其直接投資。<sup>24</sup>

對中國貿易依存度在上海的估計結果為正相關，表示與上海貿易往來

---

<sup>24</sup>由於北京的工資率相對於上海而言來的低，因此同樣以隨機效果模型所估計出來的結果，若北京的相對工資率變數顯著，即可推論投資在北京的外商技術水準應高於投資於上海的外商。

表 7：模型估計結果

變數	北京	上海	廣東
常數項	4.07 (1.64)	4.03*** (1.77)	
相對國內生產毛額	5.03 (5.27)	-3.94 (3.69)	-2.24 (1.71)
相對每人國內生產毛額	-7.38 (7.62)	5.80 (5.63)	11.18 (10.36)
相對工資率	-4.99* (2.77)	2.55 (2.73)	4.12 (4.32)
對中國貿易依存度	9.54 (424.38)	75.54* (44.59)	4.06 (3.51)
相對匯率	0.01 (0.01)	-0.02*** (0.01)	$0.37 \times 10^{-2}$ (0.01)
相對借貸成本	0.05*** (0.02)	-0.02 (0.02)	0.08*** (0.03)
相對國家風險	1.14 (2.65)	-0.49 (2.98)	3.51 (2.2)
時間	-0.04 (0.05)	-0.04 (0.04)	
樣本數	110	110	110
Adjusted R <sup>2</sup>	0.7	0.70	0.90
F 檢定	12.55***	17.84***	16.47***
Hausman 檢定	5.91	3.88	31.35***
LM 檢定	$-0.75 \times 10^{-4}$	$0.29 \times 10^{-3}$	$-0.40 \times 10^{-3}$
RESET 檢定	-0.59	$-0.87 \times 10^{-2}$	-0.48
輔助迴歸之R <sup>2</sup>	0.39	0.4	0.43

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。

3. 由 Hausman 檢定可知北京與上海適用隨機效果模型為佳，廣東適用固定效果模型為佳。

4. 為了檢測自變數之間是否互為相關，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，R<sup>2</sup>在估計北京、上海與廣東三個迴歸式時分別為 0.39、0.4 和 0.43，皆小於 0.8，無法發現線性重合之存在。

越頻繁的國家對上海的投資越多。這樣的估計結果符合 Wei and Liu(2001) 指出，投資國和地主國間的關係越密切，而使得投資國的企業在地主國的市場上能獲得更充分的訊息，進而擁有更多的投資機會。另外，地主國的進口額有部分為外商從其母國的基地進口機械或材料等；相反的，出口額也有部分代表了外商在地主國的新投資廠，回銷成品或半成品回投資國。這樣的關係，在高度開發國家向開發中國家進行直接投資時更是常見。

相對匯率在上海的估計結果為負相關，表示地主國的貨幣相對於投資國升值時，將會增加對地主國的外商直接投資，也就是說當人民幣相對升值時，外商直接投資會增加。這樣的估計結果與Froot and Stein (1991)、Cushman (1985, 1987) 和Culem (1988) 所認為投資國匯率的相對攀升(即貶值)，會使得投資國廠商的資產隨之降低，因而降低對外直接投資的能力，以及地主國貨幣貶值使得投資國廠商，在每單位的本國幣下能雇用更多的勞動力，進而吸引其投資的實證結果不符。探究原因，本文推論當外商投資在上海的原材料機器設備需要從外國進口，人民幣升值將使其購買機器設備的成本降低，反而有利於外商直接投資。所以，如果投資在上海的是高技術的產業，或是整廠輸出的型態，必須仰賴自外國進口機器設備，那麼人民幣升值的確會有吸引外資投資上海的誘因。<sup>25</sup> 另一個解釋，是因為上海經濟改革開放的時間較晚，外商的在地化程度低，因此無法就地找到合適與便宜的材料與設備，導致這些機器原料與設備必須仰賴外國進口。<sup>26</sup>

相對借貸成本在北京與廣東的估計結果為正相關，表示當中國的借貸

---

<sup>25</sup>根據 2002、2003 與 2004 年的《上海統計年鑑》資料顯示，外商直接投資在上海的產業類別，第二產業(工業、建築業)的比重分別為 47.42%、50.08%與 50.85%，顯示技術層次高的外商投資在上海的比重有逐年增加的趨勢。

<sup>26</sup>雖然上海自 1986 年中國公布《中華人民共和國外資企業法》後逐步放寬外商投資的限制，但是因為上海背負著中國國家財政的重擔，而且又是重要的工業城市，所以地方政府的自主性並不如東南沿海的自由，以致於吸引外資的比例相較於其他地區少。

利率相對越高，或是投資國國內的借款利率相對越低時，外商對北京與廣東的直接投資就會越多。本文的結果與Pain (1993, 1997)、Barrel and Pain (1996)、Grosse and Trevino (1996) 以及Wei and Liu (2001) 等人所證實者相同。若從外商直接投資的經營型態來看，北京與廣東外商獨資經營的比重逐年增加，也代表著這些獨資經營的外商能在母國籌措相對於中國更便宜的資金。<sup>27</sup>而其餘的變數如相對國內生產毛額、相對每人國內生產毛額和相對國家風險等皆不顯著，反映了其皆非外商直接投資中國時所考量的決定因素。

另外，由於廣東適用固定效果模型之估計，將使實證資料來源中的十個國家（地區）分別產生個別的固定效果。由表 8 我們可以清楚得知，扣除固定效果未顯著不採計者，香港、美國、新加坡與日本分居固定效果的

表 8：廣東固定效果之基本統計量

國家（地區）	固定效果	
	係數	標準差
香港	3.38*** (1)	0.66
日本	0.82** (4)	0.35
新加坡	1.74* (3)	1.04
南韓	-3.43***	1.04
台灣	0.5	0.47
加拿大	-1.17***	0.27
美國	1.01*** (2)	0.35
法國	-1.62***	0.38
德國	-1.02***	0.35
英國	-0.21	0.31

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。

<sup>27</sup>根據《北京統計年鑑》與《廣東統計年鑑》資料顯示，北京的外商獨資經營比重由 1997 年的 23.02% 成長為 2004 年的 65.23%；廣東的外商獨資經營比重由 1997 年的 35.42% 成長至 2003 年的 58.65%。

表 9：廣東時間效果之基本統計量

年度	時間效果	
	係數	標準差
1993	-5.56	0.37
1994	-0.08	3.32
1995	1.44**	0.60
1996	1.28***	0.36
1997	0.33	2.21
1998	-0.29	0.28
1999	-0.18	0.30
2000	-0.25	0.29
2001	-0.45	0.29
2002	-0.64**	0.28
2003	-0.60*	0.33

註：\*\*\*、\*\*、\*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。

前 4 名，其排名與本文表 1 中 2003 年的排名大致相同，並與其他相關年度大致相符。因此，由固定效果分析可得知，固定效果顯著的國家（地區）在沒有特定因素的影響之下，特別喜歡直接投資廣東。若從表 9 廣東的時間效果的估計來看，1995 年與 1996 年廣東的外商直接投資顯著的增加，可以得知自 1992 年鄧小平南巡後外商投資投資的幅度逐漸增加。而 2002 年與 2003 年外商直接投資金額顯著的減少，原因在於中國面對經濟景氣過熱時採取宏觀調控的政策，間接使得外資的投資金額減少。

## 第二節 實證模型正確性之檢定

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 LM 檢定 (Lagrange multiplier test)、RESET 檢定 (Regression Specification Error 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、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 (4) 式所示。

$$\varepsilon_{it} = \rho\varepsilon_{i(t-1)} + v_{it} \quad (4)$$

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 (5) 式。

$$LFDIR_{it} = \beta_{0i} + \sum_1^K \beta_k X_{kit} + \rho\varepsilon_{i(t-1)} + v_{it} \quad (5)$$

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  $\rho$  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  $\rho$  之 P 值在估計北京、上海與廣東三個迴歸式時分別為 0.95、0.81 和 0.84，在  $\alpha=0.10$  的顯著水準下，無法拒絕  $\rho$  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。

## 二、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 (6) 式表示。

$$L\hat{F}DIR_{it} = \beta_{0i} + \sum_1^K \beta_k X_{kit} \quad (6)$$

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 (7) 式。

$$LFDIR_{it} = \beta_{0i} + \sum_1^K \beta_k X_{kit} + \gamma_1 L\hat{F}DIR_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

在第 (2) 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。檢定結果得知北京、上海與廣東三條迴歸式所估計出  $\gamma_1$  之 P 值分別為 0.21、0.97 和 0.82，在  $\alpha = 0.10$  的顯著水準下，無法拒絕  $\gamma_1$  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。

## 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， $R^2$  在估計北京、上海與廣東三個迴歸式時分別為 0.39、0.4 和 0.43，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，而且並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。<sup>28</sup>

---

<sup>28</sup>關於RESET檢定、LM檢定及共線性的檢定，請參見Hill et al. (2001)



### 第三節 本章小節

在第四章介紹完研究方法後，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。第二節中以更多的方法，對本文實證模型和估計結果加以檢定。本章的重點說明如下：

#### 一、實證結果

本文利用十個國家（地區）在 1993 年至 2003 年期間的資料，分別以隨機效果模型估計北京與上海的資料，以及採用固定效果模型估計廣東的資料。估計結果顯示，影響外商直接投資北京、上海與廣東的決定因素中，顯著的變數有相對工資率、對中國貿易依存度、相對匯率以及相對借貸成本。其中，相對工資率在北京估計結果為負向關係，表示在模型估計期間赴北京投資者，多為工資率和技術水準與北京差距相對較大的國家。

對中國貿易依存度在上海的估計結果為正相關，表示與上海貿易往來越頻繁的國家，對上海的投資越多。相對匯率在上海的估計結果為負相關，表示地主國的貨幣相對於投資國升值時，將會增加對地主國的外商直接投資。相對借貸成本在北京與廣東的估計結果為正相關，表示當中國的借貸利率相對越高，或是投資國國內的借款利率相對越低時，外商對北京與廣東的直接投資便會越多。而其餘的變數如相對國內生產毛額、相對每人國內生產毛額和相對國家風險等皆不顯著，反映了其皆非外商直接投資中國時所考量的決定因素。

其次，廣東經由固定效果模型之估計，將使實證資料來源中的十個國家（地區）分別產生個別的固定效果與時間效果。固定效果顯著的國家（地區）在沒有特定因素的影響之下，特別喜歡直接投資廣東。1995 年與 1996

年的時間效果顯著為顯著正相關，表示廣東的外商直接投資顯著的增加，可以推論自 1992 年鄧小平南巡後外商投資投資的幅度逐漸加快。而 2002 年與 2003 年的時間效果為顯著負相關，顯示外商直接投資金額顯著的減少，原因在於中國面對經濟景氣過熱時採取宏觀調控的政策，間接使得外資的投資金額減少。

## 二、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。本文模型和估計結果分別實施 LM 檢定、RESET 檢定和自我相關檢定。檢定的結果發現，本文實證模型並無法被證明為設定錯誤，而且並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。