

# 「台灣地區人力運用調查」中 「工作與否」調查偏誤之估計

余士迪\*

國立中興大學  
財務金融學系教授

王瑜琳

國立中正大學  
經濟學系副教授

鑑於主計處「台灣地區人力運用調查」資料使用的普遍性與重要性，本文針對其中「工作與否」選項是否存在調查偏誤，應用 Hsiao and Sun (1999) 的單邊反應模型與隨機反應模型，偵測偏誤來源並估計偏誤大小。實證結果發現，社會可欲是造成 1998 年「工作與否」資料中「不在做工作」虛報「在做工作」者的主因，偏誤大小約有 5% 的機率。此外，以與解釋「工作與否」大部分相同的變數來解釋社會可欲調查偏誤時，會發生認定上的問題，使估計結果不理想。因此，本文探討回答問卷的兩種方式對調查偏誤的影響。結果顯示，問卷非本人回答的社會可欲較高；忽略社會可欲調查偏誤將導致低估年齡、教育程度以及「結婚」對就業的影響，也可能高估高齡人口與結婚女性的就業情形。

關鍵詞：人力運用調查、調查偏誤、社會可欲

## 1. 前言

調查偏誤普遍存在於以問卷方式取得的資料中。由於受訪者回答問卷的

---

\* 作者感謝香港科技大學經濟學系 Siu Fai Leung 教授與國立中興大學電子商務研究所黃明蕙教授給予本文寶貴的意見，對國立中正大學國際經濟研究所博士班張呈徽同學的協助也一併致謝。

意願與能力均可能受到問卷實施方法（例如，自行填寫、當面訪談、電話訪問等）以及受訪情況（例如，受測者是否面對相同的訪員）等因素影響，進而影響其提供的答案並造成資料發生調查偏誤。這類偏誤存在於資料本身，凡使用相同調查資料者均需面對潛藏的調查偏誤，無法倖免。有鑑於此，文獻上很早就正視調查偏誤存在的問題；例如，Mensch and Kandel (1988) 與 Hoyt and Chaloupka (1994)。值得重視的是，由於調查偏誤無法事前完全避免，然而採用偏誤的資料進行實證分析，會扭曲解釋變數與被解釋變數間的真實關係 (Leung and Yu, 2002)，影響統計推論，進而影響實證結果。因此如何利用計量模型事後修正問卷調查偏誤，以提高資料運用的準確度和可信度為一重要課題。

主計處的「台灣地區人力運用調查」（以下簡稱人力調查）實施方式採派員實地訪問法進行，填答人力調查訪問表時可有三種方式：自行填寫、訪員代填或由他人回答。由於問卷實施方式與文獻上討論之方式明顯不同，是否因此衍生調查資料偏誤以及偏誤大小值得探究。本文針對人力調查資料中題 7「上週你主要在做什麼事？」可能造成的調查偏誤，提出修正偏誤之計量模型，以釐清偏誤來源，估計偏誤大小，並建議降低偏誤的資料處理方式。該項問題旨在詢問受訪者目前的工作狀況，由於「不在做工作」是一較不符合社會期望的反應，所以待業中之受訪者可能較傾向選擇「在做工作」，造成正向調查偏誤。由於該項資料是明瞭台灣地區勞動力運用、移轉、就業與失業狀況的主要依據，為研究國內勞動相關議題之經濟學者所廣泛使用，如單驥 (1988)，劉鶯釧 (1989)，張宏基和朱敬一 (1996)，譚令蒂和于若蓉 (1996)，譚令蒂 (1998)，黃麗璇和方振瑞 (1999) 等；因此利用計量模型評估「工作與否」資料的調查偏誤大小並加以修正，可提供研究國內勞動經濟者更準確的資料分析。

以計量模型估計或修正調查偏誤的主要文獻包括：Torelli and Trivellato (1993) 使用 1986 年義大利勞動調查資料，研究受測者回答失業期間時的堆積效果 (heaping effect)，即受測者回答問卷時是否集中在某些特定時間長度；結果發現，80% 的受測者有堆積效果。Klein and Sherman (1997) 使用行銷問卷資料估計新產品的需求，發展出次序杜賓程序 (Orbit

procedure) 修正具方向性的調查偏誤,至於不具方向性的偏誤則由模型中的誤差項吸收。至於當被解釋變數為離散變數時, Hsiao and Sun (1999) 提出單邊反應模型 (one-sided responses model) 和隨機反應模型 (randomized responses model) 分別修正具方向性和不具方向性的偏誤; 同時亦使用行銷問卷資料調查受訪者對高科技電子產品的使用, 發現沒有使用者有 18.5% 的機會, 會謊報自己偶而使用高科技電子產品。

本文應用 Hsiao and Sun (1999) 之單邊反應模型與隨機反應模型, 探討人力調查資料中「工作與否」的調查偏誤。Hsiao and Sun (1999) 模型的主要優點為以離散變數為估計對象, 可明確估計調查偏誤的比例, 據此修正調查結果。然其主張以兩類模型分別修正具方向性和不具方向性偏誤, 概念上雖具說服力, 但卻必須事先假設偏誤來源。且其中用來修正不具方向性偏誤的隨機反應模型, 實質上無法釐清具方向性和不具方向性這兩類偏誤。由於調查資料中往往同時存在這兩類偏誤, 本文實證結果顯示, 應用隨機反應模型會導致過度修正不具方向性偏誤的缺點。

本文進一步選擇人力調查資料中不同類型與大小樣本, 以單邊反應模型分別偵測回答「工作與否」選項的偏誤大小, 結果顯示不同類型與大小樣本所估計之調查偏誤大小相當一致。再者, 若比較未考慮調查偏誤模型與單邊反應模型所獲致結果對「工作與否」的影響; 發現未考慮調查偏誤時, 年齡、教育程度以及結婚女性對「工作與否」的影響有被低估的情形。此外, 在本文試圖修正調查偏誤對「工作與否」決策影響的步驟中, 亦發現當以與解釋「工作與否」大部分相同的變數來解釋調查偏誤, 並據此重行估計「工作與否」決策方程式所獲得的結果, 與未修正之單邊反應模型實證結果比較, 其估計值之變化相當大而且會產生不一致的現象。為解決此一問題, 本文將解釋調查偏誤之變數與「工作與否」解釋變數區隔。結果顯示, 沒有工作者虛報為有工作的情形約佔 2.62%, 其中以年齡較低以及非本人回答問卷者所發生的可能性較高。後者說明了問卷調查的實施方式, 若能減少非本人回答問卷的機率, 將有助於降低調查偏誤。

本文共分六節, 除第一節為前言外, 第二節探討人力調查資料中「工作與否」選項的調查偏誤來源, 第三節介紹處理離散變數調查偏誤的單邊反應

模型與隨機反應模型，第四節介紹資料來源與特性，第五節估計調查偏誤大小並獲得修正調查偏誤後的實證結果，第六節則是本文的結論。

## 2.「工作與否」調查偏誤的來源

Hsiao and Sun (1999) 處理因調查方法所造成的偏誤，主要起因於受訪者填答問卷時的能力和意願。填答意願過高或不足時，造成社會可欲 (social desirability) 偏誤和資料隱私偏誤；填答能力不足時造成記憶誤差和理解偏誤。調查方法所造成的偏誤會存在於資料本身，凡使用這份資料者均需面對，其影響不可謂不大。以下針對人力調查中「工作與否」項目可能造成的偏誤，分社會可欲、資料隱私、記憶誤差、和理解偏誤等四項主要問卷調查偏誤加以說明。

### 2.1 社會可欲

社會可欲指的是受訪者因想要呈現自己符合社會文化規範的一面所造成的正向調查偏誤 (Fisher, 1993)。以訪員進行實地調查，尤其是當問卷非本人回答時，此類偏誤最容易產生。由於訪員的存在，受訪者欲呈現家人於他人面前的正面形象，又不至於造成公然隱藏自己工作情況之罪惡感，可能愈有空間導致社會可欲調查偏誤的發生，以致所選擇的答案和真實情況有所出入。

在填答人力調查題 7「上週你主要在做什麼事？」時，由於「不在做工作」(回答選項 B) 是一較不符合社會期望的反應，再加上填答人力調查訪問表時可由訪員代填或由他人回答，所以受訪者沒有工作的情形可能被刻意隱瞞，而傾向選擇「在做工作」(回答選項 A)，造成正向調查偏誤。

### 2.2 資料隱私

雖然主計處在人力調查的右上角標示統計法第二十條「政府辦理統計時被調查者無論為機關、團體或個人均有據實詳盡報告之義務」，但某些特定問題涉及法律考量，受訪者回答時有意隱瞞事實，不願據實回答，造成負面調

查偏誤。

「上週你主要在做什麼事？」的「在做工作」選項中包含(1)從事某種工作；(2)利用課餘或假期工作；(3)家事餘暇從事工作。回答者無論選擇哪一項皆無可避免地將接續回答題 8「上週你工作幾小時？」，若是全日工作者則將接續被問及題 19「你的工作場所是什麼？」。相較於國外問卷是由訪員填寫的方式，台灣人力調查訪問表可以由受訪者自行填寫。對一些特殊行業或遊走於法律邊緣的敏感工作者，無法排除受訪者基於預期接踵而至的相關問題，為顧及資料隱私，在回答「上週你主要在做什麼事？」問題時，即填報「不在做工作」以規避填寫後續的相關問題，導致負向調查偏誤。

## 2.3 記憶誤差

記憶誤差指的是問卷使用回溯式問題要求受訪者回憶先前事實狀態，受訪者因遺忘或回憶錯誤所造成的偏誤。這類調查偏誤的特色為無方向性，正負向的誤差均有可能。

人力調查受訪者被要求回答上週的工作情況，雖然「工作與否」的問題答案相對於其它問題（例如，題 22「你主要工作的每月收入是多少？」與題 25「你在去年間共換了幾次工作場所？」）較不易遺忘，但仍無法完全排除造成記憶誤差的可能性。

## 2.4 理解偏誤

理解偏誤是因受訪者不瞭解或誤解調查內容或流程時，任意回答所造成的答題錯誤 (Fox and Tracy, 1986)。這類偏誤最可能發生於受訪對象教育程度偏低或問卷本身過於複雜時。

人力調查受訪對象教育程度不一，如 1998 年人力調查的 61142 位受訪者中，教育程度為不識字者 5178 人、自修者 739 人、國小程度者 13310 人，約佔總受訪者三分之一。要求這些人在題 7 包括 11 個選項中界定「工作與否」並不容易。例如，「不在做工作」的原因之一是「料理家務」，但兼有工作者應選「家事餘暇從事工作」而成為「在做工作」者，兩者容易發生混淆。雖然填答時可由訪員說明和代填，但理解偏誤的可能性無法完全排除。

### 3. 計量模型

以上四種主要調查偏誤中，社會可欲造成正向偏誤，資料隱私則會造成負向偏誤，二者均具特定偏誤方向性。記憶誤差與理解誤差為隨機造成，故不具偏誤方向性。本文探討「工作與否」之調查偏誤，由於「工作與否」屬離散變數，因此應用 Hsiao and Sun (1999) 提出的單邊反應模型和隨機反應模型。單邊反應模型主要用以修正具方向性的偏誤，隨機反應模型則用以修正不具方向性的偏誤；研究者必須事先假設偏誤來源，方能就此兩種模型選擇其一應用。但隨機反應模型實質上無法釐清具方向性和不具方向性這兩類偏誤，因此應用該模型會導致過度修正不具方向性偏誤的缺點。以往分析「工作與否」決策時，假設調查偏誤並不存在，所使用的計量模型為標準二分選擇模型：

$$y_i^* = x_i \beta + u_i$$

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

其中  $y_i^*$  表示第  $i$  位受訪者是否參與勞動市場的決策， $x_i$  為獨立解釋變數， $\beta$  是對應於  $x_i$  的參數值。當第  $i$  位受訪者有工作，令  $y_i = 1$ ；若第  $i$  位受訪者沒有工作，則  $y_i = 0$ 。因此，

$$P(y_i = 0) = P(y_i^* \leq 0), \quad (1)$$

$$P(y_i = 1) = P(y_i^* > 0). \quad (2)$$

但若「工作與否」選項存在調查偏誤，(1)與(2)式將無法反映「工作與否」的真實情況，我們必須修正標準二分選擇模型。以下分別介紹單邊反應模型和隨機反應模型。

#### 3.1 單邊反應模型

「工作與否」調查中最常發生的社會可欲偏誤屬正向偏誤，Hsiao and

Sun (1999) 提出單邊反應模型進行偏誤修正。<sup>1</sup> 單邊反應模型假設有  $r_1$  的機率，受訪者在回答問卷時，沒有工作者會虛報為有工作；相反地，有工作之受訪者不會聲稱其為無工作者，故這類偏誤為正向偏誤。當第  $i$  位受訪者回答目前有工作，即  $y_i=1$ ，其真實狀態卻為  $y_i^* \leq 0$  時，回答和真實狀態不一致，社會可欲偏誤產生。因為有  $r_1$  的機率，無工作受訪者會虛報為有工作；即當真實狀態為  $y_i^* \leq 0$  時回答  $y_i=1$ 。因此，

$$P(y_i=0)=(1-r_1)P(y_i^* \leq 0), \quad (3)$$

$$P(y_i=1)=1-P(y_i=0)=1-P(y_i^* \leq 0)+r_1P(y_i^* \leq 0)。 \quad (4)$$

當  $r_1=0$  時，沒有虛報的現象，單邊反應模型退化為標準二分選擇模型。

### 3.2 隨機反應模型

「工作與否」調查也可能涉及記憶誤差和理解偏誤，這類偏誤的特色為無方向性，正負向誤差均有可能，Hsiao and Sun (1999) 提出隨機反應模型修正此類偏誤。隨機反應模型假設受訪者在回答問卷時，有  $r^2$  的機會任意回答有工作， $r^3$  的機會任意回答沒有工作。因此，

$$P(y_i=0)=(1-r_2-r_3)P(y_i^* \leq 0)+r_3, \quad (5)$$

$$P(y_i=1)=(1-r_2-r_3)P(y_i^* > 0)+r_2。 \quad (6)$$

當  $r_2=r_3=0$  時，問卷中沒有記憶誤差和理解偏誤存在，隨機反應模型退化為標準二分選擇模型。(5)與(6)式可改寫如下：

$$P(y_i=0)=(1-r_2)P(y_i^* \leq 0)+r_3P(y_i^* > 0), \quad (7)$$

$$P(y_i=1)=(1-r_3)P(y_i^* > 0)+r_2P(y_i^* \leq 0)。 \quad (8)$$

將(7)、(8)二式與單邊反應模型的(3)、(4)二式比較，當  $r_3=0$  表示沒有受訪者在

1 單邊反應模型亦可修正負向調查偏誤，如資料隱私。其計量方法本質上與處理正向調查偏誤之單邊反應模型相同，在此並不贅述。又從估計調查偏誤的實證結果發現，「工作與否」存在屬於資料隱私之負向調查偏誤極小，幾乎可以忽略。

回答問卷時任意回答沒有工作，隨機反應模型退化為正向單邊反應模型，因此隨機反應模型亦可同時處理正向社會可欲及負向資料隱私偏誤。Hsiao and Sun (1999) 宣稱利用隨機反應模型可以修正不具方向性的記憶誤差與理解偏誤，但由(7)與(8)式得知隨機反應模型亦可修正具方向性的社會可欲與資料隱私所造成的偏誤。如此一來，應用隨機反應模型即無法分辨偏誤的方向性，亦無法區別個別偏誤的大小。

爲了推估以上各模型中解釋變數參數  $\beta$ 、以及偏誤參數  $r_1$ 、 $r_2$ 、與  $r_3$ ，假設  $P(y_i^* > 0) = \Phi(x_i\beta)$ ，其  $\Phi(\cdot)$  中爲標準常態累積分配函數。分別建構各模型的概似函數如下：

Probit 模型

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

單邊反應模型

$$\begin{aligned} \ln L = \sum_{i=1}^n [y_i \ln(\Phi(x_i\beta) + r_1(1 - \Phi(x_i\beta))) \\ + (1 - y_i)(\ln(1 - r_1) + \ln(1 - \Phi(x_i\beta)))] \circ \end{aligned} \quad (10)$$

隨機反應模型

$$\begin{aligned} \ln L = \sum_{i=1}^n [y_i \ln((1 - r_2 - r_3)\Phi(x_i\beta) + r_2) \\ + (1 - y_i) \ln((1 - r_2 - r_3)(1 - \Phi(x_i\beta)) + r_3)] \circ \end{aligned} \quad (11)$$

爲求(9)、(10)、(11)式中參數估計值，分別將各概似函數  $\ln L$  對參數取一階微分並令其值爲零，求出參數的估計值。實際作法我們利用 GAUSS 程式，以牛頓—瑞佛生演算法 (Newton-Raphson algorithm) 求解，找出參數估計值以使概似函數值爲最大。

## 4. 資料來源與特性

本文利用 1998 年人力調查資料，針對「工作與否」選項的問卷調查偏誤進行研究。人力調查的對象是居住台灣地區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本國籍民間人口。調查方式採派員實地訪問法進行，填答時由受訪者自行填寫、或由訪員代填。本文在資料的處理上，首先刪除無法自由選擇「工作與否」的樣本，包括現役軍人、監管人口、失蹤人口等，取得資料共有 59517 筆，視為本文的全部樣本。其中「在做工作」有 32735 筆，「不在做工作」有 26782 筆。

文獻上探討「工作與否」決策的解釋變數，譚令蒂和于若蓉（1995）曾指出戶內成員的各類非薪資所得會影響勞動供給決策。但人力調查並沒有包括非薪資所得資料，因此本文參照譚令蒂和于若蓉（1996）等研究，選擇性別、年齡、教育程度、以及婚姻狀態等為「工作與否」決策的解釋變數。此外，本文亦加入「女性且結婚」變數，來替代家務對於女性「工作與否」的影響。<sup>2</sup>表 1 列出各變數的定義及其基本統計量，並計算各變數中「在做工作」的比率。由表 1 可發現，男性樣本「在做工作」的比率高於女性樣本，年齡與教育程度對「在做工作」的比率呈現「倒 U」的形狀，婚姻狀態中結婚者「在做工作」的比率與離婚或分居者「在做工作」的比率很接近，至於結婚的女性「在做工作」比率則較女性降低很多。表 1 的變數另有「視同本人回答」與「非本人回答」兩項，作為探討調查偏誤大小的其中兩個解釋變數，將在下一節中討論。

以往應用人力調查文獻，對樣本特性的假設可分為兩類：第一類是，一般研究均使用全部樣本而假設所有樣本間為獨立。其優點是計量模型較簡化，可使用的樣本數較多；但其缺點是忽略人力調查資料是以戶內十五歲以上人口為對象之特性，因而可能忽略戶內樣本間存在之關聯性。第二類是，

---

2 一般咸認，子女數多寡是影響婦女勞動供給的一項重要因素，因此探討婦女勞動供給的相關實證研究時，子女數自然也被列為其中一個解釋變數，如 Mroz (1987)、譚令蒂和于若蓉 (1997)、高長 (1997)、黃台心 (2000) 等。而人力調查關於子女數這項資料只針對有配偶或同居女性進行調查，男性受訪者不需填答該資料。因此使用全部樣本時，男性樣本對應子女數此一變數將產生缺漏值 (missing value) 問題。解決這一問題的常見做法，不外乎在使用全部樣本時省略子女數變數，如黃麗璇和方振瑞 (1999)；或分開男性樣本與女性樣本，前者省略子女數變數而後者加入子女數變數，如譚令蒂和于若蓉 (1995)。本文認為使用全部樣本若省略子女數變數，對女性可能產生遺漏變數的問題。為了減輕遺漏變數的影響，加入「女性且結婚」這個變數。

表 1 變數之統計量

| 變數名稱   | 定義                         | 平均值    | 標準差    | 在做工作的比例        |
|--------|----------------------------|--------|--------|----------------|
| 工作與否   | = 1 有工作<br>= 0 沒有工作        | 0.550  | 0.498  |                |
| 性別     | = 1 男性<br>= 0 女性           | 0.504  | 0.500  | 0.669<br>0.429 |
| 年齡     | 年齡數(連續變數)                  | 41.053 | 17.579 | —              |
| 年齡層一   | = 1 年齡 15~24<br>= 0 其它     | 0.204  | 0.403  | 0.328          |
| 年齡層二   | = 1 年齡 25~34<br>= 0 其它     | 0.207  | 0.405  | 0.774          |
| 年齡層三   | = 1 年齡 35~44<br>= 0 其它     | 0.209  | 0.406  | 0.779          |
| 年齡層四   | = 1 年齡 45~54<br>= 0 其它     | 0.142  | 0.349  | 0.693          |
| 年齡層五   | = 1 年齡 55~64<br>= 0 其它     | 0.110  | 0.313  | 0.464          |
| 年齡層六   | = 1 年齡 65 以上<br>= 0 其它     | 0.129  | 0.334  | 0.089          |
| 教育程度一  | = 1 教育程度為國(初)中以下<br>= 0 其它 | 0.323  | 0.467  | 0.409          |
| 教育程度二  | = 1 教育程度為國(初)中<br>= 0 其它   | 0.177  | 0.382  | 0.611          |
| 教育程度三  | = 1 教育程度為高中、高職<br>= 0 其它   | 0.313  | 0.464  | 0.591          |
| 教育程度四  | = 1 教育程度為專科<br>= 0 其它      | 0.101  | 0.302  | 0.703          |
| 教育程度五  | = 1 教育程度為大學、碩博士<br>= 0 其它  | 0.086  | 0.281  | 0.602          |
| 結婚     | = 1 有配偶(含與人同居)<br>= 0 其它   | 0.607  | 0.489  | 0.610          |
| 離婚或分居  | = 1 離婚或分居<br>= 0 其它        | 0.022  | 0.148  | 0.672          |
| 女性且結婚  | = 1 女性且結婚<br>= 0 其它        | 0.302  | 0.459  | 0.167          |
| 視同本人回答 | = 1 問卷由訪員代填<br>= 0 其它      | 0.641  | 0.480  | 0.558          |
| 非本人回答  | = 1 問卷由他人代答<br>= 0 其它      | 0.008  | 0.089  | 0.616          |

註：年齡為連續變數，非如其他變數之值為 0 或 1，在此省略計算在做工作的比例。

使用部分樣本而減少甚或避免樣本間的關聯性。如單驥（1988）研究戶內丈夫與妻子勞動供給的共同決定，張宏基和朱敬一（1996）使用男性樣本探討勞動的跨期替代彈性，黃台心（2000）使用女性樣本探討已婚婦女的勞動供給。鑑於這兩種處理樣本作法各有優劣之處，以下實證工作將分別使用全部樣本、戶長樣本、戶長配偶樣本、男性樣本、女性樣本以及年齡 25 歲以上樣本等多種作法進行。使用戶長樣本與戶長配偶樣本在於每戶僅選取一個樣本，可以避免樣本間的關聯性。<sup>3</sup> 使用男性樣本與女性樣本則呼應文獻上常用作法，探討調查偏誤在使用這兩種樣本上的嚴重程度。至於排除十五歲至二十四歲人口樣本，則是探討在排除可能的學生樣本後結果之周延性。

## 5. 實證結果

首先，針對 1998 年人力調查的全部樣本，選擇性別、年齡、教育程度、婚姻狀態以及是否為結婚女性為解釋變數，探討其對「工作與否」決策的影響；並分別使用單邊反應模型與隨機反應模型探討調查偏誤的來源與大小。其次，使用不同類型之部分樣本，重新估計調查偏誤大小與各解釋變數對「工作與否」決策的影響，以檢視模型結果的周延性。最後，針對全部樣本所存在的調查偏誤，以計量模型修正偏誤並同時估計「工作與否」決策方程式，探討考慮調查偏誤後，各解釋變數對「工作與否」決策的影響。

### 5.1 全部樣本的調查偏誤來源與大小

表 2 所列為使用全部樣本時各模型之估計結果。表 2 結果顯示，除離婚或分居對「工作與否」的影響不顯著外，其餘解釋變數對「工作與否」之影響均顯著，且參數估計值之符號與預期相同。例如，年齡對參與勞動的影響，呈倒 U 的形狀，「年齡層三」（35~44 歲）參數估計值最高，然後向兩側遞減。這和李誠（1975）、高月霞（1981）、張宏基和朱敬一（1996）的結果相似。

---

3 利用二元 Probit 模型分析戶長與戶長配偶的「工作與否」決策是否存在關聯性時，估計結果顯示相關係數  $\hat{\rho} = 0.302$  ( $t = 17.026$ )，戶長與戶長配偶的「工作與否」決策具有關聯性。

表2 三種模型使用全部樣本之「工作與否」與調查偏誤實證結果  
(被解釋變數=工作與否, 樣本數=59517)

| 變數           | Probit 模型             | 單邊反應模型                | 隨機反應模型                            |
|--------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------------------|
| 常數項          | -0.689**<br>(-29.922) | -0.829**<br>(-30.753) | -0.829**<br>(-29.934)             |
| 性別           | 0.116**<br>(6.242)    | 0.117**<br>(3.917)    | 0.117**<br>(5.579)                |
| 年齡層二         | 1.281**<br>(63.673)   | 1.368**<br>(38.540)   | 1.368**<br>(50.316)               |
| 年齡層三         | 1.302**<br>(55.777)   | 1.394**<br>(37.803)   | 1.395**<br>(45.722)               |
| 年齡層四         | 1.035**<br>(38.772)   | 1.118**<br>(31.078)   | 1.118**<br>(35.933)               |
| 年齡層五         | 0.357**<br>(12.578)   | 0.376**<br>(12.094)   | 0.376**<br>(11.877)               |
| 年齡層六         | -1.117**<br>(-35.808) | -1.486**<br>(-26.051) | -1.487**<br>(-25.037)             |
| 教育程度二        | 0.086**<br>(4.202)    | 0.108**<br>(3.780)    | 0.108**<br>(4.874)                |
| 教育程度三        | 0.200**<br>(10.285)   | 0.233**<br>(9.597)    | 0.233**<br>(10.976)               |
| 教育程度四        | 0.437**<br>(17.253)   | 0.486**<br>(13.598)   | 0.486**<br>(16.932)               |
| 教育程度五        | 0.052**<br>(2.024)    | 0.086**<br>(2.157)    | 0.086**<br>(2.907)                |
| 結婚           | 0.758**<br>(34.026)   | 0.835**<br>(17.245)   | 0.835**<br>(23.755)               |
| 離婚或分居        | 0.037<br>(0.900)      | 0.020<br>(0.258)      | 0.020<br>(0.463)                  |
| 女性且結婚        | -1.229**<br>(-47.885) | -1.367**<br>(-25.709) | -1.367**<br>(-33.163)             |
| 偏誤係數 $r_1$   |                       | 0.050**<br>(12.240)   |                                   |
| 偏誤係數 $r_2$   |                       |                       | 0.051**<br>(11.485)               |
| 偏誤係數 $r_3$   |                       |                       | $1.182 \times 10^{-4}$<br>(0.024) |
| 對數最大似<br>函數值 | -29031.640            | -28914.427            | -28914.490                        |

註：1. 括號內為t值。

2. \*\*表示雙尾檢定在5%水準下顯著。

教育程度對「工作與否」的影響，亦呈倒 U 形，其中以「教育程度四」（五專）參與勞動市場的機會最大。此結果與譚令蒂和于若蓉（1995）的結論，教育程度愈高則勞動參與機會愈高有所不同，主要原因是他們使用連續教育年限為解釋變數，本文則採用虛擬變數「教育程度」描繪教育對「工作與否」之非線性關係。至於結婚的女性，則如一般預期會降低其勞動參與的機會。

就偏誤係數之估計而言，表 2 的結果發現，單邊反應模型估計「工作與否」中社會可欲偏誤，估計值為 0.05 而且顯著 ( $t=12.24$ )，<sup>4</sup> 表示有 5% 的機會「不在做工作」受訪者會填寫「在做工作」的選項。隨機反應模型結果顯示，受訪者任意回答「在做工作」的機會為 5.1% 而且顯著，然而卻只有非常接近零的機會任意回答「不在做工作」。如果任意回答是記憶誤差或理解偏誤所造成，任意回答「在做工作」與「不在做工作」之差別不應如此顯著。由 3.2 節討論中知道隨機反應模型亦可能包含社會可欲偏誤在內，因此 5.1% 任意回答「在做工作」的選項，可能是因社會可欲所造成。

由表 2 的實證結果不難發現，單邊反應模型與隨機反應模型所估計各解釋變數參數值大小與顯著程度均非常接近，但和 Probit 模型相較，除不顯著的變數之外（離婚或分居），其餘顯著變數之參數值符號雖然相同，但單邊反應模型和隨機反應模型所獲得的估計值之絕對值卻較大。此結果與 Leung and Yu（2002）的理論結果互相一致。<sup>5</sup> 由此可推論知，調查偏誤存在於樣本中，若使用 Probit 模型進行「工作與否」決策的研究，顯然低估了解釋變數的影響力。至於兩種調查偏誤模型實證結果近似的原因，在於隨機反應模型無法分辨有工作者的回答偏誤是社會可欲造成的或任意回答造成的，但沒有工作的回答偏誤卻非常接近零而且不顯著，因此隨機反應模型退化為單邊反應模型。

就三個不同模型設定的比較而言，首先比較 Probit 模型與單邊反應模型。在執行概似函數比檢定 (likelihood ratio test) 時，Probit 模型為受限模型而單邊反應模型為非受限模型；計算概似函數比檢定值為 234.426 遠大

4 在雙尾檢定下 5% 顯著水準。

5 Leung and Yu (2002) 利用 Logit 模型證明此一結果。

於其臨界值 3.84，因此拒絕 Probit 模型。其次以相同程序檢定單邊反應模型與隨機反應模型，其概似函數比檢定值為  $-0.126$  小於臨界值 3.84，因此無法拒絕單邊反應模型。在此特別要說明，隨機反應模型與單邊反應模型的對數概似函數值非常接近，但隨機反應模型之值略小於單邊反應模型。此結果雖不符合理論上預期，但實際上應用 GAUSS 程式估計時，數值分析結果有可能產生些微差距，那是因為加入一個無關的變數  $\gamma_3$  使然。

此外，就 AIC 值 (Akaike information criterion) 的大小而言，單邊反應模型的值為 28929.43，相較於 Probit 模型的 29045.64 與隨機反應模型的 28930.49，是三個模型中 AIC 值最小的。綜合以上結果分析，社會可欲是造成「工作與否」偏誤的主要來源。

若進一步比較 Probit 模型與單邊反應模型的邊際效果，可以看出忽略社會可欲調查偏誤造成判斷解釋變數對「工作與否」影響程度的差異。因為本文所有的解釋變數均為虛擬變數，參照 Greene (2002, p.668)，

Probit 模型的邊際效果公式：

$$\begin{aligned} \text{變數 } d \text{ 的邊際效果} &= P(y_i=1|\bar{x}_{(d)}, d=1) - P(y_i=1|\bar{x}_{(d)}, d=0), \\ &= \Phi(X_i\beta|\bar{x}_{(d)}, d=1) - \Phi(X_i\beta|\bar{x}_{(d)}, d=0). \end{aligned}$$

單邊反應模型的邊際效果公式：

$$\begin{aligned} \text{變數 } d \text{ 的邊際效果} &= P(y_i=1|\bar{x}_{(d)}, d=1) - P(y_i=1|\bar{x}_{(d)}, d=0), \\ &= (1 - \gamma_1)\Phi(X_i\beta|\bar{x}_{(d)}, d=1) - \Phi(X_i\beta|\bar{x}_{(d)}, d=0). \end{aligned}$$

其中  $\bar{x}_{(d)}$  為除了變數  $d$  以外的其它解釋變數的平均值，而變數  $d$  的邊際效果則表示  $d$  由 0 變為 1 時，所增加的機率值。表 3 所列為 Probit 模型與單邊反應模型的邊際效果比較。就「年齡層六」的邊際效果而言，以表 2 Probit 模型的參數估計值計算出未考慮調查偏誤時，「年齡層六」對「工作與否」的邊際效果為  $-0.412$ ；若以表 2 單邊反應模型的參數估計值計算出考慮社會可欲調查偏誤後，「年齡層六」對「工作與否」的邊際效果為  $-0.465$ 。此一實證結果顯示未考慮調查偏誤時，高齡人口就業不易的程度將被低估 5%；同樣地，結婚女性就業不易的程度亦被低估 1.2% 左右。此外，年齡、教育程度以

表 3 Probit 模型與單邊反應模型之邊際效果比較  
(被解釋變數 = 工作與否，樣本數 = 59517)

| 變數    | Probit 模型 | 單邊反應模型 |
|-------|-----------|--------|
| 性別    | 0.046     | 0.044  |
| 年齡層二  | 0.421     | 0.440  |
| 年齡層三  | 0.427     | 0.446  |
| 年齡層四  | 0.347     | 0.367  |
| 年齡層五  | 0.135     | 0.139  |
| 年齡層六  | -0.412    | -0.465 |
| 教育程度二 | 0.034     | 0.040  |
| 教育程度三 | 0.078     | 0.088  |
| 教育程度四 | 0.164     | 0.177  |
| 教育程度五 | 0.020     | 0.032  |
| 結婚    | 0.294     | 0.307  |
| 離婚或分居 | 0.015     | 0.008  |
| 女性且結婚 | -0.460    | -0.472 |

及「結婚」對「工作與否」的影響也有低估的情形。

## 5.2 不同類型樣本的偏誤係數大小

為使偏誤係數之估計更具周延性，在此分就戶長樣本、戶長配偶樣本、男性樣本、女性樣本、年齡 25 歲以上樣本等不同類型樣本，利用單邊反應模型分別估計社會可欲對「工作與否」造成的偏誤大小，並將估計結果呈現於表 4。就戶長樣本估計結果而言，社會可欲偏誤係數為 0.035 而且顯著 ( $t=5.482$ )；就戶長配偶樣本估計結果而言（為了避免線性重合，剔除結婚、離婚或分居、女性且結婚等變數），發現社會可欲偏誤係數為 0.059 而且顯著 ( $t=8.366$ )。以上兩種不同樣本對社會可欲偏誤係數所推估的結果均為正而且顯著，且偏誤係數的估計值大小並無很大的變化；由此可見，樣本間獨立之假設對偏誤係數的估計影響不大。究其原因，可能是單邊反應模型的偏誤係數和「工作與否」的勞動參與決策方程式是互相獨立的所致。此外，就男性樣本、女性樣本以及 25 歲以上樣本之估計結果而言，其社會可欲偏誤係數分別為 0.03 ( $t=3.405$ )、0.046 ( $t=12.758$ ) 以及 0.044 ( $t=11.085$ )，三者均顯

表 4 各類型樣本之單邊反應模型實證結果  
(被解釋變數=工作與否)

| 變數            | 戶長樣本                  | 戶長的配偶樣本               | 男性樣本                  | 女性樣本                  | 25 歲以上樣本              |
|---------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 常數項           | -0.210**<br>(-3.753)  | -0.491**<br>(-9.276)  | -0.697**<br>(-16.989) | -0.819**<br>(-18.296) | 0.433**<br>(11.360)   |
| 性別            | 0.482**<br>(5.953)    | 1.234**<br>(10.772)   |                       |                       | 0.362**<br>(6.106)    |
| 年齡層二          | 0.702**<br>(6.836)    | 0.379**<br>(4.823)    | 1.622**<br>(22.441)   | 1.107**<br>(24.705)   |                       |
| 年齡層三          | 0.638**<br>(7.816)    | 0.547**<br>(8.245)    | 1.440**<br>(17.052)   | 1.247**<br>(25.288)   | 0.073**<br>(2.054)    |
| 年齡層四          | 0.300**<br>(4.285)    | 0.308**<br>(5.196)    | 1.148**<br>(14.191)   | 0.995**<br>(18.369)   | -0.200**<br>(-5.688)  |
| 年齡層五          | -0.439**<br>(-7.598)  | -0.295**<br>(-5.230)  | 0.369**<br>(6.317)    | 0.344**<br>(6.091)    | -0.929**<br>(-28.566) |
| 年齡層六          | -2.105**<br>(-27.212) | -2.374**<br>(-13.705) | -1.304**<br>(-16.773) | -3.611**<br>(-15.713) | -2.764**<br>(-46.916) |
| 教育程度二         | 0.043<br>(0.646)      | -0.059<br>(-1.068)    | 0.251**<br>(5.496)    | -0.012<br>(-0.298)    | 0.026<br>(0.782)      |
| 教育程度三         | 0.169**<br>(2.688)    | 0.170**<br>(3.172)    | 1.450**<br>(3.772)    | 0.306**<br>(7.499)    | 0.222**<br>(7.049)    |
| 教育程度四         | 0.395**<br>(3.829)    | 0.487**<br>(5.036)    | 0.279**<br>(4.796)    | 0.634**<br>(11.260)   | 0.502**<br>(9.288)    |
| 教育程度五         | 0.272**<br>(2.773)    | 0.638**<br>(5.335)    | -0.212**<br>(-3.158)  | 0.380**<br>(6.316)    | 0.328**<br>(6.436)    |
| 結婚            | 0.662**<br>(8.613)    |                       | 0.814**<br>(12.447)   | -0.399**<br>(-10.507) | 0.633**<br>(10.459)   |
| 離婚或分居         | 0.078<br>(0.798)      |                       | 0.224*<br>(1.878)     | -0.075<br>(-0.747)    | -0.033<br>(-0.414)    |
| 女性且結婚         | -0.931<br>(-9.327)    |                       |                       |                       | -1.095**<br>(-15.792) |
| 偏誤係數 $r_1$    | 0.035**<br>(5.482)    | 0.059**<br>(8.366)    | 0.030**<br>(3.405)    | 0.046**<br>(12.758)   | 0.044**<br>(11.085)   |
| 樣本數           | 19573                 | 13686                 | 29984                 | 29533                 | 47400                 |
| 對數最大<br>概似函數值 | -7860.3962            | -7719.4651            | -11575.745            | -17081.335            | -21248.297            |

註：1. 括號內為 t 值。

2. \*、\*\*分別表示雙尾檢定在 10%、5%水準下顯著。



著。由以上各種不同類型樣本所獲得的偏誤係數估計值均在 0.03 與 0.06 之間，與使用全部樣本所推估的偏誤係數值相當接近，顯見偏誤係數估計結果適用於以上不同類型與大小的樣本。

### 5.3 調查偏誤的解釋變數

由 5.1 節實證結果得知，「工作與否」調查偏誤的主要來源是社會可欲，為了修正此調查偏誤對「工作與否」決策的影響，本節進一步了解單邊反應模型中社會可欲造成的偏誤係數與解釋變數間的關係。在此，本文將偏誤係數與解釋變數間的關係，分別假設為標準常態分配與如 Schmidt and Witte (1989) 採用的 Logit 分配，其中 Logit 模型偏誤方程式型態如下：

$$r_{1i} = \frac{e^{Z_i\alpha}}{1 + e^{Z_i\alpha}} \circ$$

$r_{1i}$  是第  $i$  個受訪者在回答問卷時，沒有工作卻虛報有工作的機率； $Z_i$  為性別、年齡層、教育程度、婚姻狀態以及問卷是否本人回答等解釋變數； $\alpha$  為對應  $Z_i$  之參數值。若  $\alpha$  為正，解釋變數增加一單位時， $r_{1i}$  也隨著提高，即社會可欲偏誤的機率增加；反之，若  $\alpha$  為負，解釋變數增加一單位時， $r_{1i}$  則隨之下降，社會可欲偏誤的機率下降。在此模型設定下，社會可欲偏誤係數隨著每位受訪者的社會及人口等特徵變數不同而有所不同。

至於將偏誤係數與解釋變數間的關係假設為標準常態分配或 Logit 分配，而非使用線性機率模型 (linear probability model) 直接設定為  $r_{1i} = Z_i\alpha$ ，主要理由為  $r_{1i}$  定義為第  $i$  個受訪者回答問卷時，沒有工作卻虛報有工作發生社會可欲偏誤的機率，其值介於 0 與 1 之間。若採用線性機率模型無法保證  $0 \leq Z_i\hat{\alpha} \leq 1$ ；當  $Z_i\hat{\alpha} < 0$  或  $Z_i\hat{\alpha} > 1$  時，除了造成解釋上的困難外，應用最大概似函數方法估計可能產生無法求解的情形。因此，我們參照文獻一般作法，將  $r_{1i}$  分別設定為標準常態分配與 Logit 分配，並將此設定代入單邊反應模型概似函數(10)式中，分別建構概似函數如下：

偏誤係數為 Logit 分配

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \left[ y_i \ln \left( \Phi(x_i \beta) + \frac{e^{z_i \alpha}}{1 + e^{z_i \alpha}} (1 - \Phi(x_i \beta)) \right) \right. \\ \left. + (1 - y_i) \left( \ln \left( 1 - \frac{e^{z_i \alpha}}{1 + e^{z_i \alpha}} \right) + \ln(1 - \Phi(x_i \beta)) \right) \right],$$

偏誤係數為標準常態分配

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \left[ y_i \ln(\Phi(x_i \beta) + \Phi(Z_i \alpha) (1 - \Phi(x_i \beta))) \right. \\ \left. + (1 - y_i) (\ln(1 - \Phi(Z_i \alpha)) + \ln(1 - \Phi(x_i \beta))) \right],$$

分別求最大概似函數的參數估計值。

表 5 列出偏誤係數為 Logit 分配與標準常態分配假設下，偏誤方程式與「工作與否」決策方程式的實證結果。由表 5 觀之，偏誤係數無論採用 Logit 分配或標準常態分配，所獲實證結果均一致。在偏誤方程式方面，解釋變數「年齡層五」（55~64 歲）、「年齡層六」（65 歲以上）、「教育程度三」（高中高職）、「教育程度五」（大學以上）以及兩種回答問卷的方式對造成社會可欲偏誤的影響力皆為顯著。但是在決策方程式方面，我們卻發現下面一些問題。

當以與解釋「工作與否」大部分相同的變數來解釋社會可欲調查偏誤，並考慮此社會可欲偏誤後重行估計「工作與否」決策方程式所獲得的結果，與表 2 未修正之單邊反應模型實證結果比較，其估計值之變化相當大而且會產生不一致的現象。例如，「年齡層六」與「教育程度二」在表 2 的單邊反應模型中均為顯著變數，但在表 5 中當偏誤方程式採 Logit 分配時，卻呈現不顯著。再者，若比較表 5 與表 2 Probit 模型之「工作與否」決策方程式，就「年齡層六」、「教育程度二」以及「結婚」變數之係數而言，表 5 之估計值均小於表 2 之估計值，此結果異於 Leung and Yu (2002) 所證明之結果。最後，若計算偏誤係數的平均值，即以表 5 的偏誤方程式估計結果計算，再分別代入 Logit 分配與標準常態分配，所計算的偏誤係數平均估計值分別為 0.0023 與 0.0018，遠小於表 2 單邊反應模型  $\gamma_1$  之估計值 0.05。

以上列舉的種種問題究其原因，乃是認定 (identification) 上的問題。當「工作與否」的解釋變數  $X$  與偏誤係數的解釋變數  $Z$  有相同之變數時，雖然可以求出解釋變數的參數估計值，但其結果往往不理想 (Maddala, 1983,

表 5 偏誤係數為 Logit 分配與標準常態分配之單邊反應模型(I)  
(樣本數 = 59517)

| 變數            | 偏誤方程式<br>(Logit 分配)   | 決策方程式<br>(標準常態分配)     | 偏誤方程式<br>(標準常態分配)     | 決策方程式<br>(標準常態分配)     |
|---------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 常數項           | -0.078<br>(-0.491)    | -2.028**<br>(-9.812)  | -0.068<br>(-0.713)    | -2.028**<br>(-12.992) |
| 性別            | -0.092<br>(-1.391)    | 0.275**<br>(8.507)    | -0.059<br>(-1.496)    | 0.277**<br>(8.720)    |
| 年齡層二          | -12.575<br>(-0.001)   | 2.519**<br>(12.413)   | -3.622<br>(-0.020)    | 2.516**<br>(16.359)   |
| 年齡層三          | -7.220<br>(-0.076)    | 2.585**<br>(12.770)   | -4.190<br>(-0.004)    | 2.584**<br>(16.761)   |
| 年齡層四          | -5.267<br>(-0.496)    | 2.318**<br>(11.442)   | -3.853<br>(-0.020)    | 2.320**<br>(14.993)   |
| 年齡層五          | -1.517**<br>(-7.731)  | 1.338**<br>(6.834)    | -0.887**<br>(-8.183)  | 1.341**<br>(8.794)    |
| 年齡層六          | -2.861**<br>(-16.636) | -0.278<br>(-1.416)    | -1.555**<br>(-16.336) | -0.266*<br>(-1.764)   |
| 教育程度二         | -0.228<br>(-1.511)    | 0.055<br>(2.131)      | -0.132<br>(-1.503)    | 0.055**<br>(2.269)    |
| 教育程度三         | -0.437**<br>(-2.866)  | 0.241**<br>(8.564)    | -0.261**<br>(-2.943)  | 0.242**<br>(10.240)   |
| 教育程度四         | -0.180<br>(-1.088)    | 0.506**<br>(14.613)   | -0.106<br>(-1.087)    | 0.506**<br>(15.828)   |
| 教育程度五         | -2.094**<br>(-6.593)  | 0.332**<br>(7.387)    | -1.175**<br>(-8.283)  | 0.333**<br>(10.238)   |
| 結婚            |                       | 0.741**<br>(23.979)   |                       | 0.738**<br>(25.248)   |
| 離婚或分居         |                       | -0.0114<br>(-0.254)   |                       | -0.011<br>(-0.250)    |
| 女性且結婚         |                       | -1.241**<br>(-28.532) |                       | -1.236**<br>(-31.742) |
| 視同本人回答        | -0.337**<br>(-5.648)  |                       | -0.196**<br>(-5.292)  |                       |
| 非本人回答         | 0.618**<br>(2.592)    |                       | 0.328**<br>(1.999)    |                       |
| 對數最大概似<br>函數值 | -28633.775            |                       | -28633.995            |                       |

註：1. 括號內為 t 值。

2. \*、\*\*分別表示雙尾檢定在 10%、5%水準下顯著。

p.282)。為解決此一認定問題，本文將偏誤係數方程式的解釋變數中與「工作與否」解釋變數相同者捨去，保留「視同本人回答」與「非本人回答」兩變數，並將年齡改採用連續的變數重新估計，所得結果列於表 6。表 6 與表 2 之單邊反應模型結果比較，影響「工作與否」決策方程式的顯著解釋變數互相一致。表 6 與表 2 之 Probit 模型結果比較，「工作與否」決策方程式的估計值合乎 Leung and Yu (2002) 的證明。此外，計算 Logit 分配與標準常態分配偏誤係數的平均值，得到的估計值分別為 0.0618 與 0.0630，較接近表 2 單邊反應模型  $r_1$  之估計值 0.05。最後，若以概似函數比檢定表 6 偏誤方程式獨立變數之係數，Logit 分配和標準常態分配之概似函數比檢定值分別為 17.418 與 18.422，均大於臨界值 7.81，故兩者皆為顯著。基於以上討論，表 6 之結果優於表 5 與表 2 單邊反應模型之結果。

此外，由表 6 估計之結果顯示出「工作與否」資料存在的偏誤問題是否嚴重呢？關於這一點我們可以利用表 2 Probit 模型的估計結果與表 6 決策方程式（當偏誤方程式設定為常態分配時）的估計結果，分別進行預測。<sup>6</sup> 當計算出  $y_i^* > 0$  時估計為有工作者，計算出  $y_i^* \leq 0$  時估計為沒有工作者。據此，由表 2 Probit 模型估計出有工作者 33,237 人，沒有工作者 26,280 人；由表 6 單邊反應模型估計出有工作者 32,531 人，沒有工作者 26,986 人。顯示在 33,237 個有工作者的受訪者中，有 706 人虛報。由於虛報人數佔沒有工作者的比例不高，表示虛報情況尚不嚴重，然仍值得使用資料者注意。在這些虛報者中，以年齡較低以及非本人回答問卷者所發生的可能性較高。後者說明了問卷調查的實施方式，若能減少非本人回答問卷的機率，將有助於降低調查偏誤。

由表 6 的實證結果亦可以分析忽略調查偏誤，造成參數估計值偏差現象是否顯著。以表 6 的決策方程式與表 2 的 Probit 模型進行參數估計值比較。首先，概似函數比檢定值為 252.848，顯示表 6 的模型設定優於表 2 的 Probit 模型，同時表示 Probit 模型所估計的參數有偏差現象。其次，檢定參數估計

6 偏誤方程式設定為 Logit 分配或常態分配，獲得「工作與否」決策方程式的估計結果相當接近。

表 6 偏誤係數為 Logit 分配與標準常態分配之單邊反應模型(II)  
(樣本數 = 59517)

| 變數            | 偏誤方程式<br>(Logit 分配)  | 決策方程式<br>(標準常態分配)    | 偏誤方程式<br>(標準常態分配)    | 決策方程式<br>(標準常態分配)     |
|---------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| 常數項           | -2.217**<br>(-4.989) | -0.881**<br>(14.743) | -1.266**<br>(-7.498) | -0.892**<br>(-20.235) |
| 性別            |                      | 0.123**<br>(5.644)   |                      | 0.124**<br>(5.682)    |
| 年齡            | -0.009<br>(-1.342)   |                      | -0.005*<br>(-1.841)  |                       |
| 年齡層二          |                      | 1.404**<br>(30.558)  |                      | 1.413**<br>(38.188)   |
| 年齡層三          |                      | 1.437**<br>(27.385)  |                      | 1.446**<br>(34.908)   |
| 年齡層四          |                      | 1.162**<br>(20.674)  |                      | 1.171**<br>(26.385)   |
| 年齡層五          |                      | 0.419**<br>(7.248)   |                      | 0.428**<br>(9.316)    |
| 年齡層六          |                      | -1.449**<br>(19.100) |                      | -1.442**<br>(-21.540) |
| 教育程度二         |                      | 0.105**<br>(4.667)   |                      | 0.105**<br>(4.633)    |
| 教育程度三         |                      | 0.234**<br>(11.070)  |                      | 0.235**<br>(17.655)   |
| 教育程度四         |                      | 0.494**<br>(17.331)  |                      | 0.496**<br>(17.656)   |
| 教育程度五         |                      | 0.093**<br>(3.099)   |                      | 0.094**<br>(3.134)    |
| 結婚            |                      | 0.833**<br>(31.588)  |                      | 0.832**<br>(31.468)   |
| 離婚或分居         |                      | 0.014<br>(0.312)     |                      | 0.013<br>(0.288)      |
| 女性且結婚         |                      | -1.374**<br>(45.170) |                      | -1.375**<br>(-45.920) |
| 視同本人回答        | -0.218**<br>(-2.061) |                      | -0.097*<br>(-1.857)  |                       |
| 非本人回答         | 0.878**<br>(2.587)   |                      | 0.423**<br>(2.030)   |                       |
| 對數最大<br>概似函數值 | -28905.718           |                      | -28905.216           |                       |

註：1. 括號內為 t 值。

2. \*、\*\*分別表示雙尾檢定在 10%、5%水準下顯著。

值偏差現象時發現，「年齡層二」、「年齡層三」、「年齡層六」以及「女性且結婚」等變數在 Probit 模型下求得之參數估計值偏差現象顯著。<sup>7</sup>

## 6. 結論

本文針對人力調查資料中「工作與否」選項是否存在調查偏誤，應用單邊反應模型與隨機反應加以偵測偏誤來源並估計偏誤大小，結果發現「工作與否」選項存在社會可欲調查偏誤，忽略社會可欲調查偏誤將造成「工作與否」與解釋變數間假性關係 (spurious relationships)。這個假性關係對實證結果的影響不但可能低估年齡、教育程度以及「結婚」對就業的影響，也可能高估高齡人口與結婚女性的就業情形。應用未經偏誤處理的實證結果，易誤判影響「工作與否」決策的因素，進而影響勞動市場與社會福利相關政策的擬定。舉例而言，正確評估結婚女性勞動參與減少的情形，有助於托兒等福利政策的擬定。

人力調查中「工作與否」資料是明瞭台灣地區勞動力使用狀況以及就業、失業人數的主要依據，當研究人員利用樣本選擇模型 (sample selection model) 處理人力調查中樣本選擇偏誤時，如單驥 (1988)，謝啓瑞 (1994)，譚令蒂和于若蓉 (1996, 1997)，高長 (1997)，黃台心 (2000) 等，調查偏誤將影響樣本選擇模型的估計方法如 Heckman 二階段估計法和最大概似法產生偏誤的解。調查偏誤會影響 Heckman 二階段估計法中的第一階段 Probit 模型的工作與否估計結果，進而影響第二階段的最小平方方法 (OLS) 的估計產生不一致性的解。同樣地調查偏誤會影響最大概似法中概似函數設定，同樣產生偏誤的解。因此往後應用人力調查資料的研究，如何在模型中考慮調查偏誤的存在將是一重要課題。

最後究竟如何降低「工作與否」選項之社會可欲偏誤的影響？在資料搜

---

7 在有限樣本時，可以  $t = \frac{b_1 - b_2}{\sqrt{\text{Var}(b_1) + \text{Var}(b_2)}}$  檢定參數估計值偏差是否顯著，其中  $b_1$  是表 2 Probit 模型所估計的參數， $b_2$  為表 6 當偏誤方程式設定為常態分配時，決策方程式所估計的參數， $\text{Var}(b_1)$  與  $\text{Var}(b_2)$  分別為其所對應的變異數。

集的階段，問卷設計上應採用匿名回答，或應用 Warner (1965) 提出比例隨機反應模型 (randomized response model for proportions) 的問卷技巧，提高受訪者身份的隱密性及安全性，以讓受訪者安心而願意據實回答。若以目前主計處使用的人力調查訪問表是具名的形式而言，我們的實證結果發現，由本人親口回答再由訪員代填的方式有助於降低社會可欲之調查偏誤；而問卷非由本人回答時的調查偏誤較高，應儘量避免。另外在題項的設計上，Fisher (1993) 建議使用間接問法 (indirect questioning)。至於在分析問卷資料上，則建議先以擴充反應模型偵測調查偏誤的來源，再據此使用納入偏誤修正後的計量模型。

## 參考資料

中華民國行政院主計處編印

1998 《中華民國八十七年台灣地區人力運用調查報告》。台灣台北。

1999 《中華民國八十七年台灣地區人力資源調查統計年報》。台灣台北。

李誠

1975 〈台灣勞動供給之初步分析，1964-1973〉，見李誠 (編)，《台灣人力資源論文集》，頁 119-146。台北：聯經。

高月霞

1981 「台灣男性勞動參與率」，國立台灣大學經濟學研究所碩士論文。

高長

1997 〈就業間斷對已婚婦女工資報酬的影響〉，見台灣經濟學會 (編)，《台灣經濟學會年會論文集》，頁 93-120。台北。

黃台心

2000 〈我國已婚婦女勞動供給的生命循環分析〉，《經濟論文叢刊》，28(1): 1-24。

黃麗璇、方振瑞

1999 〈人力資本與產業間之勞工移動〉，《經濟研究》，36(1): 45-62。

單驥

1988 〈我國小家庭夫婦勞動供給的決定——兼論所得稅的影響〉，《經濟論文叢刊》，16(2): 251-267。

張宏基、朱敬一

1996 〈用 Pseudo Panel Data 估計台灣男性跨期勞動替代彈性〉，《經濟論文叢刊》，24(3): 313-337。

劉鶯釧

1989 〈台灣地區受雇人員工資的性別歧視〉，《經濟論文叢刊》，17(3): 359-388。

謝啓瑞

1994 〈兒童醫療需求的實證分析〉，《經濟論文叢刊》，22(1): 1-23。

譚令蒂

1998 〈公私部門工資性別差異——台灣之實證研究〉，《人文及社會科學集刊》，8(2): 335-348。

譚令蒂、于若蓉

1995 〈台灣地區小家庭勞動供給——Nash 談判解家庭決策模型之應用〉，《經濟論文》，23(3): 299-334。

1996 〈雙元勞動市場模型的應用——兼論台灣婦女就業結構的改變〉，《經濟論文叢刊》，24(2): 275-311。

1997 〈幼兒看護與婦女勞動供給——勞動市場進入成本模型之應用〉，《經濟論文叢刊》，25(4): 493-520。

Fisher, R. J.

1993 "Social Desirability Bias and the Validity of Indirect Questioning," *Journal of Consumer Research* 20: 303-315.

Fox, J.A. and P.E. Tracy

1986 "Randomized Response: A Method for Sensitive Surveys," *Quantitative Applications in the Social Sciences Series*, Sage University Paper, No. 58.

Greene, W.H.

2002 *Econometric Analysis*, 5<sup>th</sup> ed., New Jersey: Prentice Hall.

Hoyt G. M. and F. Chaloupka

1994 "Effect of Survey Conditions on Self-reported Substance Use," *Contemporary Economic Policy* XII: 109-121.

Hsiao, C. and B.H. Sun

1999 "Modeling Survey Response Bias—With an Analysis of the Demand for an Advanced Electronic Device," *Journal of Econometrics* 89: 15-39.

Klein, R. and R. Sherman

1997 "Estimating New Product Demand from Biased Survey Data," *Journal of Econometrics* 76: 53-76.

Leung, S.F. and S. Yu

2002 "Survey Response Bias and the Determinants of Substance Use," Working Paper.

Maddala, G.S.

1983 *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.

Mensch B.S. and D.B. Kandel

1988 "Underreporting of Substance Use in a National Youth Cohort," *Public Opinion Quarterly* 52: 100-124.

Mroz, T.A.

1987 "The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions," *Econometrica* 55: 765-799.



Schmidt, P. and A. D. Witte

1989 "Predicting Criminal Recidivism Using 'Split Population' Survival Time Models," *Journal of Econometrics* 40: 141-159.

Torelli, N. and U. Trivellato

1993 "Modelling Inaccuracies in Job-search Duration Data," *Journal of Econometrics* 59: 187-211.

Warner, S.L.

1965 "Randomized Response: A Survey Technique for Eliminating Evasive Answer Bias," *Journal of the American Statistical Association* 60: 63-69.

# An Estimation of the Response Bias in the Question “Whether at Work” in the Taiwan Manpower Utilization Survey

Shihti Yu

Department of Finance  
National Chung Hsing University

Yu-lin Wang

Department of Economics  
National Chung Cheng University

## ABSTRACT

This paper applies the one-sided response and the randomized response models of Hsiao and Sun (1999) to investigate the response bias in the question “whether at work” in the Taiwan Manpower Utilization Survey. Approximately 5% of “yes” responses to the “whether at work” question in the 1998 survey were found to be attributable to the bias of social desirability. Ignoring this bias leads to an underestimation of the influence of age, education and marital status on employment. Specifically, the employment levels of the aged population and married women were overrated. The findings suggest that when surveys invite socially sensitive answers, the class of estimation models that incorporates response biases should be used.

**Key Words:** manpower utilization survey, survey response bias,  
social desirability