

台灣農業部門就業期間之研究 1980-2002

黃芳玫*

東吳大學經濟系

邱敬仁

台灣大學農業經濟研究所

關鍵字：就業期間、存活分析、不可觀察之差異

JEL 分類代號：Q10、J43、J60

* 聯繫作者：黃芳玫，東吳大學經濟系副教授。邱敬仁，台灣大學農業經濟所研究生。聯繫地址：台北市 100 中正區貴陽街 56 號東吳大學經濟系；電話：(02) 23111531 分機 3320；傳真：(02)23822001；Email: fhuang@scu.edu.tw。本論文感謝徐世勳教授、張靜貞教授與兩位匿名審稿者精闢的建議與指正。

摘 要

本文採用行政院主計處的『人力資源與運用調查』資料，研究個人特徵與社經變數對農業就業者就業期間長短的影響。結果顯示：不論是在何種機率分配之下，個人特質為影響農業就業期間長短的重要變數。年齡愈長愈不容易離開農業部門，男性較女性不容易在農業部門中累積工作年數，且 90 年代男性較 80 年代男性容易從農業部門移出，其工作年數的累積會相對較短。教育程度愈高者其在農業部門的就業期間愈短。社經背景方面，農業部門每月實質收入相對較高者，比較容易流動到其它部門，其就業期間較每月實質收入低者短。中部地區的就業期間較北部地區為長，南部或是東部地區則無明顯差異，且 90 年代在農業部門工時愈長，愈傾向停留在農業部門。農業就業者就業期間長短之分析應考量「不可觀察之差異」的存在。

80 年代尺度參數 (scale parameter) 之值都顯著大於 1，表示在農業部門的就業期間相對較短，離職率傾向較高，而 90 年代之值都顯著小於 1，即離職率較低，傾向在農業部門累積工作年數。

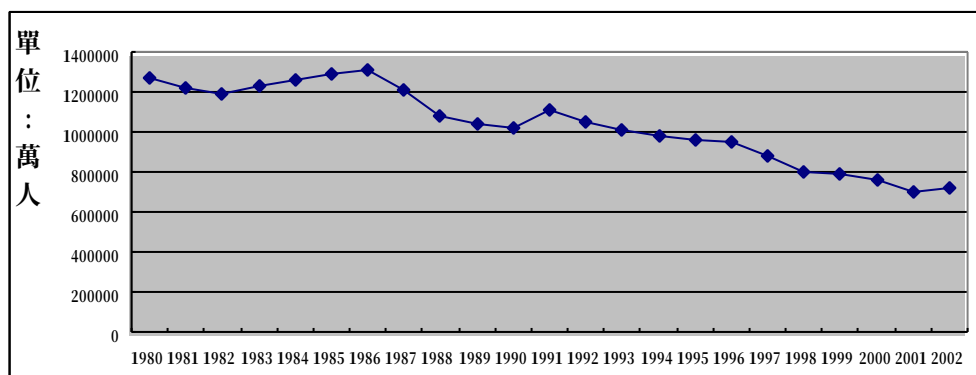


臺灣大學學術
期刊資料庫

1. 前言

勞動力流動（或異動）（labor mobility）是勞動市場供需調整過程的必然現象，它代表的是勞動資源在各種就業途徑間追求最佳配適的移動，此移動有助於勞動市場配置效率的改善。雖然經濟理論及實証上對勞工流動持有不同想法，然這些想法基本上認為為培育勞動力生產技能及強化技能的熟稔程度，勞動力應有較穩定的工作職司及較長時間的經驗培育。因此無論是人力資本理論、工作匹配模型或是搜尋理論，勞動力是否流動都是與就業期間長短有密切關連（Oi 1962; Becker 1962; Jovanovic 1979a, b; Lilien 1982; Neal 1995, 1999; Topel 1991; Thomas 1996; Farber 1999）。台灣的農業部門在過去五十幾年的經濟發展過程中，隨著工業部門及服務業部門產值在國民生產中所佔比重的增加，勞動力由農業部門向非農業部門移動。從事農業的就業人口比率從 1965 年時的 46.5% 減少至 2002 年時的 7.3%，從事農業就業人口數則減少至 72 萬人（圖一）。同時期台灣的總勞動力約增加三倍，但農業勞動力卻減少近一半人口。在這減少的過程中，大部份文獻皆從理論層面及實証層面上來探討農業部門對非農業部門移動之原因與結果（李朝賢 1986, 1995, 1997；陳希煌 1979；劉克智與唐富？ 1971；李登輝 1973；林華德 1975；陳希煌 1987；胡碧霞 2000），然而卻甚少文獻針對與勞動移動息息相關之就業年數之長短做一深入探討。雖然農業就業人口比率只達 7%，然至 2002 年亦有 72 萬就業人口之多，這 72 萬人口之勞動人力資本與勞動行為關係著台灣農業的永續發展，尤其是加入 WTO 後台灣農業勞動力的人力資本與其在農業部門的就業期間長短更應加以關注。本論文利用 1980—2002 年行政院主計處的『人力資源與運用調查』做為本研究之研究資料，研究方法則是利用存活分析方法探討 80 年代及 90 年代影響勞動者在農業部門持續工作的個人及總體經濟因素，希望本研究的實證結果能做為決策單位在了解農業勞動力的參考依據之一。





資料來源：主計處人力資源運用調查原始資料計算得出。

圖 1 歷年農業部門的就業人數

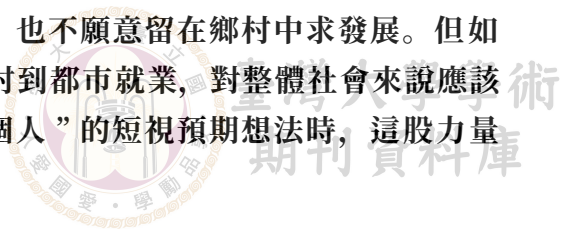
台灣農業勞動力在這移動的過程中除了量的快速減少外，更因為台灣整個教育、人口及產業結構上的快速改變，其勞動品質亦深深地受到影響。在教育結構上：(1)從 1980 到 2003，受較高等教育者所占比率逐年增加；反之，僅受過國中小以下基礎教育者所占比率一直在下降，其中受大專以上教育者由 1980 年的 0.70% 增加至 2003 年的 3.09%，受過高中（職）教育者也由 4.50% 增加至 14.98%，而國中小以下教育者則由 94.80% 減至 81.93%，（詳細各年資料請參閱附錄 1）。(2)在人數上，受過專科以上教育者，由 1980 的 8,909 人增加至 2002 年的 22,272 人，其增加了 2.5 倍；而受高中（職）教育者，人數增加 50790 人，增加幅度為 1.9 倍。國中小以下的人數則由 120 萬人減少至 59 萬人，減少了超過一半的人數。(3)農業部門教育水準之提升不若工業部門及服務業部門，80 年代至 90 年代工業部門及服務業部門國中小以下勞動者比例分別從 1980 年的 73% 與 54% 減少至 2002 年的 37% 與 16%，而同一期間大專以上的比例則分別從 6% 與 19% 增加至 23% 與 51%，此比率顯然大幅超過農業部門人力資本之成長。

在年齡結構的變遷中亦有幾個重要的現象產生，(1)人口老化的問題，農業部門在 1980 年時年滿六十五？以上的老人所占比率為 2.36%，而在 2002 時提昇至 12.2%，人數增加了 57,924 人，農業部門高齡化的現象相較於總人口的高齡化嚴重。(2)是 15-24？青少年人力比率逐漸減少，

分別由 1980 年的 11.06%減至 2002 年的 2.88%，減少的人數為 119,771 人，此與教育的擴張有關。(3)25-44 ？的壯年組與 45-64 ？的中高年齡組的人力所占比率及總人數都有在減少，然仍以 45-64 ？所占的比率與數量為最多。（詳細各年資料請參閱附錄 2）。

對此農業勞動力質與量的變化國內文獻早期之研究主要以推力—拉力學說為主探討影響農業人口流動之因素，推力因素主要為農場收益、農業所得、農業人地比例等（陳希煌，1979），而基本的拉力因素則為工資所得差異與就業機會（如：劉克智與唐富？ 1971；李登輝 1973；林華德 1975）。其後之研究除了探台灣農村勞力移動之變化趨勢外，亦探討移動變化過程中農業勞動力結構及農場勞動利用之變化（陳希煌 1987）。胡碧霞（2000）以異質性觀點來探討，其中專兼業別、性別、年齡、教育程度等四項為決定農業勞動力結構的異質性因素。發現：(1)非農業部門的快速發展，大量吸納了農業部門的勞動力；(2)台灣農業的生產的不利因素，導致競爭力較弱，在面臨貿易自由化衝擊下，不易吸引新的人才持續投入；(3)農業生產所能獲得的收益偏低，不足以維持家庭生活所需，使農業勞力不得不以兼業方式賺取生活所需，甚至離開農業部門。異質性因素來看，兼業程度高，勞動力趨向高齡化，及教育程度偏低等三項對於農業企業化經營是一項不利的影響，僅女性勞動力有利於農業企業化的發展。蔡宏進（1997）農家勞動力結構與變遷的研究主要目的即在對台灣農家勞動力多方面的結構與變遷的性質及問題，作成較為系統及完整性的分析與了解。重要的結構包括人口結構、經濟活動結構、社會結構、地域結構等四大層面。結果得知，農家勞動力在結構與變遷方面：包括年齡老化、女性所占比例甚高、兼業者多，大多數具有自耕農身份，從事農林漁牧者所占比率減少，經營園藝及牧者所占比率增加。北區的農家人力所占比率相較中區及東區減少。

早期台灣多數鄉村地區中的勞動者，大多預期都市中的工資會普遍高於鄉村工資水準，並且認為在都市中有著較好及較多的工作機會，所以他們寧可選擇出外到都市中就業，也不願意留在鄉村中求發展。但如果每人都存著一種“我個人離開鄉村到都市就業，對整體社會來說應該不會有太大的影響，反正不差我一個人”的短視預期想法時，這股力量



容易吸引多數鄉村勞動者外移至都市，當來自鄉村地區的勞動者，長期在都市中失業的情況下，終究會有一股由城市到鄉村的反向回流移力量，黃幼宜（2003）以 Harris-Todaro 的城鄉失業模型，納入勞動市場的動態調整機制來闡釋農村勞動力先過度移出再回流的現象，來闡釋在實證文獻中所發現的都市人口回流鄉村現象。理論結論為是否出現「都市人口回流鄉村」現象，其決定因素有(1)鄉村農業部門勞動力釋出與都市製造部門填補勞動力的相對速度，以及(2)製造部門的勞動需求彈性大小有著密切的關係。文中提到最低工資率的提高不一定伴隨擴大體系內的失業率，當勞動需求小於 1 時且只有在鄉村人口移出與都市勞動需求？補在一定的相對速度之下，方不會出現人口回流問題，否則，人口回流現象亦將無可避免。

本研究主要的目的在對於台灣農業部門勞動力就業期間會受什麼因素影響作一深入的探討，與其農民本身的人力資本是不是有密切的關係？還是與總體經濟變數有關連？本文內容共分為五節。下一節為資料來源與樣本選擇分析，介紹資料出處與特性。第三節為理論模型設定，說明本研究的理論架構以及說明實證分析的存活分析模型。第四節為實證結果分析，對於模型的實證結果做深入的探討與分析。第五節為結論，總結本研究所獲得之成果，並對將來可進行之研究方向提出建議。

2. 資料來源與樣本選擇分析

2.1 資料來源與樣本選取

本文採用行政院主計處每年 5 月的『人力資源與運用調查』資料，期間為 1980—2002 年，此調查之地區範圍為臺灣地區，包括臺灣省、臺北市及高雄市，而以現住此一地區內之普通住戶與共同事業戶，戶內年滿十五歲，自由從事經濟活動之民間人口為對象，每年樣本數約有 50,000-63,000 筆。排除主、次要之工時小於 15 小時的無酬家屬工作者，現



役軍人、監管和失蹤人口及因衰老與殘障而不在勞動市場的樣本數後，本文所採取的研究對象為 15 歲以上之從事農業部門工作的樣本。農業部門的範圍是根據行政院主計處所發佈的“中華民國行業標準分類”中農、林、漁、牧業為主。

此資料有一重要特性，即前一期的樣本約有一半會保留到下一期，我們利用此一特性把前後兩年的資料串聯起來，利用此串聯資料我們可以了解此人今年 5 月及去年 5 月的工作狀態及其所從事的工作，進一步得以對過去一年轉換一次工作之人求算出其前一工作之完整工作期間。以下對串聯的規則做一說明：(1) 前後期樣本縣市鄉鎮村里編號相同；(2) 前後期樣本的性別要相同；(3) 前後期樣本的年齡要剛好相差一歲或同歲；(4) 前後兩期樣本的教育程度最多只能差一級者。根據以上之規則，每一年串聯出來的樣本數約有 17,000-25,000 個樣本數。¹由於 1990 年以後的村里編號與 1980-1989 年有很大的變動，且 1991-1992 年兩年的本文之主要問項與其它年度的問項有顯著的差異，故將此兩年刪除，並將資料分為 1980-1989 年與 1993-2002 年兩個期間。而串聯後資料在 80 年代與 90 年代皆為 9 個時點。分別為 1980-1981、1981-1982……1988-1989 和 1993-1994、1994-1995……2001-2002 年。

在樣本的選擇上，本文是以問卷上“上週你主要在做什麼事”的選項來做為判斷樣本是否屬於就業者、失業者或是非勞動者。²其中在問卷上就業者及失業者應回答的問項中，少數受訪者在其職業欄上會？有回

¹ 本文將資料加以串聯的四個原則，基本上是依據本資料調查單位主計處第四局第四科他們串聯的原則，他們確認前後年相同縣市鄉鎮村里編號者為同一家戶者，我們在此同一家戶的原則下串聯同一性別，教育水準相差且年齡相差一者。大部份的樣本在此原則下都配對得很好，只有非常少數幾個家戶呈現有多位家庭成員教育水準與年齡相差一或等於一者，我們將所有資料列印出來尋求配對，若無法配對，將其刪除。如此所得出之結果我們不敢保證 100% 的正確，但是配對錯的人數應是非常少了，如林季平（2003）。

² 因農業部門之中失業者的定義一直是為一個問題，而本文是以行政院主計處人力資源運用調查中，問卷定義為有工作而未做及無工作在找工作或已找工作在等待結果，？除掉失業原因為季節性或臨時性工作結束者，稱之為農業部門失業者。



答到，故在樣本的選取上，就業者及失業者的條件仍需加上職業欄位須大於 0 者。由圖 2 中可看出，本文會將每年的串聯資料劃分為工作年數超過 12 個月（包含 12 個月）及未超過 12 個月的就業者，就業工作年數超過 12 個月，定義為中長期就業者，反之，則定義為短期就業者。而後問卷會將短期就業者再區分為“你在目前工作場所工作前，有無做過三個月以上的有酬或無酬家屬工作“，如果受訪者回答？有，代表樣本有可能為初次就業者。而對於非初次就業者而言，如果在去年中曾有轉換過二次及三次以上的工作經驗的樣本，因無法得知其每次轉換工作的真正時間點，所以將其？除，由於此類樣本數甚少，將其刪除不至於影響估計結果。

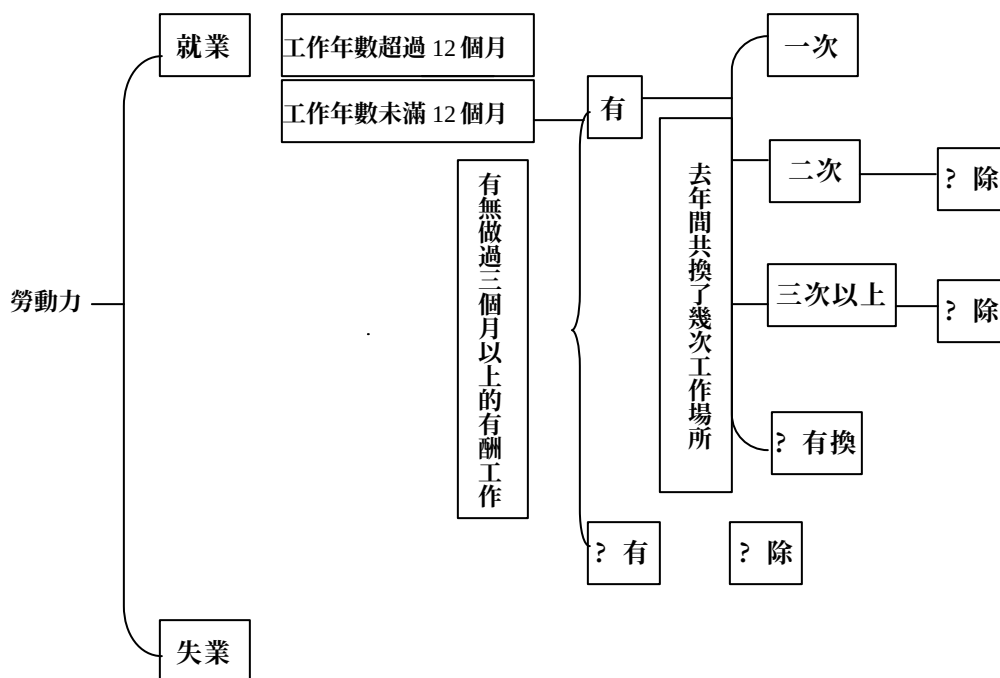


圖 2 資料結構

2.2 就業期間的設算

本文研究對象為串聯的第一年為 15 歲以上之從事農業部門工作的樣



本，並如前小節所述包括長期就業者、初次就業者、以及在串聯第一年間沒有轉換工作或只轉換過一次工作之樣本，利用串聯至第二年資料可算出該樣本在農業部門的工作年數。由於所包括之樣本在串聯第一年與第二年間有 5 種可能性，本文以圖三來說明此 5 種可能性並據以估算農業部門的工作年數。

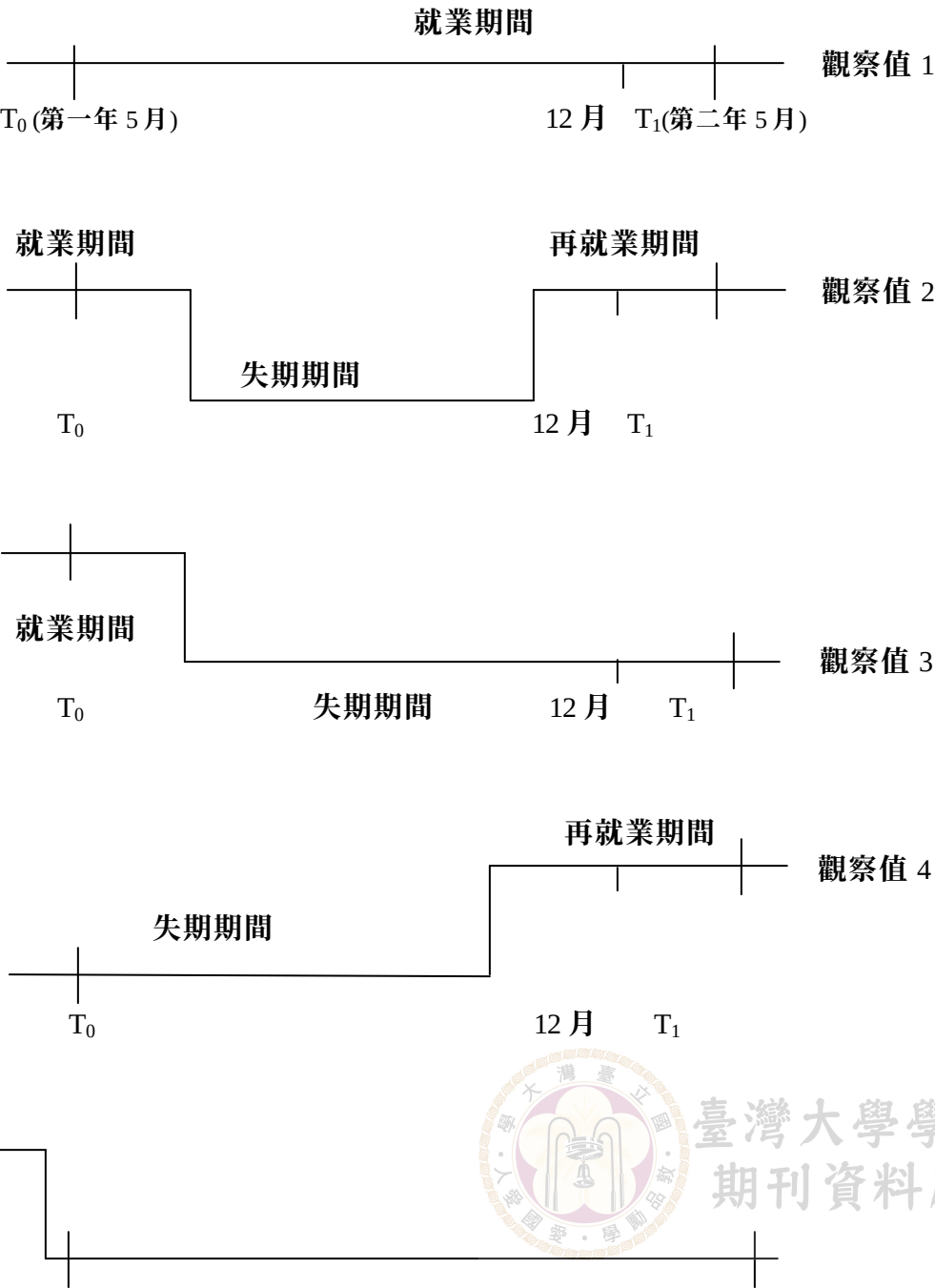




圖 3 串聯資料第一年與第二年間五種就業與失業之可能狀況

令 T_0 代表串聯的第一年 5 月，即樣本在 T_0 這個時點時為農業部門， T_1 代表串聯的第二年 5 月，樣本此時的就業部門，有可能為農業或非農業部門。同時令 D_0 及 D_1 分別為就業者在 T_0 及 T_1 時點所填報之目前工作之就業月數，而 P_1 則為失業者在 T_1 時點所填報之失業週數，為求一致，在本文中之就業年數全部由月數乘以 4 轉換為以週為單位。在圖 3 中，第 1 個觀察值在 T_0 及 T_1 抽樣時點皆屬於就業狀態，且在此時點的工作年數皆大於一年，知其為長期在農業部門工作者，因長期就業者為一直有在職場上工作者，其到抽樣期間為止，從不換過工作，且不知何時會離開目前的工作場所，故屬於不完整觀察期間。此就業期間屬不完整觀察期間 (incompleted spells)，是為截斷 (censored) 觀察期間，此樣本之截斷就業週數即為 T_1 觀察點時點之就業月數 $D_1 \times 4$ 轉換為週數。而觀察值 2 與觀察值 3 則為完整觀察期間 (completed spells)，觀察值 2 在 T_0 及 T_1 觀察點時為有就業期間的就業者，³ 因無法從問卷上來判定樣本到底在那一時點曾離職，我們只知道此樣本在 T_0 及 T_1 觀察點之間曾經轉換過一次工作，故本文根據其轉換的時點將其就業期間予以估計；其轉換時點有二種可能，2-a 為在第一年 5 月 (即 T_0 時點) 至該年 12 月之間轉換，因為大部份的樣本離職後並不一定馬上又能找到下一個工作，我們保守估計以其 T_0 時點為其轉換時點，其估計就業期間等於 T_0 時點的就業月數 $D_0 \times 4$ ；另一種可能 2-b 為在第二年 1 月至 5 月 (T_1 時點) 轉換工作，我們以第二年 1 月為其轉換時點，其估計就業期間等於 T_0 時點的就業月數 D_0

³ 就業轉到再就業者 (曾經離職過)，串聯後前後二年均有工作年數，唯第二年的就業期間小於第一年的就業期間，而樣本的選取區分為二部分，一為第二年的就業期間小於 12 個月，大於 5 個月，限定其第一年 5 月到 12 月之間就業者只轉換過一次工作或有轉換過工作³。二為第二年的就業期間小於等於 5 個月，其限定的樣本為第一年的 5 月到 12 月之間都曾有轉換過工作。

加上從 5 月至 12 月底的 7 個月再乘以 4，為完整觀察期間。觀察值 3 在抽樣時尚未找到工作，本文可利用問卷中的選項來判定出樣本到底是在那一時點離職，⁴可精確的算出其就業期間為 $D_0*4+52-P_1$ （亦即 T_0 時點的就業週數加上 T_0 至 T_1 時點的 52 週再減去 T_1 時點所填報之失業週數），其為完整觀察期間。而觀察值 4 是在第二年有就業期間資訊，但本文是以第一年在農業部門的工作就業期間為主，討論在農業部門的工作就業期間會受何種因素影響，因此，第二年的就業期間將其？除。最後，觀察值 5 在二抽樣時點皆屬於失業狀態，僅知其尚在失業中，無法得知何時才能找到工作，故無就業期間資料，因此亦將其？除。⁵其中，觀察值 4 稱為右方截斷（right-censored spell），觀察值 1 觀測期間開始以前已屬於就業狀態，稱為左方截斷（left-censored spell）。我們以串聯後的第二年 5 月調查期間為攔截點，凡是就業期間有通過第二年者必屬於截斷（censored）樣本。上述就業期間之處理方式彙總列於表 1：

表 1 就業期間之估算

填 答 情 形	資料種類	類 別	完整期間($C_i=1$)	處理方式
長期就業者 (觀察值 1)	$D_1>12$	1	0	$T=D_1*4$
就業轉到再就業者 (觀察值 2)	$12>D_1>5$ $5>=D_1$	2-a 2-b	1	$T=D_0*4$ $T=(D_0+7)*4$
就業轉到失業者 (觀察值 3)	$P_1<52$	3	1	$T=D_0*4+52-P_1$
失業轉到再就業者 (觀察值 4)				？ 除

⁴ 就業轉到失業者，代表串聯後第一年在農業部門時有就業期間，而第二年則無就業期間者，抽樣時間結束之前仍未找到工作，失業狀態仍然持續著，而且我們不知道何時才能找到工作，此種情況正是我們所要的完整觀察期間。

⁵ 長期失業者，在觀察期間開始前，即已失業，故無就業期間資料，因此，我們將其資料給予？除。

長期失業者
(觀察值 5)

? 除

資料來源：本文整理。

2.3 解釋變數之選擇

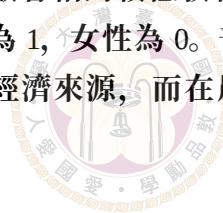
本文影響就業期間因素之選擇主要以文獻中常用之變數為主，並大致將其分為二大類：一為就業者本身所具備的個人特徵變數，如性別、年齡、婚姻狀況、教育程度等。另一為社經背景之變數，如每月實質收入、工時、所居住之地區等。

個人特徵變數

年齡：年齡對就業期間的影響方向不是很確定。因為不同產業有不同產業間的特性，部分的產業為隨著年齡的增長，其工作經驗與人際關係的培養累積較快，使其就業的期間，相對年齡較輕者為長。而李嘉宏（2003）所做的研究結果發現，年紀在 34 以前，其學習的效率相對較年長者快速，所以轉換工作較容易，失業期間可能較短，因而就業期間會比年齡較大者為短。因此，年齡對就業期間與行業流動性的影響將視實證結果而定。

教育程度：就業者之教育程度是依據受訪者在問卷中所回答的最高教育程度來分類。第一類為國中小以下，包括不識字、自修、國小、國（初）中；第二類為高中（職），包括高中與高職；第三類為大專及以上，包含五專、大學、碩士、博士。國中小以下為對照組，故有兩個虛擬變數高中（職）與大專及以上。若從教育這方面來看，教育程度的提高會累積較多的人力資本，而人力資本的累積不僅能提高個人的產值，亦使個人在面對景氣與社會結構變遷時，能縮短適應之時間及提升因應之能力。故預期教育程度越高之就業勞工，其轉換行業的機率較大，即其離職率高，在農業部門的工作年數會相對較低教育程度的勞工短。

性別：此為一虛擬變數，男性為 1，女性為 0。普遍在一般社會大眾的觀念裡，男性通常為家庭的主要經濟來源，而在農業部門的報酬較無



學術
期刊資料庫

法維持家中的生計開銷，所以男性在農業部門的工作年數相對不易累積。預期性別此虛擬變數的估計係數為負值。

婚姻狀況：將問卷中的問項分兩個虛擬變數，一為有配偶者（含與人同居），二為離婚與分居者，對照組為未婚者。若就業勞工為已婚者，其有負擔家計的財務壓力，所以其轉換工作的成本相對較高，故在行業轉換上應較未婚或離婚、分居者保守，因此就業期間的累積較長，預期估計係數為正值。



社經背景變數

每月實質收入：即就業者主要工作的每月實質收入，每月實質收入為名目收入除以 1990 年消費者物價指數（CPI）平減所得。根據搜尋理論可知，每月實質收入愈高，其會接受轉業的機會愈低，代表愈能有效地嚇阻離職傾向。因為就業者已很難找到能滿足目前工作的工資，因此一般預期每月實質收入與就業期間為正相關。

年度：此為一組時間虛擬變數，藉由此組變數觀察 80 年代（1980-1981……1988-1989）、90 年（1993-1994……2001-2002）兩個期間總體經濟因素之影響，而關於年度的認定，則是以串連二年之資料的第二年為年度變數。分別以樣本期間中的第一個年度 1980 年與 1994 年為 80、90 年代的對照組，故 80、90 年代的虛擬變數分別為九個（1981-1989、1995-2002）。其對就業期間與行業流動性的影響將視實證樣本而定。

居住地區別：將農民所居住的縣市區分為四個虛擬變數：分別為中部地區、南部地區、東部地區及北部地區，以北部地區為對照組⁶。透過此變數，以分離居住地區別不同，對於就業期間長度的影響。預期因為中、南部地區大多為農業生產的主要所在地，所以其農業部門的就業期間相對於北部地區而言應較長。

工時：探討受訪者在農業部門的工時長短對就業期間是否會有顯著性的影響，此為一虛擬變數，工時超過 40 小時為 1，小於 40 小時為 0。一般而言，受訪者其在農業的工時愈長，愈不傾向於離開，故預期工時的估計係數為正。

2.4 樣本結構分析

為瞭解解釋變數之基本特徵，表 2 呈現就業期間與解釋變數的敘述性

⁶ 北部地區：（台北縣市、基隆市、桃園縣、新竹縣市）、中部地區：（苗栗縣、台中縣市、彰化縣、南投縣、雲林縣）。南部地區：（嘉義縣市、台南縣市、高雄縣市、屏東縣）、東部地區：（花蓮縣、台東縣、宜蘭縣、澎湖縣）。

表 2 農業部門就業期間估計之變數與敘述性統計量

80 年代 (1981-1989)			90 年代 (1994-2002)				
全體樣本	完整期間 樣本	不完整 期間樣本	變 數		全體樣本	完整期間 樣本	不完整 期間樣本
926.00	127.11	958.39	就業期間 (週)		1048.40	420.60	1063.16
			個人特徵變數：				
43.95	33.34	44.38	年 齡		49.26	37.42	49.54
92.95%	82.54%	93.37%	國中小以下(R)		86.09%	69.40%	86.48%
6.19%	15.37%	5.81%	高中職		11.82%	24.91%	11.52%
0.87%	2.09%	0.82%	大專及以上		2.08%	5.69%	2.00%
72.82%	81.04%	72.48%	男 性		70.79%	80.78%	70.55%
27.18%	18.96%	27.52%	女性(R)		29.21%	19.22%	29.45%
11.19%	36.87%	10.15%	未婚(R)		8.81%	28.47%	8.35%
84.39%	59.55%	85.40%	已 婚		84.50%	63.35%	85.00%
4.41%	3.58%	4.45%	離婚/分居/喪偶		6.69%	8.19%	6.66%
			社經背景變數：				
6863.44	6609.39	6873.74	每月實質收入		11311.34	16778.80	11182.85
10.70%	10.75%	10.70%	1981 (R)	1994 (R)	17.00%	19.93%	16.93%
12.34%	12.84%	12.32%	1982	1995	10.71%	14.59%	10.62%
10.02%	9.40%	10.04%	1983	1996	14.58%	6.76%	14.76%
10.65%	10.30%	10.67%	1984	1997	9.55%	13.88%	9.45%
12.33%	14.33%	12.25%	1985	1998	11.67%	9.61%	11.72%
10.19%	11.64%	10.13%	1986	1999	9.63%	8.54%	9.65%
13.05%	13.28%	13.04%	1987	2000	10.47%	10.32%	10.47%
10.27%	9.85%	10.29%	1988	2001	8.08%	9.25%	8.05%
10.44%	7.61%	10.56%	1989	2002	8.32%	7.12%	8.35%
11.93%	15.22%	11.80%	北部地(R)		7.57%	9.61%	7.52%
37.20%	25.22%	37.69%	中部地區		39.36%	28.83%	39.61%
40.54%	46.87%	40.29%	南部地區		42.02%	46.62%	41.92%
10.33%	12.69%	10.23%	東部地區		11.05%	14.95%	10.96%
82.03%	80.15%	82.11%	工時超過 40 小時		81.48%	82.21%	81.47%
17.97%	19.85%	17.89%	工時未超過 40 小時(R)		18.52%	17.79%	18.53%
17199	670	16529	樣本數		12238	281	11957

說明：1. 完整樣本期間為觀察值 2 與觀察值 3，不完整樣本期間為觀察值 1。

2. 除了就業期間 (週)、年齡與每月實質收入為平均數外，其餘均為百分比。

每月實質收入為名目收入除以 1990 消費者物價指數 (CPI) 平減所得。

3. R 代表對照組。



學術
期刊資料庫

統計量。首先從就業期間來看，全體受訪樣本的平均就業期間在 80 年代較 90 年代少了將近 122 週，同樣地，在完整樣本中亦發現 80 年代的平均就業期間較短，可能是因為 80 年代農業部門之工作者較為年輕，亦有可能是 80 年代在農業部門的勞動者比較不怕轉換工作，故在農業部門有轉換行業意圖的勞動者較不容易累積工作年數。在個人特徵方面，80、90 年代中完整期間樣本之平均年齡較不完整期間樣本者年輕將近 10-12 歲，完整期間樣本中，高教育程度者之比例較高，而不完整期間樣本中則以低教育程度者之比例較高，且 90 年代的知識水準更高。性別上，仍以男性會移動的比例較高。婚姻狀況的特徵顯示，已婚家庭的勞動者大多為不完整期間樣本，而完整期間樣本中未婚比例較不完整期間樣本為高。

就社經背景而言，90 年代中完整期間樣本的每月實質收入高於不完整期間樣本，而 80 年代則否；歸其原因，有可能為 80 年代會想從農業部門轉業的勞動者其每月實質收入太低，導致其無法繼續在農業部門中生存，故才會想轉行到非農業部門。而 90 年代以後，部門間的差異愈來愈大，有能力的人才容易從農業轉往非農業部門，所以其相對的收入會較高。年度別中，90 年代全體樣本中以 1997、2001、2002 年樣本相對較少，但 2000 年卻異常地增加，而 80 年代全體樣本的變動已不像 90 年代那麼明顯。地區別中，中部地區與南部地區不論在 80、90 年代仍為主要從事農業相關工作的地區，其次是東部地區和北部地區。最後，在農業部門工作超過 40 小時的比例遠遠超過工時小於 40 小時的勞動者，顯示不論是在 80、90 年代，勞動者需要花費較長的工作時間在農業部門。

3. 計量模型

3.1 存活分析模型

由於就業期間是一非負（non-negative）之連續隨機變數，且樣本中大



臺灣大學學術
期刊資料庫

部份的農民在調查時點上仍處於就業狀態，因此其真實的完整就業期間是被截斷的，我們所觀察到的就業期間是不完整就業期間，存活分析模型乃用以分析此種包含完整與不完整期間之機率模型。假若使用 OLS 迴歸分析，則不完整期間被視為完整期間，迴歸結果將產生誤差。因此，本文利用存活分析模型來分析農民就業期間之長短。

設 T 為就業期間，此為一非負且連續時間之隨機變數， T 的機率密度函數 (p.d.f.) 與累積分配函數 (c.d.f.) 分別為 $f(t)$ 、 $F(t)$ 。 $F(t)$ 代表維持在原來狀態不超過時間 t 的機率。例如對一位農民而言， $F(t)$ 即為他從事目前的農業工作年數不超過 t 期的機率，反之從事目前的農業工作年數至少為 t 期的機率為 $pr(T \geq t) = 1 - F(t) = S(t)$ 此為存活函數。存活函數描繪的是，樣本直到時間 t 為止，仍持續某種狀態下的機率。因此，存活函數是時間 t 的非遞增 (non-increasing) 函數。期間愈長存活函數將愈趨近於零。而轉機函數 (hazard function) 是指農民在農業部門之原工作就業狀態維持到時間 t 後，在下一瞬間 Δt 內「離開」該工作狀態的機率，即：

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{pr(t \leq T + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{dF(t)}{dt} \cdot \frac{1}{s(t)} = \frac{f(t)}{s(t)}. \quad (1)$$

轉機函數的特點在於由於不知道樣本在未來的那一時刻脫離現在的狀態，故它考慮了樣本「存活」到目前為止的機率作為未來的預測。它本身即是一個條件機率。因此，一位農民的轉機機率我們定義為：即使到目前為止該農民未曾離開該工作，但他可能在下一刻離開的機率。若知 $f(t)$ 、 $h(t)$ 、 $s(t)$ 三者中的其中一項，則可推導出另外二項。

在參數估計模型裡，我們第一個需假設就業時間 T 在已知的解釋變數 X 下，服從何種機率分配 (parametric probability distribution)，存活分析中常用的機率分配有：exponential 分配、Weibull 分配、lognormal 分配、loglogistic 分配、generalized gamma 分配、generalized F 分配。表 3 中彙整了這些分配的就業期間 (T) 之機率密度函數 $f(t)$ 、存活函數 $S(t)$ 以及轉機函數 $h(t)$ ，其中除了 exponential 分配與 generalized F 分配分別為一個與四個參數的模型外，其他分配為二個參數的模型 (l 與 g)， l 為狀態參數 (location parameter)， g 為尺度參數 (scale parameter)，

其轉機函數的時間依賴性（duration dependence）會受 l ， g 與 t 之影響。其次，在進行實證分析時我們經常需要了解解釋變數群(x)對於就業期間 T 之影響，因此在估計上將上列分配之隨機變數 T （就業時間）做如下的變數轉換（Kiefer 1988, Lancaster, 1990）：

$$w = (\log T - x'b) / s \quad (2)$$

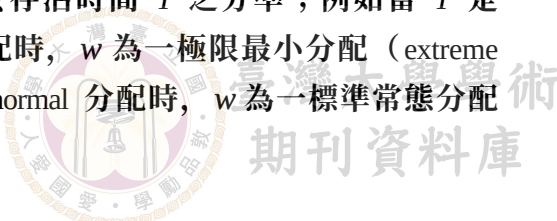
表 3 各種分配下的函數

分配名稱	機率密度函數 $f(t)$	存活函數 $s(t)$	轉機函數 $h(t)$
Exponential	$l \exp(-lt)$	$\exp(-lt)$	l
Weibull	$lg(lt)^{g-1} \exp(-(lt)^g)$	$\exp(-(lt)^g)$	$lg(lt)^{g-1}$
Lognormal	$f(-g \ln(lt))$	$\Phi(-g \ln(lt))$	$f(-g \ln(lt)) / \Phi(-g \ln(lt))$
Gamma	$lg(lt)^{gq-1} \left(\frac{\exp(-(lt)^g)}{\Gamma(q)} \right)$	No closed form	No closed form
Generalized F	$lg(lt)^{g-1} / b(M1, M2) K^{M1} \times (1+K)^{-(M1+M2)}$ $K = (M1/M2)(lt)^g$ $b(M1, M2) = \text{beta function}$	No closed form	No closed form
Weibull with Gamma heterogeneity	$s(t)^{q+1} lg(lt)^{g-1}$	$[1+q(lt)^g]^{-1/q}$	$s(t)^q lg(lt)^{g-1}$

資料來源：本文整理，參考 Lancaster (1990)。

說明： l ：狀態參數， $g = 1/s$ ：尺度參數。

s 為 T 的標準差，在此， w 決定於存活時間 T 之分率；例如當 T 是 exponential、Weibull 或 loglogistic 分配時， w 為一極限最小分配（extreme minimum distribution）。而當 T 是 lognormal 分配時， w 為一標準常態分配



(Greene, 2002)。其中原來的狀態參數 $l = \exp(-x'b)$ 且尺度參數 $g = 1/s$ 。由各分配之轉機函數之函數型式，我們可以了解隨時間的加長其下個時點會轉變狀態之機率（時間依賴性 duration dependence）與其參數之關係，其關係彙總於表 4。例如：在 Weibull 分配中，假若尺度參數 $g > 1$ （即 $s < 1$ ）時，轉機函數為時間 t 之遞增函數，表示隨著時間的增加脫離原來狀態（就業狀態）的機率（hazard rate）變大。反之尺度參數 $g < 1$ （即 $s > 1$ ）時，轉機函數為時間 t 之遞減函數，表示隨著時間的增加脫離原來狀態（就業狀態）的機率（hazard rate）變小。至於連續時間的分配是屬於何種分配我們無法預先得知，唯有透過實證上的測試才能進一步了解這個問題。

以上之估計模型是假設各就業者之間的存活函數 $s(t | X)$ 是同質的（homogeneity），假若不是則參數估計值會產生不一致性（inconsistency）以及參數估計之標準差會有誤差（Heckman and Singer 1984）。因此本文亦將加入異質性（heterogeneity）的隨機變數，並將其納入實證中。Hui (1986) 提出韋伯模型的修正建議：令 $s(t|v) = v \left\{ \exp(-lt)^g \right\}$ ， v 為異質性的隨機變數。假設 v 為伽瑪分配（Gamma distribution），其中伽瑪分配裡的參數分別為

表 4 各種分配下轉機函數之特質

分配名稱	轉機函數 $h(t)$ 之特質
Weibull	當 $g > 1$ （即 $s < 1$ ）時，轉機函數為時間 t 之遞增函數 當 $g < 1$ （即 $s > 1$ ）時，轉機函數為時間 t 之遞減函數 當 $g = 1$ 時，轉機函數不受 t 之影響（即為 exponential 分配之轉機函數）
Lognormal	轉機函數為時間 t 之先遞增而後遞減函數（倒 U 字型）
Gamma	當 $gl > 1$ ，且 $g < 1$ （即 $s > 1$ ）時，轉機函數為先遞增而後遞減函數（倒 U 字型） 當 $gl < 1$ ，且 $g > 1$ （即 $s < 1$ ）時，轉機函數為先遞減而後遞增函數（U 字型）

Generalized F	依其參數值 M1及 M2可畫出包含以上分配所有的圖
---------------	---------------------------

資料來源：本文整理，參考 Lancaster (1990)。



臺灣大學學術
期刊資料庫

k 和 R 則其 p.d.f. 為 $f(v) = [k^R / \Gamma(R)] e^{-kv} v^{R-1}$ 。如果這個存活模型包含常數，則可假設 v 的平均值等於 1 時，則 $E(v) = k / R = 1$ or $k = R$ 。此時，我們可以發現， $s(t) = \int_0^\infty v s(t|v) f(v) dv$ ，如此可得考慮異質性下的 $s(t) = [1 + q(lt)^q]^{-1/q}$ 及 $h(t) = s(t)^q lp(lt)^{q-1}$ 。

3.2 概似函數與估計

假設資料中有 n 個就業者，如果就業者 i 在觀察時點上已離開就業狀態，令 t_i 為第 i 人離開時之就業期間， x_i 為其個人特性、地區及產業勞動市場情況，則此人之概似函數為 $f(t_i|x_i)$ 。由於受到調查時間上的限制，當我們在時點觀察資料時，有些仍然就業於原來之工作，則其概似函數為 $s(t_i|x_i)$ 。令 C_i 為每個樣本觀察值 t_i 的一個對應截斷時間， d_i 為一指標函數（indicator function）， $d_i = I(t_i \leq C_i) = 1$ ，假如 $t_i \leq C_i$ ，假如 $t_i > C_i$ ，則 $d_i = 0$ 。則 n 個農民的對數概似函數（log-likelihood function）為

$$\ln L = \sum_{i=1}^n d_i \ln f(t_i|x_i) + \sum_{i=1}^n (1-d_i) \ln s(t_i|x_i) = \sum_{i=1}^n d_i \ln h(t_i|x_i) + \sum_{i=1}^n \ln s(t_i|x_i). \quad (3)$$

若考慮不可觀察的異質性，亦即再加入異質性的隨機變數 v ，則對數概似函數遂成為

$$\begin{aligned} \ln L &= \sum_{i=1}^n d_i [\ln h(t_i|x_i, v) + \ln s(t_i|x_i, v)] + \sum_{i=1}^n (1-d_i) \ln s(t_i|x_i, v) \\ &= \sum_{i=1}^n d_i \ln h(t_i|x_i, v) + \sum_{i=1}^n \ln s(t_i|x_i, v). \end{aligned} \quad (4)$$

分別將各分配下的 $h(t)$ 與 $s(t)$ 分別放入上式中，再對各參數做第一次和第二次微分，再應用 Newton-Raphson 反覆計算法，可得各分配下的最大概似估計值。



3.3 分配之選擇

這些期間模型的分配除 loglogistic 分配外, 其它三種分配 (exponential、Weibull、lognormal) 均屬同一族之 generalized gamma 分配, 只是參數值不同而已。例如當 generalized gamma 分配中的狀態參數 (shape parameter) l 等於 1 時, 為 Weibull 分配, 當狀態參數與尺度參數均為 1 時 ($l = s = 1$) 時, 則為 exponential 分配, 而當 $l = 0$ 時, 為極限的 lognormal 分配。而 generalized F 又比 generalized gamma 更「一般化」, generalized F 可加入 loglogistic 分配, 但 generalized gamma 不行。generalized F 的分配有四個參數, 為 l 、 M_1 、 M_2 和 $g = 1/s$, 並可依參數值的不同來檢定是為何種分配。本文將 generalized F 分配之參數與其他分配間的關係列於表 5, 可進而以 generalized F 分配之參數值的不同來檢定資料較接近何種分配。例如 generalized F 的 M_1 和 M_2 值經過檢定後都為 1, 且 s 是 free, 即可知較接近 loglogistic 分配, 若 M_1 、 M_2 檢定後皆為一個很大的數字, 且 s 是 free, 則可說較接近 lognormal 分配。是故本文將以 generalized F 分配中的 M_1 、 M_2 值做檢定。

表 5 分配參數及其所對應之分配

分 配	generalized F 分配的形式		
指數分配	$M_1=1$	$M_2 \rightarrow \infty$	$s = 1$
gamma 分配	$M_1 \text{ free}$	$M_2 \rightarrow \infty$	$s \text{ free}$
Weibull 分配	$M_1=1$	$M_2 \rightarrow \infty$	$s \text{ free}$
loglogistic 分配	$M_1=1$	$M_2=1$	$s \text{ free}$
lognormal 分配	$M_1 \rightarrow \infty$	$M_2 \rightarrow \infty$	$s \text{ free}$

資料來源：本文整理，參考 Lancaster (1990)。



4. 實證結果與分析

如同前一章節之說明，首先利用 generalized F 分配中的參數性質來檢定就業期間為何分配。檢定得知是何分配後，再對解釋變加以說明、選擇，最後為實證結果之分析。存活時間的分配包括 exponential 分配、Weibull 分配、lognormal 分配、loglogistic 分配、generalized gamma 分配。因在經濟理論上未能得知存活時間的分配究竟為何？因而本論文利用 generalized F 分配，依據其參數特有的性質來檢定服從何種分配，如仍無法從其參數的特性來判定服從何種分配，本文將分別對 exponential weibull lognormal、loglogistic 及 generalized gamma 來加以估計，並藉著不同分配下的最大概似值（likelihood value）之大小來判何種分配最能描述農業部門就業期間所具有的性質。

4.1 分配之選擇

Generalized F 分配的實證結果列於表 6，分別為 80 年代與 90 年代「農業部門」就業期間其 M_1 、 M_2 值和檢定表。由此表可知，此二種樣本均在 $\alpha = 5\%$ 的顯著水準下，不論是 80 年代或是 90 年代的農業部門均有一值是拒絕虛假假設 $H_0: M_i = 1$ ，故由表 5 可得知，其檢定結果並非 loglogistic 分配，且非 lognormal 分配，故本文在實證結果中將比較 exponential Weibull 及 generalized gamma 等三種機率分配的尺度參數與狀態參數之大小，並且用最大概似估計值（likelihood value）來檢定何種分配最能描述農業部門就業期間所具有的性質。而林惠林（1993）在討論廠商之退出率與存活時間之計量模型中發現製造業廠商存活時間的分配以 loglogistic 機率模型為最佳，由於 loglogistic 機率模型的轉機函數是先遞增而後在遞減，代表隨著廠商存活的時間較長，廠商愈容易退出市場。此一結果可能與從事農業部門的農民其實有著很大的落差，因在此我們拒絕了 loglogistic 與 lognormal 機率模型，以下實証分析將以 exponential weibull 及 generalized

gamma 分配為主。

表 6 各樣本模型分配之選擇

	80 年代		90 年代	
	M1	M2	M1	M2
	1.890 (0.271)	0.384 (0.540)	0.509 (0.706)	0.670 (0.159)
$H_0: M_i = 1$ $H_1: M_i \neq 1$ Z 值	3.284	-1.141	-0.695	-2.075
檢定結果	$M_1 \neq 1$	$M_2 = 1$	$M_1 = 1$	$M_2 = 1$
Sigma	2.757		0.405	

說明：括號內之數字為標準差。

4.2 實證結果與分析

關於 80 年代及 90 年代就業期間迴歸估計之結果，可見表 7。表 7 列出了 exponential、weibull 及 generalized gamma 不同分配下各項變數之係數及顯著情況。大致上，在各個分配下估計係數的正負符號及顯著情況皆相同，且變數間呈現的差異也並不大，故以下將針對勞動者本身所具備之個人特質與社經背景等相關變數來討論影響就業期間長短之因素分加詳述。

個人特徵變數

根據表 7 之全體樣本的結果可知，不論在 80、90 年代中年齡為就業期間之顯著決定因素，年齡與就業期間有正向的關係，亦即年齡愈長愈不容易從農業部門中轉換工作，亦不容易離開農業部門。另外，本文曾試著將年齡平方項納入解釋變數當中，以觀察年齡與就業期間的關係是否為非線性的關係，但年齡平方項並不顯著，且不會影響到其他變數之顯著方向，故在此將年齡平方項去除於解釋變數之外。不過，籍此可知，在農業部門年齡與就業期間的關係是為單純的線性關係。

性別的影響結果指出：在農業部門的男性有顯著較短的就業期間，即代表男性比較不容易在農業部門中累積工作年數。究其原因可能為農業部門的報酬真在太低了，很難能維持？戶家中的生活開銷，同時在我們的社會中，一般大眾普遍認為男性勞動者大多為家庭的主要經濟來源，所以當男性在農業部門無法得到適當的報酬時，往往男性會較女性更願意離開其所在地區，到外地去尋職。90年代係數不顯著且80年代較90年代係數為大，顯示80年代男性比較容易從農業部門移出，在相同的工作經驗年資下，男性流動率較女性高，所以其工作年數的累積會相對較短，與一般預期結果相同（如Farber 1999；吳忠吉 1983）；然而到了90年代，男性之就業期間並沒有比女性顯著地短。

在教育程度這方面，在各個不同的分配之下，該係數為皆負，且高中職、大專以上不論在80、90年代大多為顯著，代表該變數對就業期間具有負向的顯著效果，即教育程度愈高者，其工作能力相對較強，因此在新技能的學習上適應較快，所以其所能接受的工作機會及工作邀約會較多，重新再進入其它勞動市場較容易，故其在農業部門的就業期間進而縮短；反觀教育程度越低者，搜尋工作時除了容易受限於職務上最低學歷的要求外，對於新的技能也往往無法適應，所以其所能接受的工作機會及工作邀約會越少，故通常不容易再就業，因此其在農業部門的就業期間相對較長，較不願意輕易轉換工作。此與黃麗璇、方瑞振（1999），李鈞元（2003）以台灣各產業資料所得結果相一致，然90年代高中職教育程度者已與國中小畢業者無顯著性差異。

至於婚姻對就業期間的影響，顯示已婚者的就業期間相對於未婚者為長，80、90年代該變數之係數為正且顯著，與預期影響方向並無不合。因為已婚者一旦離開就業，本身所要面對地是家庭的經濟來源頓時中斷或是減少，如果家庭成員中只有一份經濟來源時，其所要面對的責任與壓力，更是讓人無法承受，故在此心理及經濟上的雙重壓力下，使得他們相較於未婚者而言，不容易輕易地離開原來的就業部門，故就業期間將呈現較長之現象。反之，未婚者或是離婚、分居、喪偶者在農業部門的就業期間較短。



社經背景變數

而在每月實質收入方面，一般人力資本及搜尋理論預期工資水準愈高，愈能有效地阻遏勞動者的離職意願（Oi 1962 及 Becker 1962），然 Jovanovic (1984)則是結合工作搜尋理論及工作匹配理論，在模型中加入了轉機率（hazard rate）來解釋勞動者基於本身市場機會價值的改變來做為進出勞動市場的決擇。文中認為在原有工作薪資成長率減緩的假設下，就業者放棄原有工作的機率將提高，轉而跳槽到另一份新工作追求比較高度的薪資成長。Parsons (1991) 亦發現如果就業者目前工資率偏低或者認為該工作未來工資提高的預期不佳者，較易傾向於以失業搜尋的方式進行。我們的實證結果顯示每月實質收入係數為負且顯著，推斷有可能是因為農業部門的每月實質收入低於其它產業的平均最低實質薪資，例如 80 年代農業部門的平均實質所得為 6,863 元，90 年代的平均實質所得為 11,311 元皆相對低於其它產業的平均實質所得，故在農業部門每月實質收入相對較高者，本身的技能也相對較好，所以較容易流動到其它部門。

在年度效果方面，在於驗證總體社會經濟變數與就業期間是否有著一定的關係，例如 1987 年相對於 1988 年景氣過熱時，在農業部門的勞工是否會較容易流向非農業部門，景氣趨於平緩時，農業部門的就業期間是否較容易累積。同樣地，實證結果卻顯示在 80、90 年代顯著效果都十分不明顯，只有 1996 年在任何的分配下，該係數皆為正且顯著，代表 1996 年相對於 1994 而言，農業部門的就業期間較長。

在以就業勞動者所居住地區別的不同，討論對於就業期間的影響。迴歸結果顯示 80 年代中部地區農民的就業期間顯著較北部地區為長，然此顯著性到 90 年代則消失了。反觀不論是南部或是東部地區在 80、90 年代，任何分配之下，其係數皆不顯著，亦即南部、東部與北部地區無顯著性不同的就業期間，其中由樣本敘述統計量中可看出南部地區為最大的農業生產區，但是其農業部門就業期間的累積與北部地區無顯著地的差異，此可與林季平（2003）所發現的 80 年代與 90 年代雲嘉地區與花東宜蘭的勞動者有相對較大的移出率，而北部地區為主要的淨移入區之



結果相一致。因北部、南部、東部之移動率大，相對的就業期間不易累積。



表 7 農業部門就業期間迴歸估計結果

80 年代迴歸估計結果					90 年代迴歸估計結果		
Exponential	Weibull	Gamma	變數		Exponential	Weibull	Gamma
3.714***	3.754***	-8.990	常數項		4.348***	4.276***	4.455***
(0.000)	(0.000)	(0.546)			(0.000)	(0.000)	(0.000)
1.301***	2.011***	1.997***	年齡		1.373***	1.197***	1.203***
(0.000)	(0.000)	(0.000)			(0.000)	(0.000)	(0.000)
-0.207*	-0.448**	-0.465**	男性		-0.109	-0.073	-0.062
(0.051)	(0.040)	(0.041)			(0.531)	(0.594)	(0.647)
-0.457***	-0.643***	-0.676**	高中職		-0.116	-0.115	-0.112
(0.000)	(0.005)	(0.012)			(0.437)	(0.323)	(0.331)
-0.694**	-0.993*	-1.083*	大專及以上		-0.466*	-0.410**	-0.377*
(0.011)	(0.078)	(0.094)			(0.080)	(0.049)	(0.058)
0.842***	1.395***	1.633***	已婚		0.401**	0.369**	0.360***
(0.000)	(0.000)	(0.000)			(0.015)	(0.004)	(0.005)
0.160	0.124	0.365	離婚/分居/喪偶		-0.376	-0.246	-0.234
(0.487)	(0.793)	(0.476)			(0.164)	(0.245)	(0.259)
-0.039***	-0.080***	-0.082***	每月實質收入		-0.109***	-0.086***	-0.088***
(0.000)	(0.000)	(0.001)			(0.000)	(0.000)	(0.000)
0.198	0.333	0.265	1982	1995	-0.126	-0.093	-0.076
(0.198)	(0.294)	(0.436)			(0.541)	(0.566)	(0.639)
0.203	0.387	0.356	1983	1996	0.853***	0.672***	0.672***
(0.220)	(0.258)	(0.332)			(0.001)	(0.001)	(0.002)
0.071	0.140	0.113	1984	1997	-0.312	-0.239	-0.224
(0.661)	(0.676)	(0.753)			(0.137)	(0.147)	(0.179)
-0.012	-0.102	-0.128	1985	1998	0.259	0.201	0.198
(0.936)	(0.740)	(0.708)			(0.273)	(0.278)	(0.299)
-0.012	-0.045	-0.066	1986	1999	0.164	0.150	0.173
(0.939)	(0.890)	(0.855)			(0.505)	(0.435)	(0.378)
0.011	0.003	0.025	1987	2000	0.080	0.070	0.074
(0.943)	(0.993)	(0.942)			(0.728)	(0.698)	(0.690)
0.030	0.076	0.043	1988	2001	-0.139	-0.109	-0.085
(0.856)	(0.824)	(0.907)			(0.562)	(0.564)	(0.652)
0.268	0.563	0.628	1989	2002	-0.052	-0.053	-0.048
(0.135)	(0.129)	(0.116)			(0.843)	(0.797)	(0.818)
0.366***	0.789***	0.811***	中部地區		0.279	0.196	0.173
(0.003)	(0.002)	(0.005)			(0.216)	(0.269)	(0.315)
-0.162	-0.246	-0.317	南部地區		-0.088	-0.084	-0.100
(0.154)	(0.295)	(0.232)			(0.682)	(0.619)	(0.542)
0.053	0.188	0.078	東部地區		-0.217	-0.185	-0.189
(0.716)	(0.533)	(0.814)			(0.383)	(0.341)	(0.329)
0.586***	1.090***	1.108***	工時大於 40 小時		0.415***	0.337***	0.321**
(0.000)	(0.000)	(0.000)			(0.009)	(0.007)	(0.011)
1.000	2.063***	7.989*	尺度參數(s)		1.000	0.782***	0.474*
—	(0.074)	(4.234)			—	(0.040)	(0.309)
1.000	1.000	5.418**	狀態參數(l)		1.000	1.000	0.591*
—	—	(2.234)			—	—	(0.246)
-4091.39	-3817.28	-3806.32	Log Likelihood 值		-1326.82	-1319.64	-1316.24

說明：1.樣本數為 16843 人。

2.除了尺度參數與狀態參數括弧內數字為標準差外，其它括弧內之數字皆為 P-value。

3.***表示 1%達之顯著水準；**表示 5%達之顯著水準；*表示 10%達之顯著水準。

4. 尺度參數與狀態參數顯示該係數顯著的異於 1。

接著分析上週在農業部門工作時間超過 40 小時，對於就業期間長短的影響。80 年代 90 年代時，該變數於各分配之下，皆為正向且均呈現 1% 顯著水準。表示在農業部門的工時與就業期間呈現同向關係，代表有可能因應整個產業架構由以農業為主之開發中國家，轉變成以製造業甚至於以服務業為主之新興工業國家，導致非農業部門的快速發展，使得長時間在農業部門的勞動者不易轉換行業，故農業部門的工時與離職率顯示負向關係。尤其是 90 年代之係數值遠大於 80 年代之係數值，顯示 90 年代在農業部門工作時間愈久者愈不容易轉換工作。

最後，本文所要探討另一重要的議題：隨著就業期間的增加，農業部門的勞動者是傾向繼續留在該份行業呢？還是傾向轉移行業呢？亦即其轉機函數（hazard function）是遞增函數還是遞減函數？由前節計量模型中我們知道，此一現象將反映在 s （尺度參數）之大小上面。由表 7 中，我們可發現 80 年代 s 之值都顯著大於 1，如果未對 l （狀態參數）作任何限制，以 generalized gamma 分配估計結果來看，尺度參數 s 增加至 7.989，仍顯著的高於 1。當尺度參數 s 顯著大於 1 時，表示隨著時間的增加脫離原來狀態（就業狀態）的機率變大，因此在農業部門的就業期間相對較短，離職率傾向較高，而 90 年代則是 s 之值都顯著小於 1，換言之，我們的觀察結果為隨著時間的增加脫離原來狀態（就業狀態）的機率變小，亦即離職率較低，傾向在農業部門累積工作年數（就業期間）。此外，我們在由表 8 中來進一步比較各種分配下之迴歸結果，由於 Weibul 為 generalized gamma 的特殊形態，而 exponential 分配亦是 Weibull 分配的特例，自然 Weibul 和 exponential 分配的最大概似估計值要小於 generalized gamma 和 Weibul 分配。並利用概似比率檢定（likelihood ratio test）檢定 exponential、Weibul 分配相對 generalized gamma 分配之假設，若以概似比率檢定我們可以發現 Weibul 分配顯著的比 exponential 分配好，但 generalized gamma 分配又要比 Weibull 分配來得好。



表 8 不同分配下就業期間迴歸估計結果之比較

	exponential	Weibull	Gamma
80 年代估計結果			
尺度參數(s)	1.000	2.063	7.989
狀態參數(l)	1	1	5.418
Log likelihood 值	-4091.39	-3817.28	-3806.32
Likelihood ratio 值	570.14*	21.92*	-
樣本數	17199	17199	17199
90 年代估計結果			
尺度參數(s)	1.000	0.782	0.474
狀態參數(l)	1	1	0.591
Log likelihood 值	-1326.82	-1319.64	-1316.24
Likelihood ratio 值	21.16*	6.8*	-
樣本數	12238	12238	12238

說明：(*)代表此處 likelihood ratio 值都是以 GGD 為基準計算而得。其中 Exponential 為具有兩個限制條件之 GGD 的特殊分配，而 Weibull、lognormal 則分別為具有一個限制條件下 GGD 的特殊分配，其 likelihood ratio test 分別屬於 $c^2(2)$ 和 $c^2(1)$ 之分配，而 $c^2(2)$ 之值為 5.99， $c^2(1)$ 之值為 3.84，此處有一*者表示分配與 GGD 有顯著性差異。

考慮「不可觀察之異質」之迴歸結果

以上迴歸分析中之個人特徵、社經背景等為可觀察的異質性解釋變數(heterogeneity)，但仍會有一些解釋變數是無法觀察的，是所謂的「不可觀察之異質」，係指農民之間的差異無法被迴歸模型解釋變數所解釋的部份。根據 Heckman and singer(1984)與 Lancaster(1990)等之研究，如果忽略樣本的「不可觀察之異質」，有可能會使估計結果產生嚴重誤差，因此本文將設定在 Weibull 模型之下，納入不可觀察差異於該迴歸模型中，其結果列於表 9。在考慮了不可觀察之差異的情形後，其解釋變數的估計係數值雖有所改變，但正負符號與顯著性大都與未考慮不可觀察差異的情

況很類似。而兩個年代中的尺度參數在 80 年代亦明顯大於 1，90 年代則明顯小於 1，分別表示 80 年代在農業部門的就業期間愈久的勞工會傾向離職的機率愈高，90 年代則出現相反的現象。

表 9 考慮不可觀察之差異之迴歸結果

Weibull				Weibull	
80 年代 (1981-1989)				90 年代 (1994-2002)	
Coeff.	P-value			Coeff.	P-value
2.485***	0.000	常數項		4.241***	0.000
1.893***	0.000	年齡		1.139***	0.000
-0.448**	0.037	男性		-0.020	0.877
-0.637**	0.021	高中職		-0.092	0.413
-1.160*	0.089	大專及以上		-0.397**	0.035
1.630***	0.000	已婚		0.350***	0.005
0.443	0.367	離婚/分居/喪偶		-0.113	0.578
-0.076***	0.002	實質每月收入		-0.079***	0.000
0.099	0.761	1982	1995	-0.125	0.422
0.222	0.526	1983	1996	0.625***	0.003
0.053	0.879	1984	1997	-0.183	0.258
-0.175	0.601	1985	1998	0.049	0.789
-0.123	0.729	1986	1999	0.105	0.582
-0.001	0.998	1987	2000	0.036	0.839
-0.015	0.966	1988	2001	-0.090	0.622
0.545	0.149	1989	2002	-0.171	0.393
0.719***	0.009	中部地區		0.185	0.261
-0.343	0.189	南部地區		-0.046	0.770
-0.051	0.877	東部地區		-0.131	0.483
0.978***	0.000	工時大於 40 小時		0.299**	0.015
1.645***	0.107	尺度參數		0.745***	0.041
7.179***	1.845	狀態參數		0.686**	0.152
-3803.13		Log Likelihood 值		-1315.34	

說明：1.***表示 1%達之顯著水準；**表示 5%達之顯著水準；*表示 10%達之顯著水準。



2.尺度參數與狀態參數為標準差顯示該係數顯著的異於 1。



臺灣大學學術
期刊資料庫

接著，本文再利用概似比率檢定（likelihood ratio test）來進行「不可觀察之差異」是否存在的檢定，而概似比率檢定計算公式如下所示：

$$l = -2(\log L_e - \log L_u). \quad (5)$$

其中 L_e 表示考慮了不可觀察之差異下的概似值， L_u 為沒有考慮不可觀察之差異的概似值，而 $l \sim c^2(n)$ ， n 為限制條件之數目，其檢定結果如表 10 所示。由表 10 中顯示在未考慮「不可觀察之差異」下，就業期間為 Weibull 分配，在 5% 的顯著水準之下皆會被拒絕，顯示統計上支持「不可觀察之差異」的存在。

表 10 概似比率檢定結果

年 代	假 說	c^2 臨界值	概似比檢定 c^2 統計量	結 果
80 年代	H_0 : weibull 分配具同質性 H_1 : weibull 分配具異質性	$c_{1, 0.05}^2 = 3.84$	$c^2 = 28.3$	拒絕 H_0
90 年代	H_0 : weibull 分配具同質性 H_1 : weibull 分配具異質性	$c_{1, 0.05}^2 = 3.84$	$c^2 = 8.6$	拒絕 H_0

5. 結論與未來研究方向

本文旨在研究個人特徵與社經變數對農業就業者就業期間長短的影響，資料來源採用行政院主計處每年 5 月的『人力資源與運用調查』，資料的期間為 1980—2002 年，其中因 1990 年以後的縣市鄉鎮村里編號與 1980-1989 年有很大的變動，及 1991-1992 年的樣本問項中與其它年度的問項有著顯著的差異，因此本文將串聯的資料分為 1980-1981、1981-1982 …… 1988-1989 和 1993-1994、1994-1995 …… 2001-2002 年。

主要的研究結論如下：

1. 根據分析的結果顯示，不論是在何種機率分配之下，個人特質為影響農業就業期間長短與否的重要變數。例如，年齡與就業期間



有正向的關係，即年齡愈長，離職傾向愈不顯著，愈不容易離開農業部門。男性較女性有顯著較短的就業期間，即代表男性比較不容易在農業部門中累積工作年數，且 80 年代男性較 90 年代男性容易從農業部門移出，所以其工作年數的累積會相對較短。教育程度愈高者，其工作能力相對較強，故其在農業部門的就業期間進而縮短。至於婚姻狀況對就業期間的影響，基本上已婚者的就業期間相對於未婚者為長，未婚者或是離婚、分居、喪偶者則較短。

2. 就業者社經背景方面，農業部門每月實質收入相對較高者，比較容易流動到其它部門，其就業期間較每月實質收入低者短。年度中只有 1996 年在任何的分配下，該係數皆為正且顯著，代表 1996 年相對於 1994 而言，農業部門的就業期間較長。所居住地區對就業期間的影響，根據迴歸結果顯示 80 年代中部地區就業勞工的就業期間較北部地區為長，南部或是東部地區則無明顯差異，90 年代則無顯著差異。最後，80 與 90 年代在農業部門的工時與就業期間呈現同向關係，代表工時愈長，愈傾向停留在農業部門，離職率愈低。
3. 80 年代尺度參數 (scale parameter) 之值都顯著大於 1，表示隨著時間的增加脫離原來狀態（就業狀態）的機率（轉機率）變大，因此在農業部門的就業期間相對較短，離職率傾向較高，而 90 年代則是 s 之值都顯著小於 1，換言之，我們的觀察結果為隨著時間的增加脫離原來狀態（就業狀態）的機率（轉機率）變小，亦即離職率較低，傾向在農業部門累積工作年數（就業期間）。
4. 若以概似比率檢定我們可以發現 Weibull 分配顯著的比 exponential 分配好，但 generalized gamma 分配又要比 Weibull 分配來得好。
5. 經由概似比檢定後，顯示統計上支持「不可觀察之差異」的存在。在考慮了不可觀察之差異」的情形後，其解釋變數的估計係數值雖有所改變，但正負符號與顯著性大都與未考慮不可觀察差異的情況無太大的差異。



附錄 1 每年農業部門的就業人口之教育水準及其比率

年別	總人數	國中小以下	高中職	大專以上	國中小以下	高中職	大專以上
1980	1271224	1205172	57143	8909	94.80	4.50	0.70
1981	1215352	1152131	57419	5802	94.80	4.72	0.48
1982	1194176	1107441	74149	12586	92.74	6.21	1.05
1983	1232966	1135155	84128	13683	92.07	6.82	1.11
1984	1264664	1164924	85864	13876	92.11	6.79	1.10
1985	1286373	1183362	92183	10828	91.99	7.17	0.84
1986	1312086	1198606	101169	12311	91.35	7.71	0.94
1987	1207447	1096265	97462	13720	90.79	8.07	1.14
1988	1080931	963749	99714	17468	89.16	9.22	1.62
1989	1039121	930866	93059	15196	89.58	8.96	1.46
1990	1017350	906909	97324	13117	89.14	9.57	1.29
1991	1114198	981896	114332	17970	88.13	10.26	1.61
1992	1052117	913704	120665	17748	86.84	11.47	1.69
1993	1014711	870547	122505	21659	85.79	12.07	2.13
1994	979917	836377	121546	21994	85.35	12.40	2.24
1995	955419	807704	124641	23074	84.54	13.05	2.42
1996	945515	792812	133942	18761	83.85	14.17	1.98
1997	875806	726666	126262	22878	82.97	14.42	2.61
1998	799084	671771	106123	21190	84.07	13.28	2.65
1999	789173	655034	113373	20766	83.00	14.37	2.63
2000	757912	633046	104092	20774	83.53	13.73	2.74
2001	703677	583578	99691	20408	82.93	14.17	2.90
2002	720728	590523	107933	22272	81.93	14.98	3.09

資料來源：主計處人力資源運用調查原始資料計算得出。



臺灣大學學術
期刊資料庫

附錄 2 每年農業部門就業人口的年齡結構及其比率

年別	15-24 ?	25-44 ?	45-64 ?	65 ? 以上	15-24 ?	25-44 ?	45-64 ?	65 ? 以上
1980	140553	546263	554376	30032	11.06	42.97	43.61	2.36
1981	126254	522287	541539	25272	10.39	42.97	44.56	2.08
1982	126824	510210	534087	23055	10.62	42.72	44.72	1.93
1983	112981	540117	556524	23344	9.16	43.81	45.14	1.89
1984	110945	540361	585109	28249	8.77	42.73	46.27	2.23
1985	108229	520355	621569	36220	8.41	40.45	48.32	2.82
1986	111726	510974	650833	38553	8.52	38.94	49.6	2.94
1987	83806	468274	613742	41625	6.94	38.78	50.83	3.45
1988	69613	429588	542528	39202	6.44	39.74	50.19	3.63
1989	54751	387383	543228	53759	5.27	37.28	52.28	5.17
1990	50000	380363	543156	43831	4.91	37.39	53.39	4.31
1991	46392	434103	574171	59532	4.16	38.96	51.53	5.34
1992	49070	399634	549001	54412	4.66	37.98	52.18	5.17
1993	51750	386761	510893	65307	5.10	38.12	50.35	6.44
1994	42362	374110	501120	62325	4.32	38.18	51.14	6.36
1995	33000	356841	488957	76621	3.45	37.35	51.18	8.02
1996	30496	350554	499178	65287	3.23	37.08	52.79	6.90
1997	30558	297448	481410	66390	3.49	33.96	54.97	7.58
1998	16427	268629	448201	65827	2.06	33.62	56.09	8.24
1999	23092	265141	430105	70835	2.93	33.60	54.50	8.98
2000	22396	241683	420976	72857	2.95	31.89	55.54	9.61
2001	21267	228593	377146	76671	3.02	32.49	53.60	10.90
2002	20782	218594	393396	87956	2.88	30.33	54.58	12.20

資料來源：主計處人力資源運用調查原始資料計算得出。



參考文獻

- 李朝賢 (1986), 「台灣農業與非農業部門間勞動重分配之研究」, 《農業經濟半年刊》, 39, 1-16。
- 李朝賢 (1995), 「台灣農業勞動結構與發展」, 《台灣經濟月刊》, 227, 14-31。
- 李朝賢 (1997), 「台灣農業勞動力基本問題之探討」, 《台灣經濟月刊》, 250, 1-19。
- 李登輝 (1973), 「工資差異, 勞力移動及台灣農業之就業問題」, 《中美合作人力資源會議論文專輯》, 行政院國際經濟合作發展委員會, 100-114。
- 李鈞元 (2003), 「人力資本及勞工流動之研究: 理論與台灣實證」, 國立政治大學經濟學研究所博士論文。
- 李嘉宏 (2003), 「個人因素與勞動市場因素對失業期間之影響」, 碩士論文, 私立東吳大學經濟學研究所。
- 林季平 (2003), 「台灣失業勞工流動的變遷: 1981-2000 年人力運用擬-追蹤調查分析」, 2003 年台灣人口學會年會。
- 林華德 (1975), 「農工兩部門間的勞動力移動」, 《經濟論文叢? 》, 6, 213-236。
- 林惠玲 (1993), 「廠商之退出率與存活期間之計量模型—台灣電子及電子機械器材製造業的驗證」, 《經濟論文叢? 》, 21, 411-440。
- 吳忠吉 (1980), 「高雄加工出口區勞工離職率之研究」, 《經濟論文叢? 》, 9, 25-56。
- 吳忠吉 (1983), 「高雄加工出口區勞工離職率之再研究」, 《經濟論文叢? 》, 11, 33-60。
- 邱耿中 (2003), 「廠商存活、退出與轉業之動態分析—存活分析方法之應用」, 碩士論文, 國立臺灣大學經濟學研究所。
- 胡碧霞 (2000), 「農業勞動力移轉之研究—以異質性觀點探討」, 碩士論文, 國立屏東科技大學農業企業管理研究所。



陳希煌 (1987), 「台灣農村勞力移動與利用之調查」, 台灣大學農業經濟研究所。

陳希煌 (1979), 「現階段農業經濟問題」, 《農復會叢? 》, 10, 230-243。

黃麗璇與方振瑞 (1999), 「人力資本與產業間之勞工移動」, 《經濟研究》, 36, 45-62。

黃幼宜 (2003), 「勞動力調整機制與失業」, 博士論文, 國立政治大學國際貿易學系。

蔡宏進 (1997), 「台灣農家勞動力結構與變遷的研究」, 《台灣銀行季刊》, 48, 306-344。

劉克智與唐富藏 (1971), 「民國四十年至五十九年台灣人口重分配與經濟發展」, 《經濟論文專著選? 之 21》。

Becker, G. S. (1962), "Investments in Human Capital: A Theoretical Analysis," *Journal of Political Economy*, 70, 9-49.

Farber, H. S. (1999), "Mobility and Stability: the Dynamics of Job Change in Labor Markets," in O. Ashenfelter and D. Card, (ed.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3B, 2439-2483, Amsterdam: North-Holland.

Green, W. H. (2002), *Econometric Analysis*, Prentice Hall.

Heckman, J. and B. Singer (1984), "Econometric Duration Analysis," *Journal of Econometrics*, 24, 63-132.

Hui, W. R. and P. K. Trivedi (1986), "Duration Dependence, Targeted Employment Subsidies and Unemployment Benefit," *Journal of Public Economics*, 31, 105-129.

Jovanovic, B. (1979a), "Firm-Specific Capital and Turnover," *Journal of Political Economy*, 87, 1246-1260.

Jovanovic, B. (1979b), "Job Matching and the Theory of Turnover," *Journal of Political Economy*, 87, 972-990.

Jovanovic, B. (1984), "Matching, Turnover, and Unemployment" *Journal of Political Economy*, 92, 108-122.

Kiefer, N. (1988), "Economic Duration Data and Hazard Function," *Journal of Economic Literature*, 26, 646-679.



- Lancaster, T. (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press.
- Lilien, D. M. (1982), "Sectoral Shift and Cyclical Unemployment," *Journal of Political Economy*, 90, 777-793.
- McCall, B. P. (1990), "Occupational Matching : A Test of Sorts," *The Journal of Political Economy*, 98, 45-69.
- Neal, D. (1995), "Industry-Specific Human Capital : Evidence from Displaced Workers," *Journal of Labor Economics*, 13, 653-677.
- Neal, D. (1999), "The Complexity of Job Mobility among Young Men," *Journal of Labor Economics*, 17, 237-261.
- Oi, W. Y. (1962), "Labor as a Quasi-Fixed Factor," *The Journal of Political Economy*, 70, 538-555.
- Parsons, D. O. (1991), "The Job Search Behavior of Employed Youth," *The Review of Economics and Statistics*, 73, 597-604.
- Thomas, J. M. (1996), "An Empirical Model of Sectoral Movements by Unemployed Workers," *Journal of Labor Economics*, 14, 126-153.
- Topel, R. (1991), "Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority," *The Journal of Political Economy*, 99, 145-176.



The Analysis of Employment Duration of Agricultural Sector in Taiwan 1980-2002

Fung-Mey Huang*

Department of Economics Soochow University

Ching-Jen Chiu

Department of Agricultural Economics National Taiwan University

Keywords: Employment duration, Survival analysis, Unobserved heterogeneity

JEL classification: Q10、 J43、 J60

* Correspondence: Fung-Mey Huang, Department of Economics, Soochow University, 56, Sec. 1, Kweiyang Street, Taipei 100, Taiwan. Tel: (02) 23111531 ext. 3320; Fax: (02) 23822001; E-mail: fhuang@scu.edu.tw. Ching-Jen Chiu is a graduate student at Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.



Abstract

In this study, we investigate the impacts of both individual and socioeconomic characteristics on the employment spells of agricultural workers in Taiwan during eighties and nineties. Our results show that individual characteristics play the major roles in influencing the lengths of the employment spells among alternative specifications. And, the estimations need to take into account the impacts from unobservable factors. The youngers and the more educated are less likely to have longer employment spells in agricultural sector. Males are more likely to move to nonagricultural sector, especially in nineties. As the socioeconomic characteristics, agricultural earnings, regions, and time periods are also play the important roles. The agricultural workers who have lower earnings or who live in west central Taiwan tend to stay longer in agricultural sector. The agricultural workers in nineties tend to have longer working hours and to stay longer in agricultural sector than the workers in eighties.

The values of scale parameter are substantially greater than 1 in eighties and significantly smaller than 1 in nineties. It reveals that the employment spells are shorter in eighties than in nineties. Agricultural workers are less likely to move out of agricultural sector in nineties.

