

中小企業對外投資決策分析

李 揚*

1999 年 10 月

摘要

本文首先提供一個理論模型說明技術無效率如何影響廠商 FDI 的決策。研究發現：外國低工資率可以彌補缺乏技術效率與設置成本等不利因素，而使缺乏技術效率的廠商較有誘因進行海外直接投資。當本國工資率較高時，具有技術效率的廠商較有誘因留在國內生產。

此外，過去有關海外直接投資的實證研究中，鮮少有學者將時間因素納入海外直接投資決策的分析中；然而，將時間因素納入分析，不但可以取得較佳的資訊，而且它在動態投資決策過程中扮演著相當重要的角色。因此，本研究採用納入時間因素之危險率方法分析台灣中小企業海外直投資行為。實證分析顯示近年來海外投資的中小企業屬於較缺乏技術效率的群體，此結果表示進行海外投資是台灣中小企業因應過去十餘年台灣經營環境惡化的策略之一。根據模擬結果，代表性廠商（廠商特質為樣本平均數）在 3.55 年內完成海外直接投資的機率為 0.25，在 8.54 年內的機率為 0.5，而在 17.09 年內的機率為 0.75。此外，隨著存續期間的增加，技術無效率對存活函數的影響幅度逐漸減弱；而技術無效率與存續期間之替代性，隨存活函數上升而增加。

其他研究結果發現：（1）資本密集度愈低、廠商規模愈大、外銷比例愈高之中小企業，海外直接投資意願愈高；（2）利用當地勞力及追隨主要客戶等動機是近年來推動台灣中小企業海外投資的重要因素。

關鍵詞：邊界生產函數、技術無效率、海外直接投資、危險率方法、資源基礎、關係網路。

*暨南國際大學國際企業學系副教授。作者感謝陳添枝教授提供寶貴意見，當然，文中一切疏漏仍由作者承擔。聯絡地址：暨南國際大學國際企業學系，南投縣 545 埔里鎮大學路 1 號。電子郵件：yangli@olym.ncnu.edu.tw。

壹、緒論

一般的海外直接投資理論 (Hymer 1960; Caves 1971; Dunning 1980, 1988) 指出：廠商到國外投資必須要有特殊的自擁優勢；但是，廠商的自擁優勢並無法解釋一般不具特殊獨占性優勢的企業（特別是中小企業）之海外直接投資 (FDI)，而只說明了歐美跨國企業寡占利益之延伸 (Kojima 1978)。近來相關的研究顯示，規模較小且相對弱勢的企業在 FDI 扮演相當重要的角色 (Wells 1983; Buckley et al 1988; Kohn 1997; Fujita 1997)；一些研究嘗試確認這些企業自擁優勢的來源，例如，Wells (1983) 認為這些企業的優勢來自於優越的應變能力 (flexibility) 反應在生產線的調整與改變；而 Gomes-Casseres (1997) 及 Kohn (1997) 指出：一些 SMEs 在特定市場擁有技術上的優勢，為了鞏固其在市場之領導地位，他們從事海外投資，藉由開發新市場或新產品以提昇其技術能力。另外一些研究則認為利用外部資源以彌補投資者本身之劣勢為這些企業進行 FDI 之主要動機，包括 Kojima (1977) 的資源理論，Nohria and Garcia-Pont (1977) 的策略連結理論，Johanson and Martson (1987) 及 Chen and Chen (1998) 的網路理論。不過上述文獻並未將廠商生產之技術無效率 (technical inefficiencies) 引入 FDI 的分析，由於實際世界的不完全性 (imperfection)，廠商的生產一般皆處於無效率水準 (Farrell 1957; Afriat 1972; Aigner, Lovell, and Schmidt 1977; Meeusen and van den Broeck 1977)；換言之，在現實社會中廠商的生產並未達到生產邊界 (production frontier) 的水準。區域技術無效率水準受到許多經濟以及非經濟因素，例如，勞動素質、網路連結、當地政府規定、氣候、文化等；而在相同的要素投入之下，廠商可以在技術無效率水準較低的地方生產較多的產出，賺取較高的利潤。因此，將技術無效率因素納入 FDI 理論與實證研究，可以使我們對企業仍海外投資行為有較清楚且完整的瞭解。

由於本篇文章首先將技術無效率因素納入 FDI 之研究，我們將建構一個理

論模型說明技術無效率如何影響廠商 FDI 的決策。其次，過去有關海外直接投資的實證研究中（Grubaugh 1987；Hernart and Park 1994；Chen and Chen 1998），鮮少有學者將時間因素納入海外直接投資決策的分析中；然而，將時間因素納入分析，不但可以取得較佳的資訊，而且它在動態投資決策過程中扮演著相當重要的角色。因此，本研究將採用納入時間因素之危險率方法（hazard rate approach）分析台灣中小企業海外直接投資行為；易言之，本研究將以危險率方法作為探討動態決策之基礎，分析技術無效率、社會、經濟、時間等構面如何影響台灣中小企業海外直接投資意願。

台灣屬於小型開放經濟體系，對外貿易的依存度相當高，根據經建會的資料顯示，進出口貿易值佔我國 GNP 的比重在 1980 年高達 106.4%，此後雖然略為下降，但也維持在 85% 以上。因此國際貿易對台灣經濟成長扮演著非常重要的角色，Lucas（1993）即認為「台灣經濟奇蹟」是透過大量出口，以取得從生產過程中學習的機會，進而累積了大量的人力資本，帶動了經濟成長，而達到高經濟成長率。

但是自 1980 年代中期以後，由於勞力短缺、新台幣急遽升值，土地價格及勞動成本巨幅上揚等因素，造成國內投資環境不再適合勞力密集產業的發展，因而促使許多企業到海外地區投資生產。經建會的資料顯示，台灣的出口值雖然逐年上升，但是出口值佔 GNP 的比重自 1986 年（56.7%）後，即逐漸下降（1992 年僅有 42.6%），此與 1980 年代中期以後台商大舉進行海外直接投資有關。根據經濟部投審會的資料，台灣地區在 1987 年以前核準的對外投資總額為 3 億 7 仟 4 佰 58 萬美元，但在 1988 至 1996 年間的投資總額竟高達 120 億 4 仟萬美元。

在台灣經濟體系中，占全體企業家數 97.95% 的中小企業，扮演著相當重要的角色，1996 年台灣中小企業的銷售總額佔全體企業比重僅有 34.29%，但是出口值佔全體企業比重達到 49.75%，而就業人數佔全體企業比重更高達 78.64%（經濟部中小企業處 1997）。對於以中小企業為主的台灣廠商而言，近年來之海外投資行為，究竟受到那些因素的影響？Kojima（1978）觀察日本海外投資產業

的研究發現：一般不具特殊獨占性優勢的中小企業之海外投資動機主要是尋求天然資源或是廉價勞工，而目的是在降低生產成本以增加市場競爭力。而 Chen and Chen（1998）的研究發現，網路連結對台灣企業海外投資區位的選擇扮演著非常重要的角色。上述觀點是否能夠充分說明台灣廠商近年來之海外投資行為？此外，技術無效率因素是否有助於解釋企業海外投資行為？皆為本文研究之主題。

本文之結構如下，除本節為緒論外，第二節為理論模型之介紹，第三節為計量分析，包括資料來源的說明、估計廠商技術無效率的邊界生產函數及分析廠商海外投資可能性的危險率方法之介紹、及實證結果的分析，而第四節將以樣本平均數為基礎進行模擬分析，最後一節為本文之結論。

貳、理論模型

為說明區域技術無效率程度差異性與海外投資誘因之間的關係，我們設立一個簡單的理論模型來說明之。在此模型中，存在兩個國家：本國（ H ）及外國（ F ），及一個產業中已經位於本國的 N 個廠商。每一廠商投入資本（ K ）及勞動（ L ）兩種要素，生產單一產品。產品可於兩國間自由移動，產品世界價格為 P 。資本可於兩國間自由移動，世界利率水準為 $r > 0$ 。勞動不能於國家移動，本、外兩國之工資率分別為 $w_H > 0$ 、 $w_F > 0$ 。由於自有資本的限制，每一個廠商僅能於本國或外國兩個區位中擇一進行生產。留在本國進行生產的設置成本 S_{nH} 為 0；若決定赴外國生產，則第 n 個廠商必須支付 $S_{nF} > 0$ 的設置成本， $n = 1, \dots, N$ 。由於個別廠商的內部管理制度、社會關係等不同，所以赴外國進行生產的設置成本亦未必相同。此企業在本國及外國進行生產時擁有相同的生產技術，但由於兩國的經濟環境（法律制度、基礎建設、行銷通路、風俗文化、治安、氣候等）不同，因此隨機性的技術無效率程度不盡相同。而企業的決策便在於決定留在本國生產或赴外國生產，以極大化其預期利潤。

我們假設第 n 個廠商之在第 m 個國家進行生產之邊界生產函數(the frontier production function) 為

$$Y_{nm} = f(K_{nm}, L_{nm}) - U_{nm}, \quad n = 1, \dots, N, \quad m = H, F. \quad (1)$$

其中 Y_{nm} 為廠商 n 至國家 m 進行生產時的產出。函數 $f(\cdot)$ 為連續且兩次可微分, $f'(K_{nm}, L_{nm})/K_{nm} > 0$ 、 $f''(K_{nm}, L_{nm})/K_{nm}^2 < 0$ 、 $f'(K_{nm}, L_{nm})/L_{nm} > 0$ 、且 $f''(K_{nm}, L_{nm})/L_{nm}^2 < 0$ 。亦即, 生產函數具有規模報酬遞減性質。技術無效率水準 U_{nm} 為非負隨機變數($U_{nm} \geq 0$), 其期望值為 \bar{U}_{nm} 。 U_{nm} 值越高表示廠商 n 在國家 m 生產的技術無效率程度越高。換言之, 我們假定: 技術無效率程度為一隨機變數, 同一廠商在本國與外國進行生產之技術無技術程度具有不同的期望值, 且不同廠商在同一國家進行生產之技術無技術程度可以具有不同的期望值, 但該產業所有 N 個廠商在此兩國進行生產時擁有相同的生產技術。同時, 我們允許生產可能集合中之產出水準為負, 此與一般研究所個體經濟學課本之假設相同, 例如: Debreu (1959) \ Varian (1992) \ MasColell, Winston and Green (1995) 等。

因此, 對第 n 個廠商而言, 在兩國進行生產的預期產出分別為

$$E(Y_{nm}) = f(K_{nm}, L_{nm}) - \bar{U}_{nm}, \quad m = H, F, \quad (2)$$

而第 n 個廠商在第 m 國進行生產的預期利潤極大化問題為

$$\text{Max}_{K_{nm}, L_{nm}} E(\mathbf{p}_{nm}) = P[f(K_{nm}, L_{nm}) - \bar{U}_{nm}] - rK_{nm} - w_m L_{nm} - S_{nm}. \quad (3)$$

對第 (3) 式所描述的利潤極大化問題求解, 我們得出廠商 n 在國家 m 進行生產的均衡要素投入為 $(K_{nm}^*(r, w_m), L_{nm}^*(r, w_m))$; $f'(K_{nm}^*(r, w_m))/r < 0$, $f'(L_{nm}^*(r, w_m))/w_m < 0$ 。值得注意的是, 均衡要素投入式要素價格的函數而與區域技術無效率無關。廠商 n 在國家 m 進行生產的均衡預期利潤為 $\mathbf{p}_{nm}^* = P[f(K_{nm}^*, L_{nm}^*) - \bar{U}_{nm}] - rK_{nm}^* - w_m L_{nm}^* - S_{nm}$; $f'(\mathbf{p}_{nm}^*)/r < 0$ 且 $f'(\mathbf{p}_{nm}^*)/w_m < 0$ 。

因此, 廠商 n 在國家 m 進行生產的理性限制式為

$$\mathbf{p}_{nm}^* = P[f(K_{nm}^*, L_{nm}^*) - \bar{U}_{nm}] - rK_{nm}^* - w_m L_{nm}^* - S_{nm} \geq 0. \quad (4)$$

亦即，廠商 n 選擇在國家 m 進行生產的必要（非充分）條件為預期利潤至少不為負。商 n 在國家 m 進行生產的誘因限制式為

$$\mathbf{p}_{nm}^* \geq \mathbf{p}_{nm'}^* , \quad m, m' \in \{H, F\} , \quad m \neq m'. \quad (5)$$

亦即，廠商 n 選擇在國家 m 進行生產的預期利潤至少不低於在另一國生產的預期利潤。重新整理第（5）式，我們得到

$$\begin{aligned} & P[f(K_{nm}^*(r, w_m), L_{nm}^*(r, w_m)) - f(K_{nm'}^*(r, w_{m'}), L_{nm'}^*(r, w_{m'}))] \\ & - r[K_{nm}^*(r, w_m) - K_{nm'}^*(r, w_{m'})] - [w_m L_{nm}^*(r, w_m) - w_{m'} L_{nm'}^*(r, w_{m'})] - P(\bar{U}_{nm} - \bar{U}_{nm'}) \\ & \geq S_{nm'} - S_{nm} , \quad m, m' \in \{H, F\} , \quad m \neq m'. \quad (5') \end{aligned}$$

廠商 n 會選擇在國家 m 進行生產，若且唯若（if and only if）理性限制式（第（4）式）及誘因限制式（第（5'）式）皆成立。

根據第（4）及（5'）式，我們發現廠商在決定是否赴海外進行生產時，除了考慮工資率與設置成本外，也會考慮區域技術無效率的因素。根據 \mathbf{p}_{nH}^* 、 \mathbf{p}_{nF}^* 、 $\mathbb{1}\mathbf{p}_{nH}^*/\mathbb{1}r < 0$ 、 $\mathbb{1}\mathbf{p}_{nH}^*/\mathbb{1}w_H < 0$ 、 $\mathbb{1}\mathbf{p}_{nF}^*/\mathbb{1}r < 0$ 、及 $\mathbb{1}\mathbf{p}_{nF}^*/\mathbb{1}w_F < 0$ ，我們得出：

$$\begin{aligned} & \mathbb{1}\mathbf{p}_{nH}^* - \mathbf{p}_{nF}^*/\mathbb{1}r \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} 0 , \quad \mathbb{1}\mathbf{p}_{nH}^* - \mathbf{p}_{nF}^*/\mathbb{1}S_{nF} > 0 , \\ & \mathbb{1}\mathbf{p}_{nH}^* - \mathbf{p}_{nF}^*/\mathbb{1}w_F > 0 , \quad \mathbb{1}\mathbf{p}_{nH}^* - \mathbf{p}_{nF}^*/\mathbb{1}w_H < 0 , \\ & \mathbb{1}\mathbf{p}_{nH}^* - \mathbf{p}_{nF}^*/\mathbb{1}\bar{U}_{nF} > 0 , \quad \mathbb{1}\mathbf{p}_{nH}^* - \mathbf{p}_{nF}^*/\mathbb{1}\bar{U}_{nH} < 0. \quad (6) \end{aligned}$$

亦即， \mathbf{p}_{nH}^* 與 \mathbf{p}_{nF}^* 的差距在 S_{nF} 、 w_F 、 \bar{U}_{nF} 上嚴格遞增，且在 w_H 、 \bar{U}_{nH} 上嚴格遞減。

從第（5'）及（6）式，我們得到以下的理論預測：

【理論預測一】 其他因素不變下，若其赴外國生產的預期技術無效率程度低於本國越多，則第 n 個廠商越可能赴外國生產， $n = 1, \dots, N$ 。

【理論預測二】 其他因素不變下，若外國工資率低於本國越多，則第 n 個廠商越可能赴外國生產， $n = 1, \dots, N$ 。

【理論預測三】 其他因素不變下，若其赴外國生產的設置成本愈低，則第 n 個廠商越可能赴外國生產， $n = 1, \dots, N$ 。

【理論預測四】 當外國的工資率高於本國，第 n 個廠商選擇負擔設置成本而赴外國生產，唯若 (*only if*) 赴外國生產的預期技術無效率程度低於本國， $n = 1, \dots, N$ 。

【理論預測五】 當赴外國生產的預期技術無效率程度高於本國，第 n 個廠商選擇負擔設置成本而赴外國生產，唯若 (*only if*) 外國工資率夠低， $n = 1, \dots, N$ 。

【理論預測六】 在同一產業 N 個廠商進行區位選擇後，具有全部廠商留在國內生產、部分廠商赴外國生產、全部廠商赴外國生產三種可能的均衡結果。

【理論預測一】 指出了企業可藉由區位的選擇，來改變生產地區的經濟環境以降低預期技術無效率，進而提高預期利潤。這也告訴我們，企業對外投資後，技術無效率程度可能得以降低。**【理論預測二、三】** 與傳統的海外直接投資文獻結論一致。

【理論預測四】 則指出：即使外國的工資率較高且存在設置成本，企業仍可能因為追求較低的預期技術無效率而致外國生產。這也可以用以解釋為何低工資國家的企業仍會選擇至高工資國家進行海外直接投資：倘若此高工資國家具有較佳的經濟環境（較低的預期技術無效率程度），則低工資國家企業仍可能赴高工資國家進行直接投資。**【理論預測五】** 則指出：廠商也有可能因為追求較低的工資率，因而選擇忍受較高的無效率程度與設置成本而赴國外進行生產。綜合比較**【理論預測四及五】**：在加入了技術無效率的因素之後，工資率差異與設置成

本對海外直接投資決策的影響將受技術無效率差異性的抵銷或補強。至於本國廠商赴國外生產主要係基於降低技術無效率或追求較低工資率（或兩者皆是），則有待實證結果驗證之。

【理論預測六】則告訴我們，由於廠商間仍具有差異性，廠商的區位選擇決策未必一致，視其自身在此兩國的技術無效率程度及設置成本而定。因此，可能有的廠商會決定赴國外生產，而有的廠商則選擇留在國內生產。所以，我們的理論模型可以用來解釋：何以同一產業內，有的廠商選擇留在本國，有的廠商卻選擇赴外國進行生產。

參、計量分析

本節首先將資料的來源加以說明，其次敘述如何應用 panel model 估計邊界生產函數，並進而估算出各廠商的技術無效率，然後是危險率方法之介紹及其實證結果的分析，

3.1 資料來源

本研究以台灣中小企業為對象，進行實證研究。由於本研究是採用 panel data，所以只要在研究期間內（1989 – 1996）廠商的資本額小於 NT\$ 6,000 萬元或員工人數低於 200 人，就屬於本研究之研究對象。

資料的蒐集係採用問卷調查的方式進行。廠商名錄是由財團法人中衛發展中心提供，本研究根據廠商名錄依產業分層隨機選取 510 家廠商（其中汽車業 103 家，機械業 97 家，電子業 310 家）。實際回收卷者 123 份，其中剔除 9 份無效問卷，共有 114 份有效問卷（其中汽車業 22 份，機械業 18 份，電子業 74 份），有效回收率達 22.4%。

3.2 邊界生產函數

自 Farrell (1957) 提出以邊界生產函數來衡量生產效率的概念後，許多學者開始利用邊界的概念來從事效率水準的衡量。學者大致採用兩種方法估計邊界生產函數，其一是以線性規劃為工具之非統計方法，包括：Varian (1984)、Banker and Maindiratta (1985) 等文獻之 SACM (strong axiom of cost minimization)，以及 Charnes, Cooper and Rohdes (1978)、Banker, Charnes and Cooper (1984) 等文獻之 DEA (data envelopment analysis)。

另一種是利用統計方法估計邊界生產函數。確定邊界模型首先用來估計及衡量技術無效率 (Afriat 1972 ; Richmond 1974 ; Schmidt 1976)，不過在一般情況下得到的最大概似估計式 (MLE)，並不保證具有 MLE 的一些特性，例如一致性與漸進常態 (Greene, 1980)，此導因於單邊分配的隨機變數其定義域通常受限於未知參數。因此，Ainger, Lovell and Schmidt (1977) 及 Meeusen and van Broeck (1977) 應用隨機邊界模型估計技術無效率；而 Pitt and Lee (1981) and Schmidt and Sickles (1984) 等研究則將隨機邊界模型擴展至 panel data，但是他們假設個別廠商之技術無效率值並不會隨時間經過而改變。技術無效率值可隨時間而變動之模型則由 Coenwell, Schmidt, and Sickles (1990) 及 Battese and Coelli (1992, 1995) 等提出。此外，Coelli (1996) 針對 Battese and Coelli 於 1992 及 1995 所提出的模型寫出了一套名為「Frontier 4.1」的套裝軟體，以供實證分析之用，此一軟體可適用於橫斷面資料或 panel data。

本研究將應用 Battese and Coelli (1992) 的模型估計技術無效率值，而相關參數及技術無效率值則以套裝軟體 Frontier 4.1 估計之。邊界生產函數之函數型式為 Cobb-Douglas 生產函數，生產要素包括資本與勞動投入量；此外，我們加入虛擬變數以控制因產業不同所導致的差異，因此，隨機生產邊界模型可表示成下式：

$$\ln Q_{nt} = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \ln L_{nt} + \mathbf{a}_2 \ln K_{nt} + \mathbf{a}_3 D_{n1} + \mathbf{a}_4 D_{n2} + (v_{nt} - u_{nt}),$$

$$n = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \quad i = 1, \dots, N \quad (7)$$

式中 Q_{nt} 、 K_{nt} 、 L_{nt} 分別代表廠商 n 在第 t 期之銷售額(NT\$ 仟萬元)、總資產(NT\$ 仟萬元)¹、員工人數； D_{nj} 為虛擬變數，當廠商 n 屬於產業 j ，則 $D_{nj} = 1$ ，否則 $D_{nj} = 0$ ；我們以汽車產業為參考產業， $j = 1$ 代表機械產業， $j = 2$ 代表電子產業； \mathbf{n}_{nt} 為隨機誤差項其分配為 $iid(0, \mathbf{s}_n^2)$ ， $u_{nt} = (u_n \exp(-\mathbf{h}(t-T)))$ 代表技術無效率，其中 $u_n \geq 0$ 為隨機變數其分配為以 0 為下界之截尾常態分配 ($N(\mathbf{ms}_u^2)$)。

技術無效率可透過下式取得：

$$TEF_{nt} = E(\exp(-u_{nt}) | (v_{nt} - u_{nt})). \quad (8)$$

隨機邊界生產函數之實證結果列於表一。估計值 $\mathbf{g} = 0.95$ 顯著的大於 0，表示模型應該包含 u_{nt} 項；而 $\mathbf{h} = 0.01$ 亦是顯著的大於 0，因此技術無效率值隨時間經過而改變之模型較技術無效率值並不會隨時間經過而改變之模型為佳。此外，勞動與資本之估計參數和小於 1 表示生產函數具有規模報酬遞減性質。

3.3 危險率方法

設 T 為海外直接投資之完整持續期間 (the duration of a completed spell)²，其累積分配函數為 $G(t)$ ，機率密度函數為 $g(t)$ 。廠商發生海外直接投資的危險函數 (hazard function) 或 T 的極限機率，可定義為：

$$\mathbf{I}(t) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\Pr(t < T \leq t+h | T > t)}{h} = \frac{g(t)}{1-G(t)} = \frac{g(t)}{S(t)}, \quad (9)$$

¹我們將廠商的名目銷售額及總資產以 GDP deflator (1991 = 1.00) 平減。

² Completed spells 表示投資持續期間之起點與終點可由樣本觀測值的資料中獲得；若只能觀測到投資持續期間的起點，則稱為 right-censored spells；若只能觀測到投資持續期間的終點，則稱為 left-censored spells。

式中 $I(t)$ 稱為在時間 t 瞬間發生海外直接投資機率或危險率，可解釋為持續至時間 t 以前，尚未發生海外直接投資行為，但在期間 t 發生海外直接投資的比率；

$S(t) = \Pr(T > t) = \exp\left(-\int_0^t I(z)dz\right)$ 稱為存活函數 (survivor function)³。

[表一] 隨機邊界生產函數 (panel model) 之實證結果

變數	係數	標準誤	t-值
Constant	1.07712 ***	0.31204	3.45177
$\ln L_{nt}$	0.33719 ***	0.01145	29.44800
$\ln K_{nt}$	0.64395 ***	0.03994	16.12399
D_{n1}	-0.07401	0.16128	-0.45886
D_{n2}	0.86607 ***	0.15159	5.71341
$\mathbf{s}^2 = \mathbf{s}_V^2 + \mathbf{s}_U^2$	1.36121 ***	0.11590	11.74475
\mathbf{g}^a	0.95178 ***	0.00418	227.53064
\mathbf{m}	2.27646 ***	0.16260	14.00084
\mathbf{h}^b	0.01009 ***	0.00178	5.66097
廠商 (觀測值) 總數		114 (902)	

*** P-value ≤ 0.01 .

^a $\mathbf{g} = \mathbf{s}_U^2 / (\mathbf{s}_V^2 + \mathbf{s}_U^2)$ 。若 $\mathbf{g} = 0$ ，表示 u_{nt} 項應自模型中移除。

^b 若 $\mathbf{h} = 0$ ，則隱含技術無效率值並不會隨時間經過而改變。

我們的目的是探討解釋變數 X 對危險率及持續期間的影響。因此，危險率可表示成下式：

³ $S(t)$ 可藉由 $I(t)$ 導出，即 $I(t) = -dS(t)/dt$ ，根據微分方程解： $S(t) = \exp\left(-\int_0^t I(z)dz\right)$ 。

$$\mathbf{I}(t, X, \mathbf{b}) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\Pr(t < T \leq t+h | T > t, X, \mathbf{b})}{h} = \frac{g(t | X, \mathbf{b})}{1 - G(t | X, \mathbf{b})} = \frac{g(t | X, \mathbf{b})}{S(t, X, \mathbf{b})}, \quad (10)$$

式中 \mathbf{b} 為一個未知的參數向量；所對應的存活函數為：

$$S(t, X, \mathbf{b}) = \Pr(T > t | X, \mathbf{b}) = \exp\left(-\int_0^t \mathbf{I}(z, X, \mathbf{b}) dz\right). \quad (11)$$

此外，持續期間 T 的條件機率密度函數可表示為危險函數與存活函數的乘積：

$$g(t | X, \mathbf{b}) = \mathbf{I}(t, X, \mathbf{b})S(t, X, \mathbf{b}). \quad (12)$$

等比例危險模型 (proportional hazard rate model) 之危險函數被定義為：

$$\mathbf{I}(t, X, \mathbf{b}) = \mathbf{I}_0(t)\mathbf{y}(X, \mathbf{b}), \quad (13)$$

式中 $\mathbf{I}_0(t)$ 是基線 (baseline) 危險函數，表示當廠商的 $\mathbf{y}(X, \mathbf{b})=1$ 時之危險函數。

在應用上，我們可以建構 $\mathbf{y}(X, \mathbf{b})$ 使得解釋變數在樣本平均數水準時 $\mathbf{y}(X, \mathbf{b})=1$ ，此時， $\mathbf{I}_0(t)$ 表示觀測值在樣本平均數水準的危險函數。此外， $\mathbf{I}_0(t)$ 僅是時間 t 的函數，其函數的形式隨 T 分配的不同而有所差異。等比例危險模型所對應的存活函數為：

$$S(t, X, \mathbf{b}) = \exp\{-H_0(t)\mathbf{y}(X, \mathbf{b})\}, \quad (14)$$

式中， $H_0(t) = \int_0^t \mathbf{I}_0(z) dz$ 是基線危險函數的積分值。

一般而言， $\mathbf{y}(X, \mathbf{b})$ 可表示為：

$$\mathbf{y}(X, \mathbf{b}) = \exp\{X\mathbf{b}\}, \quad (15)$$

此一設定的優點在於 $\mathbf{y}(X, \mathbf{b})$ 是非負的 (nonnegative)，因此我們在推估參數向量 \mathbf{b} 時不需加入任何限制條件。根據 $\ln \mathbf{I}(t, X, \mathbf{b})$ 對 X 的偏導數可得：

$$\frac{\partial \ln \mathbf{I}(t, X, \mathbf{b})}{\partial X} = \mathbf{b}; \quad (16)$$

因此， \mathbf{b} 可以被解釋為 X 對危險率 (或 T 的條件機率) 之固定等比例的效果 (the constant proportional effect of X)。

我們假設隨機變數 T 的分配為指數分配，其所對應的危險函數及存活函數分別為：

$$\mathbf{I}(t) = \mathbf{a}, \quad (17)$$

$$S(t) = \exp(-\boldsymbol{\alpha}t). \quad (18)$$

我們看到危險函數與時間相互獨立，此導因於指數分配具有「失憶性」(memoryless) 特質；所以，如果我們去除研究期間開始之前的時間，並不會損失任何的資訊。令 $\boldsymbol{\alpha} = \exp(X'\boldsymbol{b}) = \boldsymbol{y}(X, \boldsymbol{b})$ ，而相對應的基線危險函數值 ($I_0(t)$) 必須為 1。

一旦持續期間 T 的分配確定之後，便可用最大概似法 (maximum likelihood method) 估計出參數 \boldsymbol{b} 。如果樣本包含 n 個獨立的 completed spells，則概似函數取自然對數後可表示為：

$$\ln L(\boldsymbol{b}) = \sum_{i=1}^n \ln g(t_i, X_i, \boldsymbol{b}). \quad (19)$$

但是當持續期間 t_i 是 right-censored spells 時，唯一可得到的資訊是持續期間至少持續了 t_i ⁴。因此，就這些觀察值而言，其對概似函數的貢獻為存活函數 $S(t_i, X_i, \boldsymbol{b})$ 的值，也就是持續期間大於 t_i 的機率。

給定一個虛擬變數 \boldsymbol{h}_i ，若第 i 個觀察值持續期間是一個 completed spell，則令 $\boldsymbol{h}_i = 1$ ；反之，則 $\boldsymbol{h}_i = 0$ 。則對 n 個獨立的持續期間樣本觀測值 $\{t_i\}_{i=1}^n$ ，其概似函數取自然對數後為：

$$\ln L(\boldsymbol{b}) = \sum_{i=1}^n \boldsymbol{h}_i \ln g(t_i, X_i, \boldsymbol{b}) + \sum_{i=1}^n (1 - \boldsymbol{h}_i) \ln S(t_i, X_i, \boldsymbol{b}). \quad (20)$$

亦即，completed spells 對概似函數之貢獻為給機率密度函數 $g(t, X, \boldsymbol{b})$ ，而 censored spells 對概似函數之貢獻為存活機率 $S(t, X, \boldsymbol{b})$ 。由於機率密度函數是危險函數與存活函數的乘積，所以上式亦可表示為：

$$\ln L(\boldsymbol{b}) = \sum_{i=1}^n [\boldsymbol{h}_i \ln I(t_i, X_i, \boldsymbol{b}) + \ln S(t_i, X_i, \boldsymbol{b})] \quad (21)$$

將(21)式予以極大化，可以找出最大概似估計量 $\hat{\boldsymbol{b}}$ 。

前述討論之危險率方法，我們都假設解釋變數 X 在持續期間內為一常數

⁴ 若某些持續期間是 left-censored spells，由於指數分配具有失憶性的特質，我們可忽略開始研究期間之前的時間。

值。然而，大多數的社會與經濟解釋變數會隨時間經過而改變，如果我們將隨時間改變的解釋變數納入計量模型中，則會引起計算上的問題。以下我們考慮一個解釋變數隨時間而變的危險函數 $I(t, X(t), \mathbf{b})$ 的情況，其所對應的存活函數如下式：

$$S(t, X(t), \mathbf{b}) = \exp\left\{-\int_0^t I(z, X(z), \mathbf{b})dz\right\}, \quad (22)$$

此存活函數需要用數值積分法求解。以下兩種方法常被用來解決上述之問題：

1. 以持續期間中 $X(t)$ 的平均值 $\bar{X}(t) = t^{-1} \int_0^t X(z)dz$ 取代解釋變數 $X(t)$ 。
2. 使用持續期間的起始值 $X(0)$ 代替 $X(t)$ 。

此二種情況之概似函數的表示與 (21) 式相同，只是將 X 以 $X(0)$ 或 $\bar{X}(t)$ 代替之。然而， $\bar{X}(t)$ 通常產生持續期間長度與自變數間存在虛假線性關係，例如： $X(z) = a + bz$ 隱含 $\bar{X}(t) = a + bt$ ，因此 $\bar{X}(t)$ 與 t 存在虛假線性關係 (Heckman & Singer 1985); 而 $X(0)$ 則忽略了因時間的不同所導致環境的異質性 (Heckman *et al.*, 1985)。

我們將利用階梯函數 (step-function) 的方法來求近似的危險函數 (Petersen 1986)，也就是假設隨時間改變的解釋變數在每一段期間都是常數值，但從這一段期間至下一段期間可能會改變。圖一表示隨時間而改變的解釋變數與階梯函數間之關係，其中實線代表解釋變數的實際值，而水平虛線則表示出接近隨時間改變的解釋變數的階梯函數。

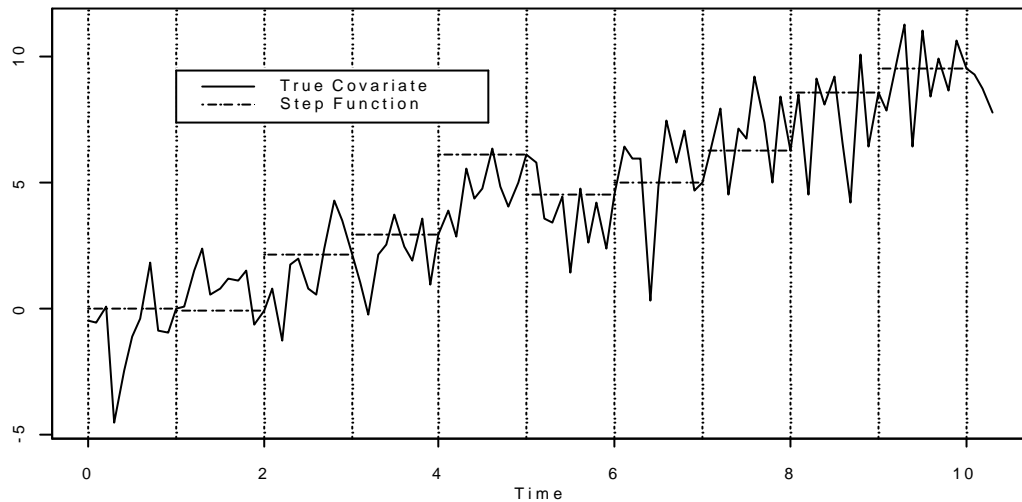
我們將時間區間 $[0, t]$ 分割為 k 個不重疊的期間，例如： $0 = t_0 < t_1 < \dots < t_k = t$ ，並假設解釋變數在每一段期間內維持不變。令 $I(t, X_j, \mathbf{b})$ 為從時間 t_{j-1} 到 t_j 的危險函數，則其所對應之存活函數表示如下：

$$S(t, X_k, \mathbf{b}) = \exp\left\{-\sum_{j=1}^k \int_{t_{j-1}}^{t_j} I(z, X_j, \mathbf{b})dz\right\}. \quad (23)$$

因此，對第 i 個觀測值而言，概似函數取自然對數可表示為：

$$\begin{aligned}\ln L_i(\mathbf{b}) &= \mathbf{h}_i \ln I(t, X_k, \mathbf{b}) + \ln S(t, X_k, \mathbf{b}) \\ &= \mathbf{h}_i \ln I(t, X_k, \mathbf{b}) - \sum_{j=1}^k \int_{t_{j-1}}^{t_j} I(z, X_j, \mathbf{b}) dz\end{aligned}\quad (24)$$

其中，若第 i 個觀察值是一個 completed spell，則以 $\mathbf{h}_i = 1$ 表示；反之，則以 $\mathbf{h}_i = 0$ 表示。由於此一方法包含較多的資訊，同時也比較接近理論的計量模型，因此我們相信這是一個較佳的方法。



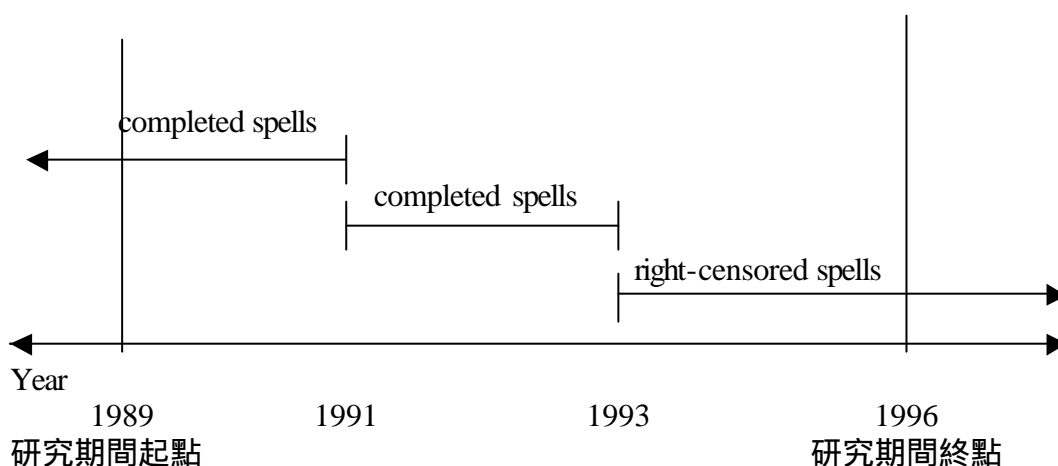
[圖一] 隨時間改變的解釋變數與階梯函數之關係

3.4 實證結果與分析

樣本觀測值是由廠商的海外投資行為組成，例如，廠商 n 在 1991 及 1993 各有一次海外投資案件，則提供了 2 個 completed spells 及 1 個 right-censored spell 的觀測值（參見 [圖二]）。根據上述定義，123 份有效問卷一共包含 178 個樣本觀測值，其中 completed spells 81 個，right-censored spells 97 個。

企業的「海外直接投資與否」為本研究的應變數，以虛擬變數的方式表示之；也就是在研究期間內，若該年度廠商到海外直接投資，則虛擬變數以 1 表示，反之，則以 0 表示。

【理論預測一】指出了企業可藉由區位的選擇，來改變生產地區的經濟環境以降低預期技術無效率，進而提高預期利潤；因此，企業對外投資後，技術無效率程度可能得以降低。如果進行海外投資的企業屬於較缺乏效率（或比較利益）的群體，則海外投資可能有助於國內產業的升級，因為此舉不僅可以將國內有限的資源移轉到生產力更高的產業，有助於產業結構的調整，而且這些較缺乏效率（或比較利益）的廠商，有機會利用海外的資源改善本身的體質。因此，若技術無效率與廠商海外直接投資可能性呈現正相關，則海外直接投資有助於國內產業升級之假說得到實證上的支持。至於技術無效率對台灣中小企業海外投資的影響有賴實證研究之檢驗，此外我們認為其影響會因為產業之不同而有所差異。



[圖二] 樣本觀測值之說明

產品創新能力屬於廠商自擁優勢中的資產優勢 (Dunning 1988)，而產品的創新需要投入相當高的研發努力，因此研發密集度較高的廠商，其產品創新的能力也較強，所以我們認為研發密集度有促進海外投資意願的功能。因素稟賦理論 (Kojima 1978；Orawa 1979) 指出，喪失國際競爭力的企業，會向海外尋求豐富的資源，以求生存與發展。由於近年來台灣勞動供給不足且勞動成本提高，勞動密集度較高的企業所受的影響較大，因此較可能至海外投資以尋求豐富的勞力及維持其國際競爭力。

一般而言，規模愈大的廠商，其所擁有的人力、財務及管理資源相對較多，應愈有能力進行國際化及海外直接投資；因此，本研究認為廠商規模對海外直接投資意願有正面的助益。廠商在海外市場投資生產不僅可以降低運輸成本及關稅支出，同時也可降低海外市場不確定性因素對廠商的衝擊。Erramilli and Rao (1990) 的研究發現：美國跨國企業偏好投資於外部不確定性高的國家；因為，此舉不僅可以進一步瞭解海外市場，而且能夠迅速有效的反應當地市場的變化。外銷比率愈大表示海外依存度愈高，海外市場不確定性因素對廠商的衝擊也越大，同時運輸成本也相對較高。所以，我們認為出口比例越高的廠商，其進行海外投資的意願越強。

一般的海外直接投資理論 (Hymer 1960; Caves 1971; Dunning 1980, 1988) 指出：廠商到國外投資必須要有特殊的自擁優勢；但是，廠商的自擁優勢並無法完全解釋一般不具特殊獨占性優勢的中小企業之海外投資，而只說明了歐美跨國企業寡占利益之延伸 (Kojima 1978)。不過，近年來中小企業在海外直接投資扮演非常重要的角色 (Kohn 1997)，而有關中小企業海外投資的研究也引起許多學者的興趣。

Kojima (1978) 及 Orawa (1979) 研究日本企業的海外投資行為發現：投資海外的廠商大部分是中、小型規模的製造商，其投資動機是在尋求天然資源或是廉價勞工，而目的是在降低生產成本以增加市場競爭力。陳添枝、蘇顯揚 (1989) 的調查發現，原物料與勞力取得等台商海外投資動機，在民國 76 年外匯管制解除後，都有增加的趨勢。

Johanson and Mattsson (1987) 首先以網路資源解釋企業國際化，他們認為廠商的海外直接投資可利用網路的市場資產進行國際市場滲透 (例如，利用母國生產網路集體對外投資)，以減少不確定性及降低市場風險。Gemunden and Heydebreck (1995) 探討小公司的外部連結和網路指出：公司是由許多組織間的活動關係所組成，此一關係不僅可化解表面上的衝突，更重要的是能為公司創造穩定的發展。Chen & Chen (1998) 的研究發現，網路連結對台灣企業海外投

資區位的選擇扮演著非常重要的角色。

所以除了廠商特性以外，我們也將資源基礎及關係網路等動機加入危險率模型分析台灣中小企業海外直接投資行為。資源基礎動機包括：確保原物料來源及利用當地勞力兩個變數，關係網路包含：追隨主要客戶及同業集體投資、分別代表縱向及橫向的關係網路。此外，我們也加入取得廉價土地、避開貿易障礙、及利用當地投資優惠等動機到實證模型。一般而言，這些動機對廠商海外投資決策都有正面的影響，不過究竟那些動機明顯的提升近年來台灣中小企業海外投資意願？則有賴實證結果解答。

實證危險函數 $I(\cdot)$ 因下述方程式之設立而完全確立，

$$\begin{aligned} X_i(t_i)' \mathbf{b} = & \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 INEF_i(t) + \mathbf{b}_2 SIZE_i(t) + \mathbf{b}_3 RD_i(t) + \mathbf{b}_4 EX_i(t) + \mathbf{b}_5 KL_i(t) \\ & + \mathbf{b}_6 WAG_i(t) + \mathbf{b}_7 RES_i(t) + \mathbf{b}_8 VER_i(t) + \mathbf{b}_9 HOR_i(t) + \mathbf{b}_{10} TAX_i(t) \\ & + \mathbf{b}_{11} TBR_i(t) + \mathbf{b}_{12} LAND_i(t) + \mathbf{b}_{13} INEF_i(t) \times D2_i + \mathbf{b}_{14} INEF_i(t) \times D3_i \quad (25) \end{aligned}$$

變數之定義及樣本平均值列於 [表二]。

根據完成海外投資觀測值 (completed) 與尚未進行海外投資觀測值 (censored) 比較，我們發現完成海外投資觀測值在技術無效率、廠商規模、研發密集度、外銷比率等變數之樣本平均值較大，但是在資本密集度變數之樣本平均值較低。而台灣中小企業之海外投資動機，前四項依序為利用廉價勞力、追隨主要客戶、取得廉價土地、同業集體投資。

危險率方法之估計結果列於 [表三]，實證資料顯示：除了研發密集度變數未達統計顯著水準外，其餘廠商特性變數不但達到 5 % 的顯著水準，而且和預期結果相符。首先，我們發現技術無效率值顯著的提升企業進行海外直接投資的機率；因此，近年來中小企業海外投資有助於國內產業升級之假說得到實證上的支持。這也顯示，進行海外投資是台灣中小企業因應過去十餘年台灣經營環境惡化的策略之一。此外，技術無效率值對企業海外直接投資的意願會隨產業之不同而有所差異，其中汽車零件業與機械業並無顯著的差異 (P-值 = 0.1403)，而技

術無效率值對汽車零件業的影響顯著的大於電子業 (P-值 = 0.0023)。

此外，廠商規模對企業海外投資意願亦呈現顯著的正相關，此與先前的研究發現一致 (Grubaugh, 1987; Yu and Ito 1988)；研究結果指出：當廠商總資產增加 NT\$1 億元，則海外投資意願增加 6.5 %。研發密集度對海外投資的影響並不顯著，此與 Grubaugh (1987) 及 Hennart and Park (1994) 的研究結果不同。推究其原因，可能是台灣中小企業受限於本身財務能力，資金的不足阻礙了廠商的研發活動，因此較難藉由研究發展形成廠商自擁優勢。

資本密集度對中小企業進行海外投資機率呈現顯著的負相關，此一結果支持要素稟賦理論，自 1980 年代中期以來台灣工資飛漲，資本密集度愈低的廠商，其受損的程度相對比較嚴重，因此其海外投資的意願較強。實證結果指出：當資本密集度增加一單位 (NT\$ 仟萬元/人)，企業海外投資的危險率平均減少 27.36%。外銷比率亦明顯的影響中小企業海外投資決策，此結果反映了台灣中小企業高出口導向特性；估計結果顯示：外銷比率增加 1%，海外投資的可能性增加 1.13%。

本研究發現：利用當地勞力及追隨主要客戶等動機為近年來推動台灣中小企業海外投資的重要因素，至於其餘動機對中小企業海外投資的影響並不顯著。相較於未考慮利用當地勞力動機者，考慮此項動機的中小企業海外直接投資危險率顯著地高出前者約 72.59%。此一結果反映出台灣以勞力密集為營運方式的中小企業，藉海外廉價的勞力因應國內勞動成本巨幅的增加。

[表二] 危險函數中變數之定義與樣本平均值

變數	定義	樣本平均值	
		Completed	Censored
<i>INEF</i>	技術無效率	0.1294	0.1103
<i>SIZE</i>	資產總額 (單位：NT\$ 仟萬元)	31.0407	23.6609

<i>RD</i>	研發經費佔總銷售額比率 (%)。	5.4068	5.1005
<i>EX</i>	外銷營業額佔總銷售額的比率 (%)。	31.2198	27.1876
<i>KL</i>	資產總額 (NT\$仟萬元) / 員工人數。	1.7022	2.4383
<i>WAG</i>	虛擬變數，若利用當地勞力是海外直接投資所考慮的因素時，則 $WAG = 1$ ；否則， $WAG = 0$ 。	0.6667	0.5258
<i>RES</i>	虛擬變數，若確保原物料供給是海外直接投資所考慮的因素時，則 $RES = 1$ ；否則， $RES = 0$ 。	0.0864	0.1134
<i>VER</i>	虛擬變數，若追隨主要客戶是海外直接投資所考慮的因素時，則 $VER = 1$ ；否則， $VER = 0$ 。	0.5432	0.3928
<i>HOR</i>	虛擬變數，若同業集體投資是海外直接投資所考慮的因素時，則 $HOR = 1$ ；否則， $HOR = 0$ 。	0.3580	0.2887
<i>TBR</i>	虛擬變數，若避開貿易障礙是海外直接投資所考慮的因素時，則 $TBR = 1$ ；否則， $TBR = 0$ 。	0.1852	0.2165
<i>TAX</i>	虛擬變數，若利用當地投資優惠是海外直接投資所考慮的因素時，則 $TAX = 1$ ；否則， $TAX = 0$ 。	0.2469	0.2268
<i>LAND</i>	虛擬變數，若取得廉價土地是海外直接投資所考慮的因素時，則 $LAND = 1$ ；否則， $LAND = 0$ 。	0.4691	0.4124
<i>D2</i>	若廠商屬於機械業，則 $D2 = 1$ ；否則， $D2 = 0$ 。	0.1852	0.1340
<i>D3</i>	若廠商屬於電子業，則 $D3 = 1$ ；否則， $D3 = 0$ 。	0.4198	0.7113
觀測值數目		90	123

[表三] 危險率方法之實證結果

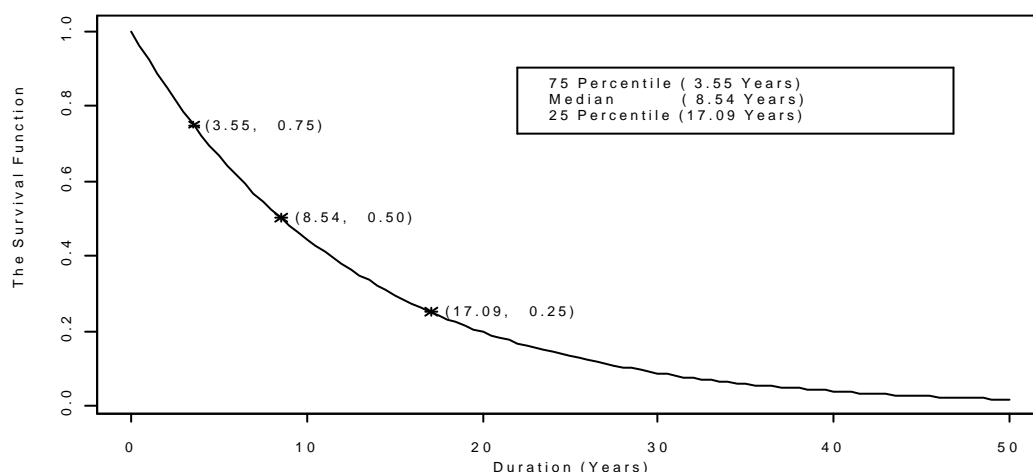
變數	估計值	標準差	t-值	P-值
<i>Constant</i>	-3.3505	0.4383	-7.644	0.0000
<i>INEF</i>	7.8067	2.5000	3.123	0.0018
<i>SIZE</i>	0.0065	0.0025	2.555	0.0106
<i>RD</i>	0.0047	0.0218	0.216	0.8292
<i>EX</i>	0.0113	0.0050	2.240	0.0251
<i>KL</i>	-0.2736	0.1038	-2.636	0.0084
<i>WAG</i>	0.7259	0.3327	2.182	0.0291
<i>RES</i>	-0.5509	0.5577	-0.988	0.3233
<i>VER</i>	0.7450	0.2960	2.517	0.0119
<i>HOR</i>	0.1091	0.3022	0.361	0.7181
<i>TBR</i>	-0.2207	0.4093	-0.539	0.5897
<i>TAX</i>	-0.1866	0.3248	-0.575	0.5656
<i>LAND</i>	-0.2991	0.2869	-1.042	0.2972
<i>INEF</i> \sim D2	-4.0178	2.7245	-1.475	0.1403
<i>INEF</i> \sim D3	-7.4335	2.4420	-3.044	0.0023

從關係網路的角度來分析，同業集體投資可視為廠商水平連結的關係，而追隨主要客戶視為廠商垂直連結的關係，我們發現垂直關係網路較明顯的影響台灣中小企業海外投資決策，反映出許多中小企業到海外直接投資是由於其主要客戶赴海外投資而跟進。從實務角度分析，追隨主要客戶到海外投資，不但可以維持良好的企業關係及增加企業忠誠度外，而且由於產品的銷售或生產要素的來源亦有較高的保障，相對上可降低海外的營運風險。我們的研究發現：考慮追隨主要客戶動機的中小企業相對於未考慮此項動機的企業，其海外投資的危險率顯著

的高出約 74.5 %。

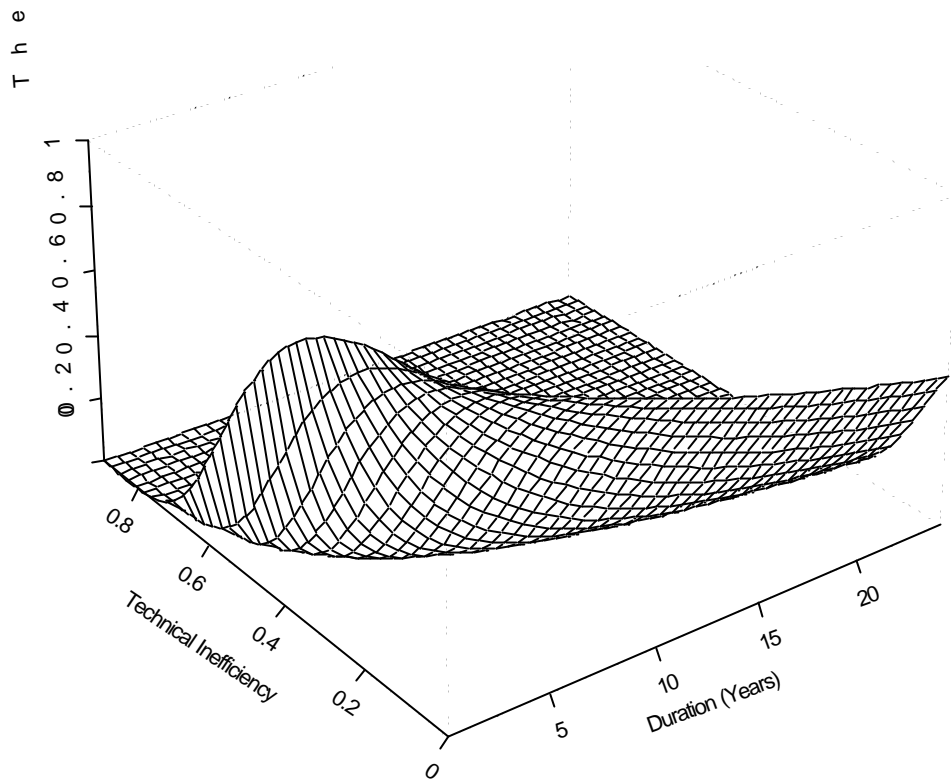
3.5 模擬分析

最後，我們利用模擬結果來探討時間構面對廠商海外直接投資機率的影響，並模擬廠商技術無效率、時間構面、與存活率函數間之關係。[圖三] 模擬廠商特質為樣本平均數之代表性廠商，根據其存活函數與存續期間之關係我們發現：代表性廠商在 3.55 年內完成海外直接投資的機率為 0.25（亦即，存活函數之 75 分位數為 3.55）；至於中位數則為 8.54 年（易言之，代表性廠商在 8.54 年內完成海外直接投資的機率為 0.5）；由於 25 分位數為 17.09 年，因此代表性廠商完成海外直接投資所需的時間多於 17.09 年的機率僅有 0.25。

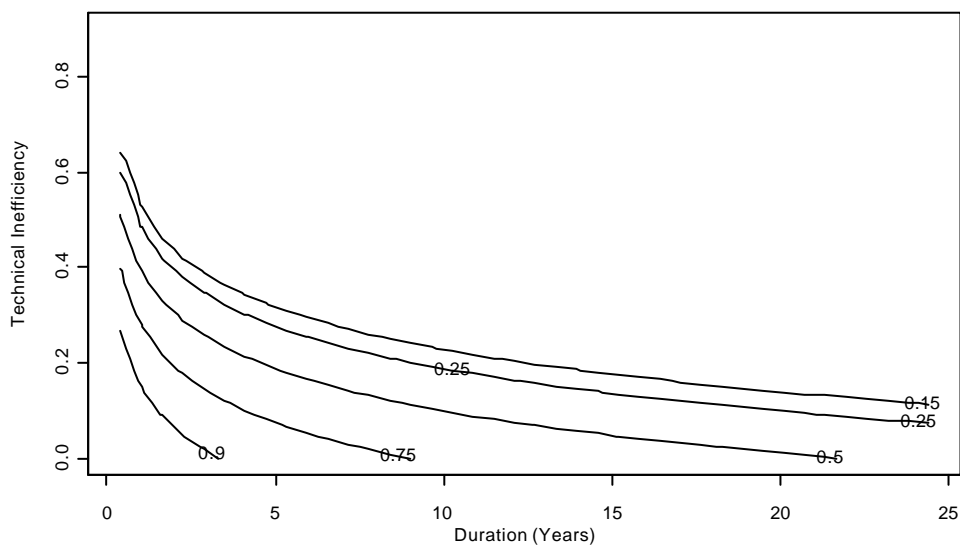


[圖三] 代表性廠商（廠商特質為樣本平均數）之存活函數與存續期間的關係

時間構面與廠商技術無效率對存活函數之影響，則以 [圖四] 之立體圖及 [圖五] 之等高線圖表示。由模擬結果我們發現：隨著存續期間的增加，技術無效率對存活函數的影響幅度逐漸減弱；而技術無效率與存續期間之替代性，隨存活函數上升而增加。



[圖四] 代表性廠商(廠商特質為樣本平均數)之技術無效率與時間對存活函數的影響



[圖五] 存活函數為 0.15、0.25、0.5、0.75、及 0.9 之等高線圖

陸、結論

一般的海外直接投資理論指出：廠商到國外投資必須要有特殊的自擁優勢；但是，廠商的自擁優勢並無法解釋一般不具特殊獨占性優勢的企業（特別是中小企業）之海外直接投資（FDI），而只說明了歐美跨國企業寡占利益之延伸。近來相關的研究顯示，規模較小且相對弱勢的企業在 FDI 扮演相當重要的角色，引起許多學者的重視；一些研究嘗試確認這些企業自擁優勢的來源，另外一些研究則認為利用外部資源以彌補投資者本身之劣勢為這些企業進行 FDI 之主要動機。不過上述文獻並未將廠商生產之技術無效率引入 FDI 的分析，由於實際世界的不完全性，廠商的生產一般均未達到生產邊界。而在相同的要素投入之下，廠商可以在技術無效率水準較低的地方生產較多的產出，賺取較高的利潤；因此，將技術無效率因素納入 FDI 理論與實證研究，可以使我們對企業仍海外投資行為有較清楚且完整的瞭解。

本文首先提供一個理論模型說明技術無效率如何影響廠商的海外直接投資決策。研究發現：外國低工資率可以彌補缺乏技術效率與設置成本等不利因素，而使缺乏技術的廠商較有誘因進行海外直接投資。當本國工資率較高時，具有技術效率的廠商較有誘因留在國內生產。此外，過去有關海外直接投資的實證研究中，鮮少有學者將時間因素納入海外直接投資決策的分析中；然而，將時間因素納入分析，不但可以取得較佳的資訊，而且它在動態投資決策過程中扮演著相當重要的角色。因此，本研究採用納入時間因素之危險率方法分析台灣中小企業海外直投資行為。

實證分析顯示近年來海外投資的中小企業屬於較缺乏技術效率的群體，此結果表示進行海外投資是台灣中小企業因應過去十餘年台灣經營環境惡化的策略之一。因此，近年來台灣中小企業的海外投資有助於國內產業之調整及升級之假說獲得實證上的支持。

根據模擬結果，代表性廠商（廠商特質為樣本平均數）在 3.55 年內完成海外直接投資的機率為 0.25，在 8.54 年內的機率為 0.5，而在 17.09 年內的機率為

0.75。此外，隨著存續期間的增加，技術無效率對存活函數的影響幅度逐漸減弱；而技術無效率與存續期間之替代性，隨存活函數上升而增加。

其他研究結果發現：（1）資本密集度愈低、廠商規模愈大、外銷比例愈高之中小企業，海外直接投資意願愈高；（2）利用當地勞力、及追隨主要客戶等動機是近年來推動台灣中小企業海外投資的重要因素。

參考文獻

1. 經濟部中小企業處 (1997), 《中小企業白皮書》, 台北: 經濟部。
2. Afriat, S. N. (1972), "Efficiency Estimation of Production Functions," *International Economic Review*, 13, pp. 568-98.
3. Aigner, D. J., C. A. K. Lovell, and P. Schmidt (1977), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models," *Journal of Econometrics*, 17, pp. 21-37.
4. Banker, R. D., A. Charnes, and W. W. Cooper (1984), "Models for Estimation of Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis," *Management Science*, 30, pp. 1078-92.
5. _____ and A. Maindiratta (1985), "Nonparametric Analysis of Technical and Allocative Efficiencies in Production," unpublished (School of Urban and Public Affairs, Carnegie-Mellon University).
6. Caves, R. E. (1971), "International Corporation: The Industrial Economic of Foreign Investment," *Economica*, pp.1-27.
7. Charnes, A., W. W. Cooper, and E. Rhodes (1978), "Measuring the Efficiency of Decision-making Units," *European Journal of Operational Research*, 2, pp. 429-44.
8. Chen, H and T.-J. Chen (1998), "Network Linkage and Location Choice in Foreign Direct Investment," *Journal of International Business Studies*, vol.29, No.3, pp. 445-67.
9. Cornwell, C., P. Schmidt, and R. C. Sickles (1990), "Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels," *Journal of Econometrics*, 46, pp. 185-200.
10. Debreu, G. (1959), *Theory of Value: An Axiomatic Analysis of Economic Equilibrium*, New York: John Wiley & Sons, Inc.
11. Dunning, J. H. (1980), "Toward an Eclectic Theory of International Production:

- Some Empirical Tests,” *Journal of International Business Studies*, 11, pp. 9-31.
12. _____ (1988), “The Eclectic Paradigm of International Production: A Restatement and Some possible Extension,” *Journal of International Business Studies*, 19, pp. 1-31.
 13. Erramilli, M.K. and C.P. Rao (1990), “Choice of Foreign Market Entry Modes by Service Firms: Role of Market Knowledge”, *Management International Review*, 30, pp. 135-150.
 14. Farrell, M, J. (1957), “The measurement of Productive Efficiency,” *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 120, pp. 253-90.
 15. Gemunden, H.G. and P. Heydebreck, (1995), “The External Links and Networks of Small Firms- their Role and Nature”, *Globalisation, Networking And Small Firm Innovation*, pp. 87-100.
 16. Greene, W.H. (1980), “Maximum Likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions,” *Journal of Econometrics*, 13, pp. 27-56.
 17. Grubaugh, S.G. (1987), “The Process of Direct Foreign Investment”, *Southern Economic Journal*, pp. 351-360.
 18. Heckman, J.J. and B. Singer (1985), “Social Science Duration Analysis”, in Heckman, J.J. and B. Singer (eds.), *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*, Cambridge: Cambridge University Press.
 19. Hennart, J.F. and Park, Y.R. (1994), “Location, Governance, and Strategic Determinants of Japanese manufacturing Investment in the United States”, *Strategic management Journal*, 15, pp. 419-436.
 20. Hymer, S. (1960), “The International Operations of National Firms: A Study of Direct Investment”, Ph.D. Thesis, MIT : Published by MIT Press under Same Title in 1976.
 21. Johanson, J. and Mattson, L. (1987), “Internationalisation in Industrial System- A network Approach”, *Strategies in Global Competition*, pp. 287-315, London: Routledge.
 22. Kohn, T. O. (1997), “Small Firms as International Players,” *Small Business Economics*, 9, pp. 45-51.
 23. Kojima, K. (1978), *Direct Foreign Investment: A Japanese Model of Multinational Business Operations*, London: Croom Helm.
 24. Kopp, R. J. and W. E. Diewert (1982), “The Decomposition of Frontier Cost Function Deviations into Measures of Technical and Allocative Efficiency,” *Journal of Econometrics*, 19, pp. 319-331.
 25. Lucas , Robert E. , Jr. (1993), “Making a Miracle,” *Econometrica*, 61, pp.251-272.
 26. MasColell, A., M.D. Whinston and J.R. Green (1995), *Microeconomic Theory*,

Oxford: Oxford University Press.

27. Ozawa, T. (1979), *Multinationalism, Japanese Style: The Political Economy of Outward dependency*, Princeton: Princeton University Press.
28. Petersen, T. (1986), "Fitting Parametric Survival Model with Time-Dependent Covariates", *Journal of the Royal Statistical Society, Series C (Applied Statistics)*, 35, pp. 281-288.
29. Pitt, M. M. and L. F. Lee (1981), "The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry," *Journal of Development Economics*, 9, pp. 43-64.
30. Richmond, J. (1974), "Estimating the Efficiency of Production," *International Economic Review*, 15, pp. 515-21.
31. Schmidt, P. (1976), "On the Statistical Estimation of Parametric Frontier Production Functions," *Review of Economic and Statistics*, 58, pp. 238-239.
32. _____ and C. A. K. Lovell (1979), "Estimating Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Frontiers," *Journal of Econometrics*, 13, pp. 83-100.
33. _____ and R. Sickles (1984), "Production Frontiers and Panel Data," *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, pp. 367-74.
34. Stevenson, R. E. (1980), "Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation," *Journal of Econometrics*, 13, pp. 57-66.
35. Varian, H. (1984), "The Nonparametric Approach to Production Analysis," *Econometrica*, 52, pp. 579-97.
36. Varian, H.R. (1992), *Microeconomic Analysis*, 3rd ed., New York: W.W. Norton & Company.
37. Yu, C.M.J. and Ito, K.(1988), "Oligopolistic Reaction and Foreign Direct Investment: The Case of the U.S. Tire and Textiles Industries" *Journal of International Business Studies*, 19, pp. 449-460.