

# 大陸臺商工廠待獲利期間之分析： 存活模型之應用\*

林祖嘉\*\* 李紀珠\*\*\*

## 壹、緒言

廠商自投資設廠到生產獲利，需要一段時間，此待獲利期間長短與風險有關。一般而言，期間越長者，風險越大。因此，廠商投資之初，必然會對開始獲利期間的長短做詳細的評估。然而，該段期間不易掌握，因為有許多因素會影響該期間，例如投資額大小、產業別、員工人數、投資環境、法令規章等。所以，如何去掌握該段期間，對每一有意投資的廠商，都是十分重要的。

1987年底政府開放人民赴大陸探親以來，開始出現臺商大陸投資的熱潮。依投審會資料顯示，至1994年底為止，赴大陸投資廠商超過12000家，投資金額超過35億美元。若依大陸方面資料，廠商家數與投資金額更高出許多。雖然大多數學者相信造成臺商赴大陸投資熱潮的主因在於賺錢的機會較多，<sup>1</sup>但不可否認的，赴大陸投資的確比其他

---

\* 作者們感謝兩位審稿人寶貴意見，當然，文中若還有任何錯誤，都應由作者們自行負責。

\*\* 政治大學經濟系教授

\*\*\* 政治大學經濟系教授

東南亞地區投資有更多的風險。畢竟大陸的法令規章、基礎建設、人治色彩等諸多因素，都較東南亞其他國家為差。因此，赴大陸投資的臺商一方面不願意冒然投下大筆資金，一方面也希望已投下去的資金能及早回收。然而，投資的待獲利期間固然主要決定於廠商經營能力的高低之外，但也往往受到經濟環境、投資環境、及其他許多外在因素的影響。因此，如何正確的掌握赴大陸投資的待獲利期間，可說是每一位有意於赴大陸投資的廠商所必須首先面對的課題。

由於待獲利期間具有不確定因素，因此一個存活分析模型 (survival analysis model) 就是最能掌握期間分析的利器。本研究擬採用存活模型對於廠商待獲利期間加以分析，一方面我們要探究影響赴大陸廠商投資待獲利期間的可能因素為何？另一方面我們也想了解另外一個更重要的課題，即：待獲利期間是否具有時間依賴性 (time dependence)？因為，當一個廠商在投資一段期間仍然無法獲利時，他面臨的問題是：無法獲利期間將會立即結束，或是未來可能獲利的機率會愈來愈小？不同的答案顯然將帶給該投資者非常不一樣的決策！

存活模型早期多應用於生物醫學及工業工程領域，如 Kao (1958, 1959), Pike (1966), Cox (1972), Crowley and Hu (1977), 及 Dhillon (1979) 等。晚期則有學者將其應用在經濟及商學領域，如有關探討失業問題者，有 Lancaster (1979, 1985), Nickell (1979), Abraham and Farber (1987), 林祖嘉 (1991), 張清溪與駱明慶 (1991) 等，關於遷徙問題探討者，有 Morrison (1967)、Ginsberg (1971), 林祖嘉 (1990) 等。此外，在產業及金融方面的應用亦相當廣泛，如 Lane, et al. (1986), Green and Shoven (1986), Giliberto and Thibodeau (1989), Schwartz and Torous (1989), 林祖嘉與方世調 (1992), 李紀珠 (1992, 1993a, 1993b, 1994), 李紀珠與蔡龍學 (1992)、林惠玲 (1993) 等。

廠商投資的主要目的在於獲取利潤，殆無疑問。獲利能力除決定於廠商的經營能力以外，一般而言尚與規模大小、投資型態、產業種

類、總體經濟環境都有關係。<sup>2</sup>自投資設廠之始至獲利為止的期間長短，與獲利能力有關，因此也會與上述影響因素有關，但是由於臺商赴大陸投資的時間並不很久，因此有關於大陸臺商經營狀況相關文獻並不多見，高希均等 (1992, 1995) 及高長及嚴宗大 (1992) 有較為完整的相關探討。高希均等 (1992) 之間卷調查，除了瞭解個別廠商獲利情況外，並曾利用迴歸方法，進一步探討決定廠商獲利之因素。高希均等人發現投資金額、員工人數、廠房面積、廠齡、成本降低能力、銷售額、及產業別等因素都與廠商的獲利能力有關。<sup>3</sup>

本文利用高希均等 (1992) 問卷資料，進一步探討影響大陸臺商待獲利期間之因素。除了瞭解那些因素決定廠商待獲利期間長短之外，我們還要進一步探究該期間是否有時間相依性 (time dependence) 的存在。亦即，隨著廠商待獲利期間越長情況下，究竟是表示廠商將更不容易獲利，或更容易即將獲利？這個問題對於瞭解廠商赴大陸投資風險有很大助益。如果，隨著待獲利期間愈長，顯示出以後將更不容易獲利，則這時廠商應可能考慮儘速結束投資；反之，如果待獲利期間愈長，表示即將獲利的機會愈大，則廠商顯然應繼續投資，這時也表示未來將面臨投資無法獲利的風險較小。<sup>4</sup>

本文第二節先討論存活模型與期間分析的基本架構，並建立計量模型。第三節先說明本研究使用的變數及資料的基本性質，然後分析實證結果。第四節是結論及說明進一步的研究方向。

## 貳、大陸臺商待獲利期間估計模型

首先我們令臺商在大陸設廠至開始獲利之期間 (或稱待獲利期間) 為一隨機變數  $T$ ，並假定所有廠商的待獲利期間面對相同的分配及相同可能參數，<sup>5</sup> 並令其機率密度函數 (pdf) 及累積分配函數 (cdf) 分別為  $f(T)$ ,  $F(T)$ 。因此，臺商在某一時期  $t$  尚未獲利的累積機率函數  $S(t)$

爲

$$S(t) \equiv p(T > t) \equiv 1 - F(t). \quad (1)$$

而臺商在  $t$  期前雖尚未獲利，但在  $t$  期開始獲利之獲利狀態條件轉換函數 (或稱轉換率)  $h(t)$  爲

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0^+} \frac{p(t < T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)}. \quad (2)$$

根據式 (1)、(2) 兩式可推導出  $h(t)$  與  $S(t)$  具下列關係

$$h(t) = \frac{-d \log S(t)}{dt}, \quad (3)$$

$$f(t) = h(t) \exp\left(-\int_0^t h(\mu) d\mu\right). \quad (4)$$

如果廠商的獲利狀態轉換率與廠商設廠期間無必然關連，則其  $h(t)$  將是一個與廠商設廠期間 ( $t$ ) 無關的常數，即  $h(t) = \lambda$ ，則由式 (4) 知，其 pdf 將爲：

$$f(t) = \lambda \exp(-\lambda t). \quad (5)$$

此時隨機變數  $T$  是呈 exponential 分配。但本文認爲較合理的假設，爲並不事先排除獲利狀態之轉換率具相關特質的可能，因此，我們將令待獲利期間變數  $T$  爲一較 exponential 分配更一般化的 Weibull 分配。在 Weibull 分配下，發生獲利狀態轉換之條件轉換率爲

$$h(t) = \lambda \alpha (\lambda t)^{\alpha-1}, \quad (6)$$

式中  $\lambda$  爲 exponential 分配下之獲利狀態轉換之轉換函數，而  $\alpha$  參數與 Weibull 分配下之規模參數 (scale parameter)  $\sigma$ ，具下列關係  $\sigma = \alpha^{-1}$ 。再由 (6) 式得知，規模參數  $\sigma$  與獲利狀態轉換函數  $h(t)$  之期間相依性 ( $dh(t)/dt$ ) (time dependence)，具下列關係：即

$$\begin{cases} \frac{dh(t)}{dt} \geq 0, & \text{當 } \sigma \leq 1 \text{ 時,} & (7a) \\ \frac{dh(t)}{dt} < 0, & \sigma > 1 \end{cases}$$

亦即於 Weibull 分配中，若估計得  $\sigma$  小於 1，則獲利狀態之轉換率將隨廠商設廠期間之加長而上升，即獲利狀態轉換與設廠期間具正期間相依性。反之，若規模參數  $\sigma$  大於 1，則廠商獲利狀態轉換率，將隨廠商設廠期間愈久而愈下降，即獲利狀態轉換率與設廠期間具負期間相依性。而當規模參數  $\sigma$  等於 1 時，廠商獲利狀態轉換率與廠商設廠期間長短無關，即其不具期間相依性，且此時 Weibull 分配將退化為 exponential 分配。據此，在廠商待獲利期間呈 Weibull 分配假定下，我們可透過對規模參數  $\sigma$  之估計與檢定，來判定獲利狀態轉換率是否具有期間相依性，亦即推估廠商獲利狀態轉換率是否與廠商設廠期間有關，且若有關，則其是呈正相關或負相關。

另外，為更精確描述廠商待獲利期間的特性，本文也將估計一般化 gamma 分配 (generalized gamma distribution, GGD) 下之結果。因為 GGD 是 Weibull 分配的一般化形式，因此，GGD 必定會比 Weibull 有更好的估計結果。<sup>6</sup>

廠商發生獲利狀態轉換率高低，一般除了可能受到廠商設廠期間長短影響外，尚可能受到其它因素 ( $Z$ ) 的影響，如廠商規模、產業特性、設廠區域、投資型態等因素。若假定此時潛在因素  $Z$  對廠商獲利狀態轉換率是呈現指數形式的影響，則此時式 (6) 廠商獲利狀態轉換函數可表達成如下形式：

$$h(t; Z) = \lambda \alpha (\lambda t)^{\alpha-1} \exp(Z' \beta), \quad (6')$$

$Z' \equiv (Z_1, Z_2, \dots, Z_s) \equiv s$  個潛在影響因素，

$\beta \equiv (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_s) \equiv s$  個迴歸參數。

根據 (4) 式，則此時  $T$  之 pdf 爲

$$f(t; Z') = \lambda \alpha (\lambda t)^{\alpha-1} \exp(Z' \beta) \exp[-(\lambda t)^\alpha \exp(Z' \beta)] \quad (8)$$

若令  $X = \log T$ ，則  $T = \exp X$  代入式 (8)，並令  $\beta_0 = -\log \lambda$ ， $\alpha = \alpha^{-1}$ ， $\beta^* = -\sigma \beta$ ，則  $\log T$  的 pdf 爲

$$f(X) = \frac{1}{\sigma} \exp\left[-\frac{X - \beta_0 - Z' \beta^*}{\sigma} - \exp\left(\frac{X - \beta_0 - Z' \beta^*}{\sigma}\right)\right], -\infty < X < \infty. \quad (9)$$

令  $W = [(X - \beta_0 - Z' \beta^*) / \sigma]$ ，則由 (9) 式可求得  $W$  爲標準極值分配 (standard extreme value distribution) 的隨機變數，其 pdf 爲

$$f(W) = \exp(W - \exp W), -\infty < W < \infty. \quad (10)$$

且  $\log T$  可表達成：

$$X = \log T = \beta_0 + Z' \beta^* + \sigma W. \quad (11)$$

比較式 (9)、(10) 兩式可得知， $f(\log T) = \sigma^{-1} f(W)$ 。

此外，(11) 式亦可改寫爲如下：

$$T = \exp(\beta_0 + Z' \beta^* + \sigma W) = \exp(\beta_0 + Z' \beta^*) T_0. \quad (12)$$

$T_0 = e^{\sigma W}$ ，表示基準 (baseline) 狀態下廠商待獲利期間。

由 (12) 式知，潛在影響因素對廠商待獲利期間之影響具倍數作用 (multiplication)，而具有此類特性之期間模型，文獻上又稱之爲加速生命模型 (accelerated life model)，參見 Cox and Oakes (1983)。

關於其它潛在影響因素 ( $Z$ )，本文將就廠商員工人數 (LABOR)、大陸臺商使用原料來源 (MAT)、成本下降比例 (COST)、投資形式 (TYPE)、投資地區 (AREA) 及產業類別 (IND) 等可能因素進行分析。<sup>7</sup> 因此本文的  $Z$  函數爲：

$$Z = Z'(LABOR, MAT, MACH, COST, TYPE, AREA, IND). \quad (13)$$

在處理期間資料 (duration data) 時，一般人常會遇到一種困擾，即在觀察期間結束時，某些樣本仍停留在原狀態，並未產生狀態轉換現象，因此，部份樣本於原狀態所停留的完整存續期間，並無法真正被觀察到，亦即在觀察樣本中有部份樣本發生截斷 (censored) 的現象。以本文所觀察的大陸臺商待獲利期間分析為例，當觀察期間結束時 (1991年10月)，許多大陸臺商尚未開始獲利，因此，其完整的待獲利期間為多長不得而知，此即為觀察期間不完全或遭截斷的樣本，且屬於右方截斷 (right censored) 的樣本。<sup>8</sup>

若觀察樣本中存在有被截斷的樣本，雖然可提供之訊息不若未被截斷樣本來的精確，但仍可提供部份訊息，因此，我們需先將所收集到大陸臺商樣本中，同時涵蓋未截斷以及右方截斷的樣本，提供不同訊息的現象加以處理。

令  $L_i$  表第  $i$  個觀察樣本 (即第  $i$  家大陸臺商) 的截斷時間 (censoring time)，而  $T_i$  表第  $i$  家大陸臺商實際開始獲利期間，因此只有當  $T_i \leq L_i$ ，該廠商實際待獲利的完整期間才會被觀察到，故我們令資料中第  $i$  個廠商的待獲利對數期間 ( $\log t_i$ ) 為：

$$\log t_i = \text{Min}(\log T_i, \log L_i),$$

$$\text{且 } \delta_i = \begin{cases} 1, & \log T_i \leq \log L_i \\ 0, & \log T_i > \log L_i \end{cases} \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (14)$$

即  $\delta_i = 0$ ，表示待獲利期間有被截斷現象；反之則無，令  $\delta_i = 1$ 。而當資料被右方截斷時

$$\text{Pr}(\log t_i = \log L_i) = \text{Pr}(\log T_i > \log L_i) = S(\log L_i) = S(\log t_i). \quad (15)$$

若資料未遭截斷 (即  $\log t_i < \log L_i$ )，則其機率密度函數為<sup>9</sup>

$$\text{Pr}(\log t_i, \delta_i = 1) = f(\log t_i), \quad t_i < L_i. \quad (16)$$

綜合 (14) 與 (15) 式得

$$Pr(\log t_i, \delta_i) = f(\log t_i)^{\delta_i} S(\log t_i)^{1-\delta_i}, i = 1, 2, \dots, n. \quad (17)$$

若每一個觀察值的  $(t_i, \delta_i)$  皆獨立，則涵蓋全部右方截斷及未遭截斷樣本之概似函數為：

$$L(\beta, \sigma) = \prod_{i=1}^n f(\log t_i)^{\delta_i} S(\log t_i)^{1-\delta_i}. \quad (18)$$

因  $W_u = (\log T_i - \beta_0 - Z' \beta^*) / \sigma$ ，故臺商待獲利期間之對數最大概似函數可寫為：

$$\text{Max } \log L(\beta, \sigma) = \sum_{i=1}^n [\delta_i \log \sigma^{-1} f(W_i) + (1 + \delta_i) \log S(W_i)] \quad (19)$$

將  $Z'$  向量代入 (11) 式，並將 (11) 式之機率分配代入對數最大概似函數 (19) 式，利用 Newton--Raphson 反覆求解，即可求得最適之  $\hat{\beta}$  及  $\hat{\sigma}$ ，從而可再進一步求得影響大陸臺商待獲利期間之最適估計  $\log T$  及對應之獲利狀態轉換函數  $\hat{h}$ 。

## 參、實證分析

本文實証資料取自高希均等 (1992) 對大陸臺商工廠營運調查問卷結果，其回收有效樣本為 319 家，就目前國內研究臺商投資相關調查而言，為資料較完整的一次調查。該問卷調查樣本不論在產業分佈或地域分佈上，皆與經濟部投審會登記的 2503 家母體樣本分佈相當接近，<sup>10</sup> 因此樣本有相當代表性，經去除解釋變數資料不完整之樣本後，計得 60 家廠商可供本研究使用。<sup>11</sup>

本研究使用之變數說明如下：



DUR：待獲利期間，依廠商填答之待獲利期間為準。若尚未獲利，則待獲利期間以問卷日期減去設廠投資日期計算。

AREA：投資地區，若投資地點為城市，<sup>12</sup> 則 AREA=1；否則 AREA=0。

COST：成本降低率，與臺灣母公司相比，大陸工廠生產成本減少的比例。

IND：產業型態，若為資本密集型產業，則 IND=1；否則 IND=0。<sup>13</sup>

LABOR：員工人數。

MAT：原料來自臺灣比例，即大陸臺商工廠使用原料購自臺灣的比例。

MACH：機器來自臺灣比例，即臺商工廠使用機器購自臺灣的比例。

TYPE：投資型態，若為獨資，則 TYPE=1；否則 TYPE=0。

表 1：大陸臺商工廠基本統計量

	平均數	標準差
已獲利廠商比例 (%)	60.00	49.40
平均待獲利期間 (DUR) (月)	13.45	8.17
員工人數 (LABOR) (人)	82.87	95.97
原料來自臺灣比例 (MAT) (%)	56.75	37.93
機器來自臺灣比例 (MACH) (%)	33.39	25.52
成本降低率 (COST) (%)	24.83	16.56
投資型態 (TYPE) (%)	61.67	49.03
投資地區 (AREA) (%)	38.33	49.03
產業型態 (IND) (%)	26.67	44.59

表 2：大陸臺商待獲利期間分析

被解釋變數 (log DUR)			
解釋變數	Exponential	Weibull	Generalized Gamma
INTERCEPT	3.8241 (0.0001)**	3.4646 (0.0001)**	3.7008 (0.0001)**
LABOR	-0.0006 (0.7329)	-0.0002 (0.8369)	-0.0008 (0.0767)*
MAT	-0.0052 (0.3420)	-0.0037 (0.1477)	-0.0047 (0.0424)**
MACH	-0.0118 (0.0854)*	-0.0113 (0.0004)**	-0.0120 (0.0001)**
COST	-0.0104 (0.3043)	-0.0081 (0.0825)*	-0.0071 (0.0515)*
TYPE	0.3663 (0.3363)	0.3173 (0.0668)*	0.5260 (0.0001)**
AREA	0.2539 (0.4790)	0.3553 (0.0340)**	0.4185 (0.0030)**
IND	-0.1867 (0.6555)	-0.2547 (0.1730)	-0.3130 (0.0069)**
SCALE	1	0.4474	0.0183
SHAPE	-	(0.0615) <sup>a</sup>	(0.0085) <sup>a</sup>
LLV	1	1	32.6725
	-	-	(15.1221) <sup>a</sup>
NO.of Obs.	60	60	60

說明：

1. 括弧內為P 值 (P value)。
2. \*,\*\*分別表該係數滿足10%和5%的顯著水準。
3. LLV 為 log likelihood Value。
4. 有 a 者，為 standard error。

經對樣本初步的觀察，參見表 1，在 60 家廠商中，已開始獲利廠商有 36 家，平均待獲利期間 (DUR) 為 13.45 個月，比高長等 (1993) 調查的 14.04 個月略短。<sup>14</sup> 廠商平均雇用勞工人數為 82.87 人，原料平均有 56.75% 來自臺灣，機械設備平均亦有 33.39% 來自臺灣。而就觀察樣本中的廠商，在大陸設廠平均成本下降率達 24.83%，此與目前文獻中所提及比率相當接近，也可以初步解釋為什麼會有這麼多廠商前往大陸投資。而樣本中廠商有 61.67% 屬獨資，38.33% 為合資或合作型態經營。其中 38.33% 於城市地區投資，61.67% 則在都市以外地區投資。最後，這些廠商有 26.67% 屬於資本密集型產業，大部分 (73.33%) 仍屬於勞力密集型產業。

將 60 家大陸臺商資料放入前節的存活模型當中，再利用 SAS 軟體，對本文 (19) 式加以估計，迴歸估計結果列於表 2。表 2 顯示 exponential 分配的估計結果並不理想，但在 Weibull 分配時，估計結果則有顯著改善，不但 LLV 明顯上升，且估計係數亦有多個顯著。由於本文主要目的之一在分析待獲利期間相依性的特質，因此此處我們針對 Weibull 分配的結果加以說明。

首先是員工人數 (LABOR) 的係數為負 (-0.0002)，表示勞力使用較多的廠商其待獲利期間較短，這與臺商赴大陸投資的主要目的在使用大陸廉價勞工的說法一致。MAT 之係數亦為負 (-0.0037)，表示從臺灣進口原料比例較高之廠商其待獲利期間較短。一般而言，由於大陸地區提供的原料品質及交貨期間都較不穩定，因此許多廠商寧願直接從臺灣進口原料以控制品質與出貨期間，這些廠商通常都是生產能力較佳的廠商，故其待獲利期間較短。MACH 之係數負且顯著 (-0.0113)，其理由與原料來自臺灣相近。成本降低比例 (COST) 扮演獲利與否的重要角色，當成本降低愈多，表示獲利機會愈大，待獲利期間愈短，此處負且顯著 (-0.0081) 的估計結果驗證上述觀點。

投資型態 (TYPE) 亦對待獲利期間有正且顯著的影響 (0.3173)。一般而言，當廠商赴國外獨資設廠時，必須花費較多時間去瞭解當地法令、規章、及交易習慣，因此需要較長時間才能獲利。<sup>15</sup> 至於投資地區 (AREA) 的係數為正且顯著 (0.3553)，表示臺商工廠設在鄉鎮地區反而容易獲利。最後，產業型態 (IND) 之係數為負 (-0.2547)，則表示資本密集型產業的待獲利期間較短。再進一步觀察 Weibull 分配下之規模參數，我們發現其顯著的異於1 (0.4474)，表示大陸臺商獲利狀態之轉換率確實具期間相依性。由於其值顯著小於1，根據本文 (7) 式，顯示臺商獲利狀態之轉換率具正期間相依性，即隨著廠商設廠時間加長，廠商開始獲利的條件機率會上升，且由於其規模參數不但顯著異於1，且其倒數顯著大於2，因此其獲利狀態之轉換率，不但隨廠商設廠時間加長而上升，且呈加速的上升。<sup>16</sup>

若我們進一步使用較 Weibull 分配更一般化之 gamma 分配 (generalized gamma distribution, GGD) 進行分析，則發現在 GGD 分配下，規模係數亦顯著異於1 (0.0183)，再一次確定廠商獲利狀態轉換率確實具期間相依性。<sup>17</sup> 同時觀察 GGD 分配下迴歸的結果，也可以發現其各解釋變數的符號方向皆與 Weibull 分配相同，且不但機械來源 (MACH)、成本下降比例 (COST)、投資形式 (TYPE) 及投資地區 (AREA) 對廠商待獲利期間有如在 Weibull 分配下顯著影響外，其員工人數 (LABOR)、原料自臺灣來的比例 (MAT) 以及產業型態 (IND) 等解釋變數，對大陸臺商待獲利期間亦皆有相當顯著的影響。

仔細的讀者也許會發現 LABOR 與 IND 的係數都是負的，似乎有些矛盾，一方面表示勞動多的廠商待獲利期間較短，而另一方面，高資本密集產業的廠商的待獲利期間較短。我們的解釋是：LABOR 代表臺商使用勞動的多少，這可做為廠商規模大小的指標。由於大陸勞工十分廉價，因此當使用勞動愈多時，臺商賺錢的機會就愈大，所以待獲利期間就愈短。另一方面，IND 固然代表資本密集與勞力密集產業，但我們用的是虛擬變數 (而不是用資本勞動比)，所以，此處當

IND 的係數為負時，表示待獲利期間較短，我們的解釋是這些「資本密集型」的產業在大陸可能會更有機會，包含機械、電子、紡織等等。因此，如果把 LABOR 與 IND 兩種變數估計結果合併解釋，就是以大規模 (使用較多勞動) 方式進入大陸的機械、電子、紡織等產業的臺商，他們的待獲利期間會較短，會比大多數進入大陸的傳統臺商產業更短，如製鞋、玩具、成衣等等。我們認為可能的理由是臺商在機械、電子、紡織等產業的生產技術優勢可能更高於傳統的製鞋、玩具、成衣等產業，使得他們在大陸有更好的表現機會 (即待獲利期間更短)。<sup>18</sup>

最後，為比較待獲利期間實際分配與不同函數下的估計結果的差異，我們把 PDF、CDF、及尚未獲利期間 S (即 1-CDF) 的實際值與估計值列在表 3。<sup>19</sup> 表 3 顯示 Exponential 與 Weibull 分配下的估計值很相近，但卻與實際值有一些出入。若再看圖 1 與圖 2 的 CDF 與 S 函數，可以更清楚的看到，Exponential 分配與 Weibull 分配的估計結果相當接近，但與實際值分配有明顯差異。

造成這種差異的原因可能有二：第一個原因是廠商在實際填寫問卷時造成的誤差。由於有些廠商可能無法清楚的記住他們的待獲利期間是某一確定期間，例如 5 個月或 10 個月，而只能籠統的說是半年或一年。因此，我們在觀察實際資料時，我們發現半年和一年的 PDF 都很高，分別為 13.3% 及 18.3%。由圖 3 的 PDF 圖形中也可以看到，實際分配值分別在 6 月與 12 月有兩個特別高的值。如果廠商待獲利期間真的是隨機分配，或符合某一分配，則不應在半年或一年的地方有特別高的觀察值，因此我們認為主要的原因在於廠商填答問卷時，所造成的誤差。

另外一個差異則是來自於實際觀察值中有部份被截斷的資料，而在 Exponential 與 Weibull 分配的估計值當中，則已將這些被截斷的觀察值加以修正。因此我們看到 Exponential 和 Weibull 兩個分配的

表 3：待獲利期間之實際與估計分配值

期間 (月)	實際觀察值			EXPONENTIAL估計值			WEIBULL估計值		
	PDF	CDF	S	PDF	CDF	S	PDF	CDF	S
0	1.7	1.7	98.3	0	0	100.0	0	0	100.0
1	0	1.7	98.3	0	0	100.0	0	0	100.0
2	1.7	3.3	96.7	0	0	100.0	0	0	100.0
3	0	3.3	96.7	0	0	100.0	0	0	100.0
4	0	3.3	96.7	0	0	100.0	0	0	100.0
5	3.3	6.7	93.3	1.7	1.7	98.3	1.7	1.7	98.3
6	13.3	20.0	80.0	1.7	3.4	96.6	1.7	3.4	96.6
7	1.7	21.7	78.3	3.3	6.7	93.3	1.7	5.0	95.0
8	5.0	26.7	73.3	1.7	8.4	91.6	1.7	6.7	93.3
9	3.3	30.0	70.0	5.0	13.4	86.6	5.0	11.7	88.3
10	10.0	40.0	60.0	5.0	18.4	81.6	3.3	15.0	85.0
11	1.7	41.7	58.3	5.0	23.4	76.6	5.0	20.0	80.0
12	18.3	60.0	40.0	5.0	28.4	71.6	1.7	21.7	78.3
13	3.3	63.3	36.7	0	28.4	71.6	10.0	31.7	68.3
14	6.7	70.0	30.0	6.7	35.0	65.0	6.7	38.4	61.6
15	3.3	73.3	26.7	8.3	43.3	56.7	6.7	45.0	55.0
16	3.3	76.6	23.4	5.0	48.3	51.7	0	45.0	55.0
17	0	76.6	23.4	6.7	55.0	45.0	5.0	50.0	50.0
18	6.7	83.3	16.7	8.3	63.3	36.7	11.7	61.7	38.3
19	0	83.3	16.7	5.0	68.3	31.7	8.3	70.0	30.0
20	1.7	85.0	15.0	6.7	75.0	25.0	6.7	76.7	23.3
21	0	85.0	15.0	5.0	80.0	20.0	0	76.7	23.3
22	0	85.0	15.0	5.0	85.0	15.0	10.0	86.7	13.3
23	3.3	88.3	11.7	5.0	90.0	10.0	3.3	90.0	10.0
24	3.3	91.7	8.3	3.3	93.3	6.7	0	90.0	10.0
25	1.7	93.3	6.7	0	93.3	6.7	1.7	91.7	8.3
26	0	93.3	6.7	0	93.3	6.7	3.3	95.0	5.0
27	0	93.3	6.7	0	93.3	6.7	1.7	96.7	3.3
28	0	93.3	6.7	1.7	95.0	5.0	0	96.7	3.3
29	0	93.3	6.7	1.7	96.7	3.3	0	96.7	3.3
30	3.3	96.6	3.4	1.7	98.3	1.7	0	96.7	3.3
31	0	96.6	3.4	0	98.3	1.7	0	96.7	3.3
32	1.7	98.3	1.7	0	98.3	1.7	1.7	98.4	1.6
33	0	98.3	1.7	0	98.3	1.7	1.7	100.0	0
34	0	98.3	1.7	0	98.3	1.7	0	100.0	0
35	0	98.3	1.7	0	98.3	1.7	0	100.0	0
36	1.7	100.0	0	1.7	100.0	0	0	100.0	0

圖 1 CDF 分配圖形

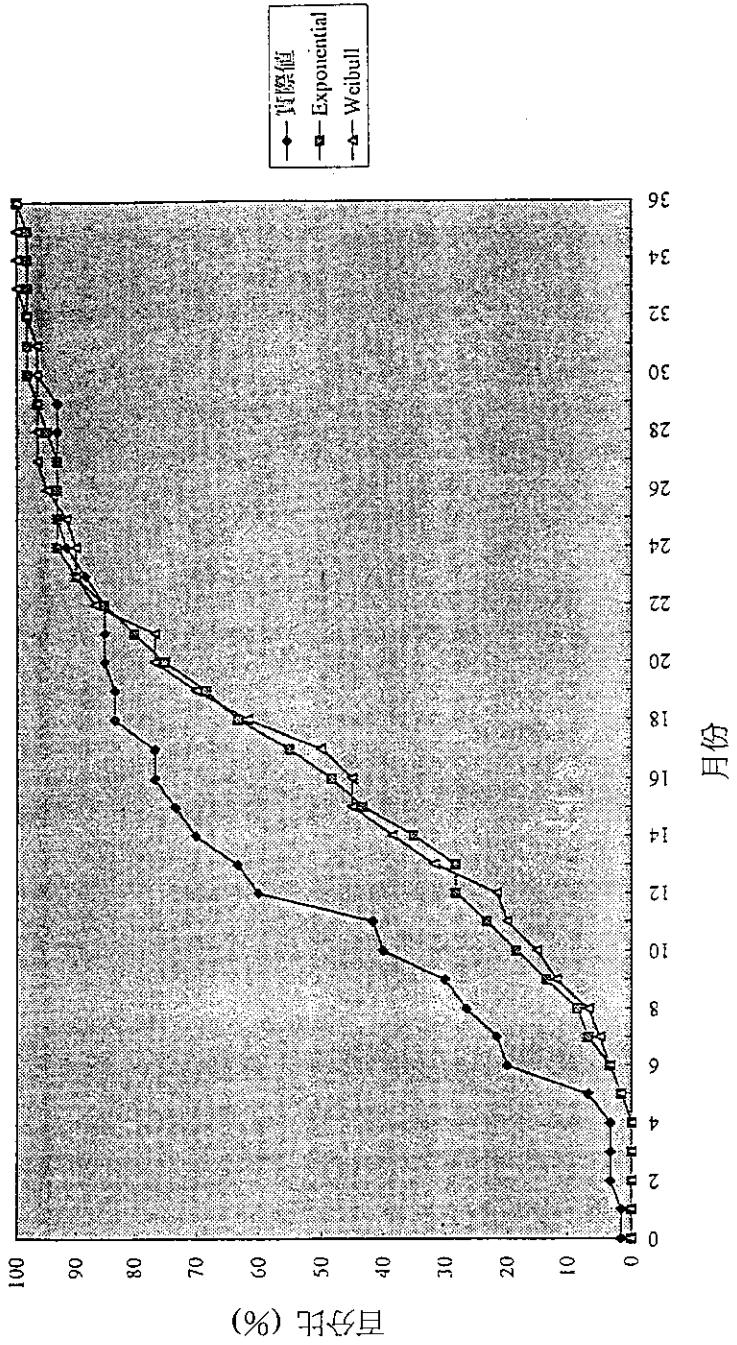


圖 2 S 分配圖形

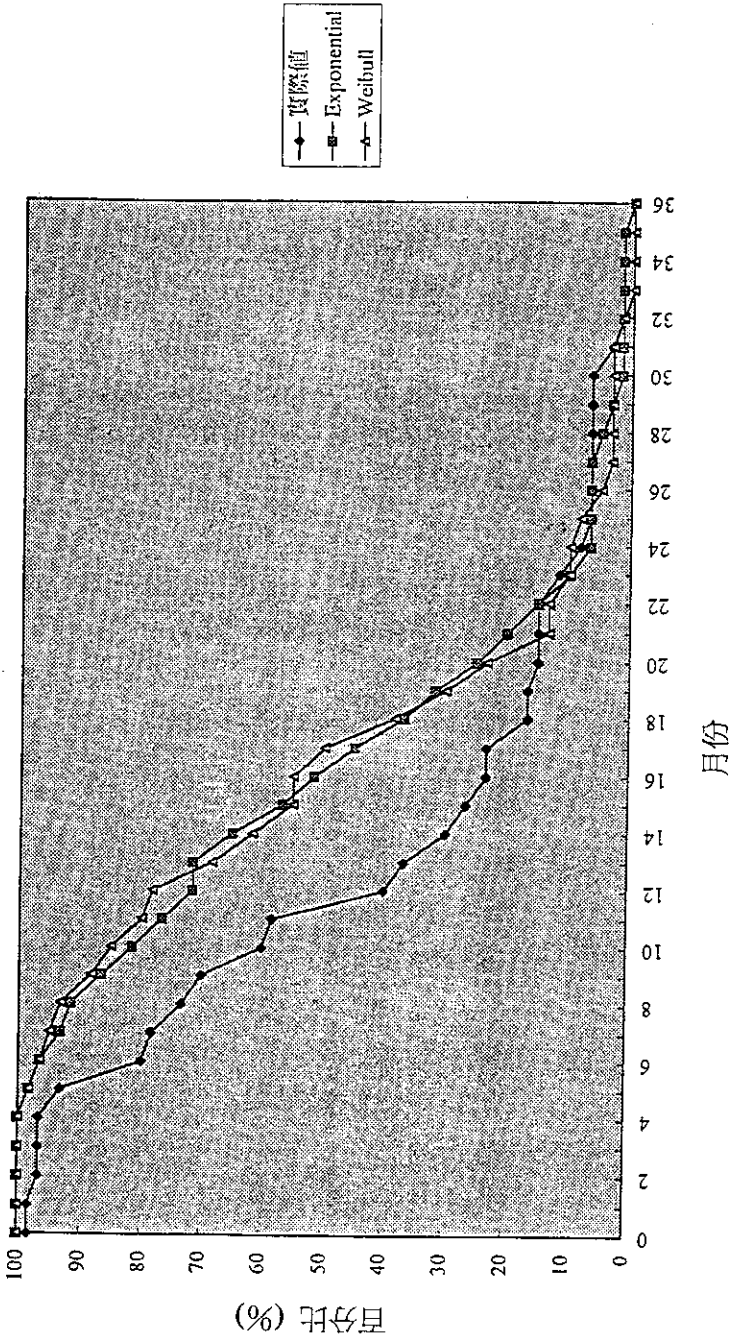
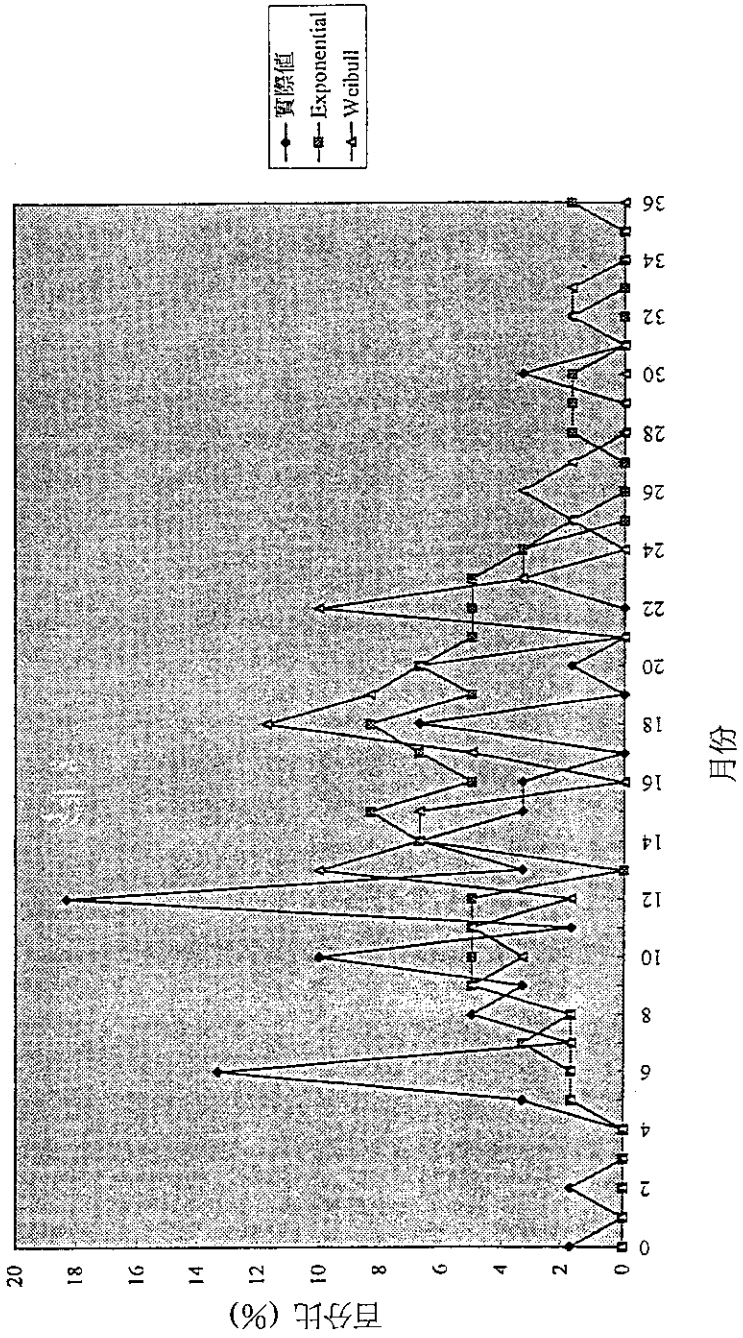




圖 3 PDF 分配圖形



CDF 與 S 都很接近，但卻都與實際值有所差異。同時由於實際值中有被截斷的資料，故若以平均數來看，實際估計值的平均資料待獲利期間只有13.45個月；而 Exponential 與 Weibull 分配估計的平均待獲利期間較長，分別為15.81個月及16.22個月。

## 肆、結 論

待獲利期間長短與廠商投資風險大小有密切關係。與東南亞國家相比，赴大陸地區投資風險更大，因此，對有意赴大陸投資的廠商而言，如何正確估計待獲利期間，是首先要解決的課題。但由於待獲利期間具有不確定性，並非完全能由廠商掌握，因此，本文建立一個存活模型，來描述廠商待獲利期間的動態變化。我們一方面找出決定待獲利期間的主要因素以外，我們也想知道對一個已設立一段時期但尚未獲利的廠商而言，其獲利機率將減少或增加？這對於瞭解廠商的投資風險有很大的助益。

應用 60 家大陸臺商廠商營運資料，並使用三種不同分配 (exponential, Weibull, GGD) 估計，我們發現廠商員工人數、自臺灣進口原料比例、自臺灣進口機器比例、成本降低比例、投資型態、投資地區、及產業型態等因素都對大陸臺商的投資待獲利期間有顯著的影響。另一方面，模型估計結果發現待獲利期間出現明顯的正時間相依效果，即隨廠商待獲利期間增加，廠商轉為獲利狀態的條件機率會增加，且是呈加速的增加。此一結果顯示，赴大陸投資的獲利風險會隨著待獲利期間的增加而降低。

由於資料限制，使得本文的樣本只有60家廠商，對於比較不同分配之間的差異而言，樣本數目略嫌不足，這可能是本研究主要限制之一。另外，除了本文使用的三種分配以外，是否還有其他種分配更能描述廠商的待獲利期間，值得進一步研究。最後，由於大部分的臺商都是在1988年之後才進入大陸，對大陸市場都相當陌生，待獲利期間

自然受到影響。最近這兩年進入大陸的廠商，他們擁有的訊息要遠超過當時最初進入大陸的廠商，因此他們的待獲利期間是否會有明顯的差異？這是另一個值得深思的課題。

## 註 釋

- 1 見高希均等 (1992) 第五章的探討。
- 2 見 Samuels and Smith (1968) 及 Mueller (1976) 探討規模大小與訊息多寡對廠商獲利的影響。
- 3 見高希均等 (1992)，第五章，頁185-200。
- 4 在先驗上，我們認為廠商在投資之前，一定認為有獲利的可能，才會去投資設廠。因此，我們假設廠商最後一定會獲利，應該是可以被接受的。
- 5 由於在統計上，我們很難區分每家廠商是面對不同的分配，或相同分配但不同參數，故既有文獻在實證上的一般作法，是假定這些廠商是面對相同分配，故於此我們亦做相同假定。
- 6 然而，GGD 的規模參數 (scale parameter) 與形狀參數 (shape parameter) 並不能用來證實其期間相依性為正或負，故本文在解釋迴歸估計結果時，仍將採用 Weibull 分配來說明。關於 Weibull 與 GGD 的關係，可參見 Kalbfleish and Prentice (1980)，第二章。
- 7 關於這些變數的定義，請參考下一節的說明。
- 8 所謂右方截斷 (right censored) 是指當觀察期間結束時，經濟體系仍於該狀態繼續，而所謂左方截斷 (left censored) 是指在觀察期間開始以前經濟體系即已進入目前狀態。當此二種情況發生時，我們皆無法完整的觀察到經濟體系停留於該狀態的完整期間，因此必須另作處理。有關樣本遭截斷形式及處理方法，可參考 Miller (1981)，頁2-38，或 Lawless (1982)，頁31-44。

- 9 為說明簡便，我們以  $\text{Pr}(\cdot)$  表達  $t$  於某種狀況下 (此為  $t < Li$ ) 的機率密度函數。
- 10 有興趣者，請參閱高希均等 (1992)，第五章說明。
- 11 此處廠商家數較少的主要原因在於原始資料中，關於獲利方面之相關變數的有效樣本較少。見高希均等 (1992)，頁190。
- 12 城市地區主要是指：深圳市、廈門市、東莞市、上海市、南京市、重慶市、廣州市、福州市、珠海市及汕頭市等。
- 13 本文所指資本密集產業包含機械、電子、紡織、造船、精密儀器、基本金屬、塑膠、及運輸工具。此一定義參考 Lin (1994)，頁16。
- 14 因為我們樣本中還有部份廠商尚未獲利，當其待獲利期間完成，則本文整個樣本的待獲利期間就會較長。另外，高長等 (1993) 調查顯示赴大陸投資的廠商中，新加坡、日本、港澳、美國，及其他國家廠商的待獲利期間分別為 13.31, 15.96, 16.20, 18.12 及 19.80 個月，都比臺商工廠要長。見高長 (1993)，表 8-1，頁8-13。
- 15 關於臺商投資型態選擇的探討，可以參見 Lin and Png (1995)。
- 16 Weibull 分配之危險函數 (hazard function) 為：

$$h(t; Z) = Pt^{P-1} X,$$

其中  $X = \exp\left\{-\frac{Z_0\beta_0}{\sigma}\right\}$ ， $\sigma = P^{-1}$ 。所以

$$\frac{dh(t; Z)}{dt} = P(P-1)t^{P-2} X,$$

$$\frac{d^2h(t; Z)}{dt^2} = P(P-1)(P-2)t^{P-3} X.$$

因此：

(1) 當  $0 < P < 1$ ；則  $\frac{dh(t; Z)}{dt} < 0$ ， $\frac{d^2h(t; Z)}{dt^2} > 0$ 。(2) 當  $1 < P < 2$ ；則

$\frac{dh(t; Z)}{dt} > 0$ ， $\frac{d^2h(t; Z)}{dt^2} < 0$ 。(3) 當  $P > 2$ ，則  $\frac{dh(t; Z)}{dt} > 0$ ， $\frac{d^2h(t; Z)}{dt^2} > 0$

- $> 0$ 。而因 SAS 估計樣本的規模參數 ( $\sigma$ ) 等於  $P$  的倒數 ( $1/P$ )，因此，表 2 中估計出  $\sigma = 0.4474$ ，故  $P > 2$ ，因此，其待獲利期間之轉換率，不但隨廠商存活期間增加而上升，且呈加速上升。
- 17 若我們採用概似值檢定 (likelihood value test)，可以發現 GGD 與 Weibull 之間有顯著差異，也就是說，我們應該採用 GGD 之分配。然而在 GGD 分配下，不易判定其期間相依性的特性，因此，為了強調分析待獲利期間是具有正或負之期間相依性，我們採用 Weibull 的係數來說明。如果，我們研究的重點在於對待獲利期間的推估，則顯然採用 GGD 是比較適當的。
  - 18 我們非常謝謝評審的指正與提醒，讓我們能更清楚表達估計結果。
  - 19 此處的估計值係以各解釋變數觀察值的樣本平均數為基礎，再分別乘上 Exponential 及 Weibull 所估計到的係數，然後就可以得到估計值。但是，我們利用 SAS 程式推估 GGD 下之估計 PDF、CDF、及 S 時，出現一些問題，即在 GGD 分配中，有些值為 0，取對數之後就不存在，因此無法得到 GGD 下的估計 PDF 及 CDF，故表 2 中只列出 Exponential 與 Weibull 分配下的估計值。

## 參考資料

李紀珠

- 1992 〈貨幣持有期間與貨幣支用傾向期間相依性分析——以臺灣為例〉，《中國經濟學會年會論文集》，頁 131-155。
- 1993a 〈金融機構失敗預測模型—加速失敗時間模型之應用〉，《經濟論文叢刊》21: 355-379。
- 1993b 〈美國景氣循環期間穩定性、相依性及政策影響力——另一種實證分析方法〉，《經濟論文叢刊》21: 99-122。
- 1994 〈臺灣股票市場持股行為之實證研究—民國七十五年至七十九年〉，《中國財務學刊》2: 1-28。

李紀珠、蔡龍學

- 1992 〈臺灣股票上市公司變更交易行為之研究〉，《台灣銀行季刊》43: 227-245。

林祖嘉

- 1990 〈隨機程序下的住屋需求與遷徙〉，《中國經濟學會年會論文集》頁269-317。
- 1991 〈失業期間與工作搜尋模型——臺灣地區大專畢業生之經驗〉，《經濟論文》18: 137-158。

林祖嘉、方世調

- 1992 〈臺北市紡織業與食品工業廠商存活期間之分析〉，《經濟論文》20: 59-91。

林惠玲

- 1993 〈廠商之退出率與存活時間之計量模型——臺灣電力及電子機械器材製造業的驗證〉，《經濟論文叢刊》21: 355-379。

高希均、李誠、林祖嘉

- 1992 《臺灣突破：兩岸經貿追蹤》。臺北：天下文化出版公司。

高希均、林祖嘉、林文玲、許彩雪

- 1995 《臺商經驗：投資大陸的現場報導》。臺北：天下文化出版公司。

高長、季聲國、吳世英

- 1993 《臺商與外商在大陸投資經驗之調查研究——以製造業為例》，經濟部研究計畫報告。臺北：中華經濟研究院。

高長、嚴宗大

- 1992 《兩岸經濟交流之現況及其發展趨勢研究》，行政院陸委會研究計畫報告。臺北：中華經濟研究院。

張清溪、駱明慶

- 1991 〈臺灣勞動力失業期間的研究〉，《勞動市場與勞資關係》，頁75-100。臺北：中央研究院中山人文社會科學研究所。

Abraham K.G. and H.S. Farber

1987 "Job Duration, Seniority, and Earnings," *American Economic Review* 77 (3): 278-297.

Cox, D. R.

1972 "Regression Models and Life-Tables," *Journal of Royal Statistical Society* 34: 187-220.

Cox, D.R., and D.Oakes

1983 *Analysis of Survival Data*, Monographs on Statistics and Applied Probability. Chapman and Hall.

Crowley, J. and M. Hu

1977 "Covariance Analysis of Heart Transplant Data," *Journal of American Statistic Association* 72: 27-36.

Dhillon, B. S.

1979 "A Hazard Model," *IEEE Transactions on Reliability* 26: 150-165.

Giliberto, S. M., and T. G. Thibodeau

1989 "Modeling Conventional Residential Mortgage Refinancing," *Journal of Real Estate Finance and Economics* 2: 285-299.

Ginsberg, R. B.

1971 "Semi-Markov Process and Mobility," *Journal of Mathematical Sociology* 1: 233-262.

Green, J., and J. B. Shoven

1986 "The Effect of Interest Rates on Mortgage Prepayment," *Journal of Money, Credit and Banking* 41-59.

Kalbfleish, J. D., and R. L. Prentice

1980 *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. New York: John Wiley and Sons, Inc.

Kao, J. H. K.

1958 "Computer Methods for Estimating Weibull Parameters in Reliability

- Studies,” *Transactions of IRE-Reliability and Quality Control* 13: 15-22.
- 1959 “A Graphical Estimation of Mixed Weibull Parameters in Life-Testing Election Tubes,” *Technometrics* 1: 389-407.
- Lancaster, T.
- 1979 “Econometric Methods for the Duration of Unemployment,” *Econometrica* 47: 939-956.
- 1985 “Generalized Residuals and Heterogeneous Duration Models: with Applications to the Weibull Model,” *Journal of Econometrics* 28: 155-169.
- Lane, W. R., S. Leoney and J. W. Wansley
- 1986 “An Application of the Cox Proportional Hazards Models to Bank Failure,” *Journal of Banking and Finance* 511-531.
- Lawless, J. F.
- 1982 *Statistical Model and Method for Life Time Data*. New York: John Wiley and Sons, Inc.
- Lin, C. C.
- 1994 “Production Function, Factor Substitutibility, and Direct Foreign Investment: A Case Study of Taiwan,” *Asian Economic Journal* 9: 193-203.
- Lin, C. C., and I. Png
- 1995 “Kinship, Control, and Incentives in Cross-Border Investment,” Presented at the 7th World Congress of the Econometric Society, Tokyo, August 26-29.
- Miller R. G.
- 1981 *Survival Analysis*. New York: John Wiley and Sons Inc.
- Morrison, R. A.
- 1967 “Duration of Residence and Prospective, Migration : the Evidence of a Stochastic Model,” *Demography* 4: 553-561.



Mueller, D.

1976 "Information, Mobility, and Profit," *Kyklos* 29: 419-448.

Nickell, S. J.

1979 "Estimating the Probability of Leaving Unemployment,"  
*Econometrica* 47: 1249-1266.

Pike, M.C.

1966 "A Method of Analysis of Certain Class of Experiments in Carcinogenesis," *Biometrika* 22: 142-161.

Samuels, J. M., and D. J. Smith

1968 "Profits, Variability of Profits and Firm Size," *Economica* 35: 127-139.

Schwartz, E. S., and W. N. Torous

1989 "Prepayment and Valuation of Mortgage-Backed Securities,"  
*Journal of Finance* 94: 375-392.