

台灣地區中老年人失業再就業之實證分析

逢甲大學經濟學研究所博士生

嶺東技術學院國際貿易系講師

何淑熙*

摘要

本文主要目的探討影響國內中老年人失業再就業的決定因素，資料來源是取自 1999 年「台灣地區中老年保健與生涯規劃調查」問卷，並使用機率單位模型估計其影響中老年人失業再就業的機率，主要發現如下，在 (1) 個人特徵上：中老年人的年齡介於 57 歲至 60 歲者，其失業再就業的機率較其他三組年齡層為高；而中老年的原住民失業再就業的機率亦較其他三組為高，尤其是女性原住民又較男性為高；再者，中老年的外省人男性失業再就業的機率亦較女性為高；而健康狀況不佳的中老年人失業再就業的機率則較其他狀況為低，尤其是女性更為顯著。(2) 社會經濟背景：居住鄉村的中老年人失業再就業的機率亦較居住都市或城鎮者為高，尤其是女性更為顯著；而工作期間較長的中老年人失業再就業的機率則較低；而擁有退休金的中老年人男性失業再就業的機率亦較低。

關鍵字：勞動參與、失業再就業、機率單位模型。

經濟文獻期刊：J21、J26、J64

*非常感謝國民健康保險局提供 1999 年「台灣地區中老年保健與生涯規劃調查」資料，及洪文夏先生在計量模型分析的指導與協助，惟文中若有任何疏漏，文責自負。

Probit Estimates of Re-entry for the Middle Aged and Elderly in Taiwan

Shu-Hsi Ho*

Department of Economics
Feng-Chia University

Abstract

This paper estimates re-entry of the middle aged and elderly by probit model. The data used is from the 1999 Survey of Health and Living Status (SHLS) in Taiwan. First, in the individual characteristics, we found that workers aged 57 to 60, Aboriginal, particularly for female Aboriginal, and male Mainlander have higher probabilities and are more likely to re-entry in work. By contrast, workers with poor health status, particularly for female workers have lower probabilities and are less likely to re-entry in work. Second, in the social economic background, we also found that workers living in rural areas, particularly for female workers have higher probabilities and are more likely to re-entry in work. By contrast, workers with longer duration in employment, and male workers with eligible pensions have lower probabilities and are less likely to re-entry in work.

Keywords: labour force participation, re-entry, and probit model.

JEL Classification: J21, J26, J64.

* Correspondence to: Shu-Hsi Ho, Department of Economics, Feng-Chia University, Taiwan. E-mail: wshung@pu.edu.tw.

Acknowledges: The author would like to thank the Taiwan Provincial Institute of Family Planning for providing the Survey of Health and Living Status of the Middle Aged and Elderly in Taiwan data. Thanks also to Wen-Shai Hung for his helpful supervision and comments. All remaining errors are mine.

台灣地區中老年人失業再就業之實證分析

1. 前言

台灣近五十年來的經濟發展，一直是以高經濟成長率與低失業率著稱於世。惟自 1995 年以來，失業率卻節節上升，而且一直徘徊在 3% 至 5% 附近；失業人口結構也大幅轉變，由過去以初次、剛出校門尋職的年輕失業人口，轉變為因關廠、歇業等非自願性中老年人失業為主的結構¹，使中老年人失業成為台灣一個嚴重的社會問題。它不只是個人的就業問題，更為家庭生計的重心，故如何輔導中老年人再就業或由政府規劃與提供安適的退休制度，實是刻不容緩的課題。

有鑒於失業再就業的重要性，國外學者已對此議題進行許多研究，如 Heckman and Willis (1977), Nickell (1979), Long and Jones (1980), Moffitt (1985), Blau and Riphahn (1999), Bound et al. (1999)。反觀國內在這方面的研究十分有限，如劉克智 (2000)、黃麗璇與莊慧玲 (2000) 及莊慧玲與徐美 (2002) 等是少數對失業人口再就業進行嚴謹估計的研究。其中，劉克智、黃麗璇與莊慧玲對台灣勞動市場的轉變與失業問題，均有詳細論述。而莊慧玲與徐美的研究則是利用「台灣社會變遷基本調查」資料進行分析，該組調查共有 2052 名樣本，主要變數取自該調查之基本狀況、個人的失業經驗、對失業問題的認知與對失業救助政策或措施的看法等。其研究方法係採用存活分析法 (Survival Analysis) 來進行實證研究，其主要的結果發現：個人特徵、社經背景與工作搜尋三組變數皆對失業人口的再就業有顯著影響力。此外，這三組變數對再就業之影響在兩性之間不盡相同，其中社經背景變數的影響在兩性之間比較一致，在個人特徵方面其影響力有些差異，婚姻狀況變數只對男性有顯著影響，而教育程度則只會顯著影響到女性。工作搜尋變數的顯著影響力則只有呈現在男性失業者中，對女性失業者而言，工作搜尋變數對其再就業則沒有顯著影響。此外，失業給付措施對失業者再就業可能有負向之影響。

為彌補國內相關文獻不足，本文擬參考 Hung (2003) 使用機率單位模型 (Probit Model) 估計台灣地區中老年人勞動參與率的模式，以台灣省家庭計畫研究所 (現已改制為國民健康保險局) 1999 年 (A) 「台灣地區中老年保健與生涯規劃調查」問卷資料為樣本，估計國內中老年人失業再就業的決定因素，並分別探討其個人特徵與經濟社會背景等變數對中老年人失業再就業的影響。

本文共分為五大部分，除第一部分為前言外，第二部分為建構失業再就業的實證模型，第三部分為資料來源及個人特徵與經濟社會背景等變數的敘述性統計分析，第四部分為實證結果與分析，第五部分為本文結論。

¹ 參閱莊慧玲與徐美 (2002)。

2. 機率單位模型 (Probit Model)

二元選擇模型 (Binary Choice Model) 是研究社會科學相當常見的，如 McFadden 和 Domencich 在 1975 年分析影響人們使用大眾和私人交通工具的決定因素；Maddala 和 Trost 在 1982 年的研究中，探討銀行如何決定貸款的申請；Long 在 1990 年研究研究生是否在研究所就讀時和他的指導教授一起作研究；其他課題如勞動參與、婚前性行為、高中輟學、加入組織、到服役等決策的分析。其主要模型有線性機率模型 (Linear Probability Model)、二元機率單位模型 (Binary Probit Model) 和二元分對數模型 (Binary Logit Model) 等。由於線性機率模型 (Linear Probability Model) 存在某些缺點，如誤差值或干擾項不呈常態分配 (Non-normal)、且誤差值在線性機率模型具有異質性 (Heteroscedasticity) 及條件預期值可能小於零或大於一等，將造成錯誤的統計檢驗 (Long, 1997)。故誤差值若呈標準常態分配，則採用機率單位模型作分析；若誤差值呈分對數分配，則選擇分對數模型作分析。本文擬使用二元變項的潛在變項模式，而假設誤差值若呈標準常態分配，分述如下：

首先令 y 代表台灣地區中老年人勞動參與的選擇行為，其中，若 $y=1$ ，則代表中老年人失業再就業；若 $y=0$ ，則代表其他狀況。再者， U_y^* 代表特別狀況的效用函數，其中

$$U_{y=1}^* = x' \beta_1 + u_1 \quad (1)$$

$$U_{y=0}^* = x' \beta_0 + u_0 \quad (2)$$

此處 x 代表相關的解釋變數， β_0 和 β_1 則代表未知的參數， u_0 和 u_1 則代表隱藏的或特別狀況的偏好要素。勞動者會根據他們個別的屬性或效用去選擇他們是否再就業，若再就業的效用 ($U_{y=1}^*$) 大於退出勞動參與的效用 ($U_{y=0}^*$)，則勞動者會選擇再就業。亦即，潛在的失業再就業行為決定於 $U_{y=1}^* > U_{y=0}^*$ ，因此，我們將可觀察到失業再就業決定於 $y = 1(U_{y=1}^* - U_{y=0}^* > 0)$ ，亦即

$$\begin{aligned}
y &= 1(U_{y=1}^* > U_{y=0}^*) \\
&= 1(x' \beta_1 + u_1 > x' \beta_0 + u_0) \\
&= 1[(u_1 - u_0) > -x'(\beta_1 - \beta_0)]
\end{aligned} \tag{3}$$

其中，我們雖然無法定義 β_0 和 β_1 參數的集合，但我們可以定義 $(\beta_1 - \beta_0)$ 參數的差異，且將參數隱藏在此決策模型中，即

$$y = 1(y^* > 0) \tag{4}$$

而 $y^* = x'(\beta_1 - \beta_0) + (u_1 - u_0) = x'\beta + u$.

再者，我們擬使用最大概似法 (Maximum Likelihood Estimation) 來估計各項影響失業再就業因素的機率大小。首先令有一組 n 個觀察樣本 $\{y_i, x_i\}$ 是取自母體的隨機抽樣，其中， y_i 是二元變項。假設潛在變項函數的觀察臨界值為 $y_i = 1(y_i^* > 0)$ 且 $y_i^* = x_i'\beta + u_i$ ，誤差值 u_i 呈標準常態分配。透過最大概似法的程序，我們即可求得各項參數 β 。故概似函數為

$$\begin{aligned}
L(\beta | x_i) &= \prod_{i=1}^n \Pr(y_i | x_i; \beta) \\
&= \prod_{i=1}^n \Pr(y_i = 0 | x_i; \beta)^{1-y_i} \cdot \Pr(y_i = 1 | x_i; \beta)^{y_i}
\end{aligned} \tag{5}$$

為簡化分析，等號的兩邊取對數，我們即可獲得對數的近似值為

$$\ln L(\beta | x_i) = \sum_{i=1}^n [(1 - y_i) \cdot \ln \Pr(y_i = 0 | x_i; \beta) + y_i \cdot \ln \Pr(y_i = 1 | x_i; \beta)] \tag{6}$$

就機率單位模型而言，

$$\Pr(y_i = 1 | x_i; \beta) = \Phi(x_i' \beta); \quad (7)$$

$$\Pr(y_i = 0 | x_i; \beta) = 1 - \Phi(x_i' \beta), \quad (8)$$

將第 (7) 式與 第 (8) 式代入第 (6) 式，我們即可求得

$$\ln L(\beta | x_i) = \sum_{i=1}^n [(1 - y_i) \cdot \ln[1 - \Phi(x_i' \beta)] + y_i \cdot \ln \Phi(x_i' \beta)] \quad (9)$$

其中，我們為解出最大概似值，可令各項參數對最大對數概似值第 (9) 式作偏微分，並導出第一階條件為零，即

$$\begin{aligned} S(\beta) &= \frac{\partial \ln L(\beta | x_i)}{\partial \beta} \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{y_i - \Phi(x_i' \beta)}{\Phi(x_i' \beta) \cdot [1 - \Phi(x_i' \beta)]} \cdot \phi(x_i' \beta) \cdot x_i = 0 \end{aligned} \quad (10)$$

故我們即可透過第 (10) 式求出最大概似法中，各項參數最佳的估計值 $\tilde{\beta}$ (參閱 Maddala, 1983; Long, 1997; Greene, 2000)。

3. 資料來源

本文擬採用「台灣地區中老年保健與生涯規劃調查」問卷資料為樣本，此問卷是屬於追蹤資料 (Panel data)，由台灣省家庭計畫研究所與美國密西根大學人口研究中心合作完成。該內容包括八大部分，有〔一〕婚姻及居住狀況；〔二〕家戶結構、親屬概況；〔三〕健康與醫療服務；〔四〕社會支持與交換；〔五〕工作歷史；〔六〕休閒、活動與態度；〔七〕經濟狀況；〔八〕生涯規劃等。這

份資料是研究台灣地區中老年保健與生涯規劃不可或缺的資料來源，目前已完成四波調查,包括 1989 年, 1993 年, 1996 年與 1999 年。本文擬借重 1999 年這一波的工作歷史資料，針對其失業再就業的問卷調查部分 (即 1996 年沒有工作，而 1999 年有工作者)，進行統計與計量分析，以期確實掌握台灣地區中老年人失業再就業的狀況。

其中，表一為台灣地區中老年人失業再就業的主要變數，包括依賴變數與解釋變數。前者為失業再就業，係以 1996 年喪失工作或退休為起點，直至 1999 年獲得新的工作為代表；而後者則包括(1) 個人特徵變數，如性別、年齡、種族、教育、婚姻、與健康狀況等；(2)社會經濟背景變數，如退休金、儲蓄、其他資產、所得水準、工作期間、居住鄉村環境等。如此，代入最大概似估計法，即可計算得出失業再就業的機率。

表二為台灣地區中老年人失業再就業的基本資料，其中，失業再就業者比率僅佔所有樣本的 3.6%，雖然此比率不高，但卻富有政策意涵，值得我們共同去關注。再者，女性佔所有樣本的 48.9%，而男性佔所有樣本的 51.1%。年齡可分為四個層次，包括 53 至 56 歲者佔所有樣本的 22.4%、57 至 60 歲佔 27.5%、61 至 64 歲佔 22.7%、65 至 69 歲佔 25.3%。種族亦可分為四個不同族群，包括閩南人佔所有樣本的 73.5%、客家人佔 17.5%、外省人佔 7.3%、原住民佔 1.5%。再者，教育程度亦可分為四個不同層次，包括沒有受過學校正規教育者佔所有樣本的 29.5%、受過小學教育者佔 46.1%、受過中學教育者佔 18.4%、受過大學及以上教育者佔 5.9%。婚姻狀況包括已婚者佔所有樣本的 81.2%、而其他狀況為單身、離婚、分居、鰥夫或寡婦等佔 18.8%。健康狀況則包括健康狀況不佳者佔所有樣本的 24.0%、而其他狀況佔 76.0%。退休金是指符合請領退休金條件者佔所有樣本的 27.4%，包括已領退休金的退休者、與未請領退休金但符合請領退休金條件的現行工作者，而其他沒有退休金狀況者佔 72.6%。再者，中老年人有儲蓄行為，並做好年老安養準備者佔所有樣本的 15.8%，而其他狀況佔 84.2%。另外，中老年人擁有其他資產者佔所有樣本的 86.2%，而其他狀況佔 13.8%。再者，受訪者與其全家人一年平均所得水準為新台幣 513,630 元。而中老年人一生平均的工作期間為 22.137 年。最後，中老年人居住在鄉村者佔所有樣本的 32.4%，而其餘者則居住在都市或城鎮者佔 67.6%。

4. 估計結果與討論

本文主要係採用機率單位模型，並假設誤差值若呈標準常態分配作分析，其主要估計結果可分為三部份，分述如下

第一部份，是對所有樣本作估計，如表三所示，我們可計算出各項影響中老年人失業再就業的機率。假設所有解釋變數之值等於零，則我們可估計出此模型失業再就業的機率為

$$\Pr(y_i = 1 | x_i) = \Phi(x_i' \tilde{\beta}) = \Phi(-1.413) = 1 - 0.921 = 0.079$$

即將截距項的係數代入機率單位模型中，並參閱標準常態分配表，即可估計出失業再就業的機率為 0.079。再者，我們亦可估計出影響失業再就業的其他各項機率，其中具有顯著性者，包括年齡 2 (57 至 60 歲)、種族 4 (原住民)、健康狀況、工作期間、與居住鄉村者等解釋變數。例如將年齡 2 的係數代入機率單位模型中，則可估計出影響失業再就業的機率為 0.149，即

$$\Pr(y_i = 1 | x_i) = \Phi(x_i' \tilde{\beta}) = \Phi(-1.413 + 0.373) = 1 - 0.851 = 0.149$$

若將健康狀況的係數代入機率單位模型中，則可估計出影響失業再就業的機率為 0.036，即

$$\Pr(y_i = 1 | x_i) = \Phi(x_i' \tilde{\beta}) = \Phi(-1.413 - 0.386) = 1 - 0.964 = 0.036$$

由以上兩項解釋變數的係數值可估計得出，若解釋變數的係數為正值，則可估計出影響失業再就業的機率將會提高；反之，若解釋變數的係數為負值，則可估計出影響失業再就業的機率將會降低。故我們可估計得出以下結果：中老年人的年齡介於 57 歲至 60 歲者，其失業再就業的機率較其他三組年齡層為高；而中老年人的原住民失業再就業的機率亦較其他三組為高；最後，居住鄉村的中老年人失業再就業的機率亦較居住都市或城鎮者為高。反之，健康狀況不佳的中老年人失業再就業的機率較其他狀況為低；而工作期間較長的中老年人失業再就業的機率亦較低。

第二部份，是對女性樣本作估計，如表四所示，我們可計算出各項影響中老年人女性失業再就業的機率。同理，假設所有解釋變數之值等於零，則我們可估計出此模型失業再就業的機率為

$$\Pr(y_i = 1 | x_i) = \Phi(x_i' \tilde{\beta}) = \Phi(-1.455) = 1 - 0.927 = 0.073$$

即將截距項的係數代入機率單位模型中，並參閱標準常態分配表，即可估計出失業再就業的機率為 0.073。再者，我們亦可估計出影響女性失業再就業的其他各項機率，其中具有顯著性者，包括種族 4 (原住民)、健康狀況與居住鄉村者等解

釋變數。例如將原住民的係數代入機率單位模型中，則可估計出影響失業再就業的機率為 0.305，即

$$\Pr(y_i = 1 | x_i) = \Phi(x_i' \tilde{\beta}) = \Phi(-1.455 + 0.943) = 1 - 0.695 = 0.305$$

若將健康狀況的係數代入機率單位模型中，則可估計出影響失業再就業的機率為 0.017，即

$$\Pr(y_i = 1 | x_i) = \Phi(x_i' \tilde{\beta}) = \Phi(-1.455 - 0.678) = 1 - 0.983 = 0.017$$

故我們可估計得出以下結果：中老年的原住民女性失業再就業的機率亦較其他三組為高；最後，居住鄉村的中老年女性失業再就業的機率亦較居住都市或城鎮者為高。反之，健康狀況不佳的中老年女性失業再就業的機率較其他狀況為低。

第三部份，是對男性樣本作估計，如表五所示，我們可計算出各項影響中老年人男性失業再就業的機率。同理，假設所有解釋變數之值等於零，則我們可估計出此模型失業再就業的機率為

$$\Pr(y_i = 1 | x_i) = \Phi(x_i' \tilde{\beta}) = \Phi(-1.230) = 1 - 0.891 = 0.109$$

即將截距項的係數代入機率單位模型中，並參閱標準常態分配表，即可估計出失業再就業的機率為 0.109。再者，我們亦可估計出影響男性失業再就業的其他各項機率，其中具有顯著性者，包括年齡 2 (57 至 60 歲)、種族 3 (外省人)、退休金與工作期間等解釋變數。例如將外省人的係數代入機率單位模型中，則可估計出影響失業再就業的機率為 0.227，即

$$\Pr(y_i = 1 | x_i) = \Phi(x_i' \tilde{\beta}) = \Phi(-1.230 + 0.475) = 1 - 0.773 = 0.227$$

若將退休金的係數代入機率單位模型中，則可估計出影響失業再就業的機率為 0.05，即

$$\Pr(y_i = 1 | x_i) = \Phi(x_i' \tilde{\beta}) = \Phi(-1.230 - 0.413) = 1 - 0.95 = 0.05$$

故我們可估計得出以下結果：中老年人男性的年齡介於 57 歲至 60 歲者，其失業再就業的機率較其他三組年齡層為高；中老年的外省人男性失業再就業的機率亦較其他三組為高。反之，擁有退休金的中老年人男性失業再就業的機率較低；而工作期間較長的中老年人男性失業再就業的機率亦較低。

5. 結論與建議

就 1999 年「台灣地區中老年保健與生涯規劃調查」問卷資料中，發現中老年人失業再就業者的比例僅佔所有樣本的 3.7%，雖然比例不大，卻富有社會政策意涵，值得我們共同來關心與研究。首先，本文使用機率單位模型估計，其主要結果如下所述，在 (1) 個人特徵上：中老年人的年齡介於 57 歲至 60 歲者，其失業再就業的機率較其他三組年齡層為高；而中老年的原住民失業再就業的機率亦較其他三組為高，尤其是女性原住民又較男性為高；再者，中老年的外省人男性失業再就業的機率亦較女性為高；健康狀況不佳的中老年人失業再就業的機率較其他狀況為低，尤其是女性更為顯著。(2) 社會經濟背景：居住鄉村的中老年人失業再就業的機率亦較居住都市或城鎮者為高，尤其是女性更為顯著；而工作期間較長的中老年人失業再就業的機率亦較低；擁有退休金的中老年人男性失業再就業的機率較低。其餘變數雖亦呈現對中老年人失業再就業機率變動的相關性，但因不具有顯著性，故無法遽下定論。

由於資料取得不易，縱使我們關心這個議題，卻有巧婦難為無米之炊之歎，故建議政府加強勞動力資源相關資料的建立，如就業、失業、再就業的持續期間 (Duration in work or unemployment and re-entry)，或退休決策及退休後老人安養等都是很重要的議題，值得我們繼續努力研究開發。

參考文獻

中文部分

台灣省家庭計畫研究所, 1997, 「民國 85 年台灣地區中老年保健與生涯規劃調查 (A) : 50 至 66 歲受訪者調查問卷」, 台中: 台灣省家庭計畫研究所。

黃麗璇與莊慧玲, 2000, 產業結構對專上就業者失業機率之影響, 於李誠主編之「*台灣的失業問題*」〔國立中央大學: 台灣經濟發展研究中心出版〕, 頁 177—197。

莊慧玲與徐美, 2002, 失業經驗與其特徵對再就業之影響: 兼論失業給付之效果, *台灣社會問題研究學術研討會*,
<http://140.109.196.10/pages/seminar/sp2002/agenda.htm>

劉克智, 2000, 台灣勞動市場的轉變與失業問題, 於李誠主編之「*台灣的失業問題*」〔國立中央大學: 台灣經濟發展研究中心出版〕, 頁 8—34。

英文部分

Blau, D. M. and Riphahn, R. T. (1999). "Labor Force Transitions of Older Married Couples in Germany." *Labour Economics*, No. 6, pp. 229-251.

Greene, W. H. (2000). *Econometric Analysis*. Fourth edition, Prentice Hall International, Inc.

Heckman, J. J. and Willis, R. J. (1977). "A Beta-logistic Model for the Analysis of Sequential Labor Force Participation by Married Women." *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 1, pp. 27-58.

Hosmer, D. W. and Lemeshow, S. (1999). *Applied Survival Analysis: Regression Modeling of Time to Event Data*. John Wiley & Sons, Inc.

Hung, W. 2002. *Labour Force Survival for Middle Aged and Elderly Workers in Taiwan: Parametric Duration Analysis*. The Taipei International Conference on Population Change, Labour Market Transition and Economic Development in Asia, The Institute of Economics of Academia Sinica, Taiwan.

Long, J. E. and Jones, E. B. (1980). "Labor Force Entry and Exit by Married Women: A Longitudinal Analysis." *The Review of Economics and Statistics*, Vol.LXII, No. 1, pp. 1-6.

Long, J. S. (1997). *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Sage Publications, Inc.

Moffitt, R. 1985. Unemployment insurance and the Distributions of Unemployment Spells. *Journal of Econometrics Annals*, Vol. 28: 85-101.

Nickell, S. J. 1979. Estimating the Probability of Leaving Unemployment, *Econometrica*, Vol. 47: 1249-1266.

表一 1999 年台灣地區中老年失業再就業的主要變數

變數	描述	定義
觀察樣本	定義代號	1- 2130
失業再就業	受觀察者失業再就業的狀況	1 = 失業再就業 0 = 其他
性別	受觀察者的性別	1 = 女性 0 = 男性
年齡 1	受觀察者的年齡	1 = 53-56 歲 0 = 其他
年齡 2	受觀察者的年齡	1 = 57-60 歲 0 = 其他
年齡 3	受觀察者的年齡	1 = 61-64 歲 0 = 其他
年齡 4	受觀察者的年齡	1 = 65-69 歲 0 = 其他
種族 1	受觀察者的種族	1 = 閩南人 0 = 其他
種族 2	受觀察者的種族	1 = 客家人 0 = 其他
種族 3	受觀察者的種族	1 = 外省人 0 = 其他
種族 4	受觀察者的種族	1 = 原住民 0 = 其他
教育程度 1	受觀察者的教育程度	1 = 小學以下 0 = 其他
教育程度 2	受觀察者的教育程度	1 = 小學 0 = 其他
教育程度 3	受觀察者的教育程度	1 = 中學及高中 0 = 其他
教育程度 4	受觀察者的教育程度	1 = 大學及以上 0 = 其他
婚姻狀況	受觀察者的婚姻狀況	1 = 已婚 0 = 其他
健康狀況	受觀察者的健康狀況	1 = 健康狀況差, 0 = 其他
退休金津貼	受觀察者符合請領退休金津貼的資格	1 = 符合資格, 0 = 其他
儲蓄	受觀察者的儲蓄狀況	1 = 有儲蓄 0 = 其他
其他資產	受觀察者的其他資產狀況	1 = 有其他資產 0 = 其他
所得水準	受觀察者與其配偶去年的平均所得水準	5-500 (單位: 新台幣 10,000 元)
工作期間	受觀察者的工作期間	1- 54 年
居住鄉村	受觀察者的居住狀況	1 = 居住鄉村 0 = 其他

表二 1999 年台灣地區中老年失業再就業的主要變數的統計量

變數	觀察樣本	平均數	標準差	最小值	最大值
失業再就業	2130	.036	.187	0	1
性別	2130	.489	.500	0	1
年齡					
年齡 1 (53~56)	2130	.224	.417	0	1
年齡 2 (57~60)	2130	.275	.446	0	1
年齡 3 (61~64)	2130	.227	.419	0	1
年齡 4 (65~69)	2130	.253	.435	0	1
種族					
種族 1 (閩南人)	2130	.735	.441	0	1
種族 2 (客家人)	2130	.175	.380	0	1
種族 3 (外省人)	2130	.073	.261	0	1
種族 4 (原住民)	2130	.015	.123	0	1
教育程度					
教育 1 (0 年)	2130	.295	.456	0	1
教育 2 (1-6 年)	2130	.461	.498	0	1
教育 3 (7-12 年)	2130	.184	.387	0	1
教育 4 (13-17 年)	2130	.059	.235	0	1
婚姻狀況	2130	.812	.390	0	1
健康狀況	2130	.240	.427	0	1
退休金	2128	.274	.446	0	1
儲蓄	2130	.158	.365	0	1
其他資產	2130	.862	.344	0	1
所得水準	2130	51.363	76.991	0	750
工作期間	1316	22.137	14.581	1	54
居住鄉村	2130	.324	.468	0	1

表三 機率單位模型的估計結果 (1)

失業再就業	係數	標準差	z 值	P> z	[95% 信賴區間]	
性別	-.035	.132	-0.27	0.788	-.294	.223
57~60 歲	.373	.168	2.21	0.027**	.042	.703
61~64 歲	-.032	.191	-0.17	0.864	-.408	.343
65~69 歲	-.064	.187	-0.34	0.733	-.431	.303
客家人	.241	.151	1.59	0.111	-.055	.538
外省人	.317	.215	1.47	0.141	-.105	.740
原住民	.859	.344	2.50	0.012**	.185	1.534
小學	-.035	.151	-0.23	0.815	-.332	.261
中學及高中	.194	.185	1.05	0.295	-.169	.558
大學及以上	-.062	.313	-0.20	0.842	-.675	.551
婚姻狀況	-.068	.154	-0.44	0.658	-.371	.234
健康狀況	-.386	.170	-2.26	0.024**	-.721	-.051
退休金	-.180	.146	-1.23	0.217	-.466	.105
儲蓄	-.121	.178	-0.68	0.494	-.470	.227
其他資產	-.040	.171	-0.23	0.815	-.376	.295
所得水準	-.001	.001	-1.22	0.223	-.004	.001
工作期間	-.009	.004	-2.29	0.022**	-.017	-.001
居住鄉村	.343	.126	2.73	0.006***	.096	.590
截距項	-1.413	.286	-4.94	0.000***	-1.975	-.852

註：* 顯著性效果 $p \leq .10$ ；** $p \leq .05$ ；*** $p \leq .01$ 。Log 近似函數的收斂速度為 -260.52；觀察樣本數為 1315。LR chi2 (18) = 48.58。Prob > chi2 = 0.0001。Pseudo R2 = 0.085。

表四 機率單位模型的估計結果 (2)

失業再就業	係數	標準差	z 值	P> z	[95% 信賴區間]	
57~60 歲	.074	.224	0.33	0.740	-.365	.513
61~64 歲	-.348	.264	-1.32	0.188	-.866	.170
65~69 歲	-.458	.282	-1.62	0.105	-1.012	.095
客家人	.330	.206	1.60	0.110	-.074	.735
外省人	-.178	.519	-0.34	0.732	-1.195	.839
原住民	.943	.418	2.26	0.024**	.124	1.763
小學	.024	.195	0.13	0.899	-.359	.408
中學及高中	.279	.287	0.97	0.331	-.283	.842
大學及以上	.684	.495	1.38	0.167	-.286	1.656
婚姻狀況	.059	.239	0.25	0.803	-.408	.528
健康狀況	-.678	.290	-2.34	0.019**	-1.247	-.110
退休金	.031	.197	0.16	0.874	-.356	.419
儲蓄	-.061	.241	-0.25	0.800	-.534	.412
其他資產	-.336	.242	-1.39	0.166	-.812	.139
所得水準	-.001	.001	-0.43	0.669	-.003	.002
工作期間	-.0001	.006	-0.02	0.980	-.012	.012
居住鄉村	.510	.187	2.72	0.006***	.143	.877
截距項	-1.455	.356	-4.08	0.000***	-2.153	-.756

註：* 顯著性效果 $p \leq .10$ ；** $p \leq .05$ ；*** $p \leq .01$ 。Log 近似函數的收斂速度為 -124.439；觀察樣本數為 661。LR chi2 (17) = 30.66。Prob > chi2 = 0.021。Pseudo R2 = 0.109。

表五 機率單位模型的估計結果 (3)

失業再就業	係數	標準差	z 值	P> z	[95% 信賴區間]	
57~60 歲	.730	.290	2.52	0.012**	.161	1.299
61~64 歲	.296	.319	0.93	0.353	-.329	.923
65~69 歲	.233	.305	0.77	0.444	-.364	.831
客家人	.235	.244	0.96	0.335	-.243	.714
外省人	.475	.264	1.80	0.073*	-.043	.993
原住民	.843	.694	1.21	0.225	-.518	2.204
小學	-.211	.256	-0.82	0.411	-.714	.292
中學及高中	-.024	.273	-0.09	0.929	-.561	.512
大學及以上	-.721	.510	-1.41	0.158	-1.722	.279
婚姻狀況	-.193	.218	-0.89	0.375	-.621	.233
健康狀況	-.182	.232	-0.78	0.433	-.637	.272
退休金	-.413	.238	-1.73	0.083*	-.881	.053
儲蓄	-.211	.296	-0.71	0.475	-.793	.370
其他資產	.178	.260	0.68	0.494	-.332	.688
所得水準	-.003	.002	-1.25	0.212	-.008	.001
工作期間	-.021	.006	-3.35	0.001***	-.033	-.008
居住鄉村	.180	.187	0.97	0.333	-.185	.547
截距項	-1.230	.451	-2.73	0.006***	-2.114	-.345

註：* 顯著性效果 $p \leq .10$ ；** $p \leq .05$ ；*** $p \leq .01$ 。Log 近似函數的收斂速度為 -124.082；觀察樣本數為 654。LR chi2 (17) = 41.84。Prob > chi2 = 0.0007。Pseudo R2 = 0.144。