

誰會是高失業機率與低工資率的相對弱勢者？

面對臺灣十五年來的失業問題，本研究採用2007年主計處「人力資源暨附帶人力運用調查」資料，根據「兩階段估計法」，探討我國勞工就業機率與工資率的個人結構因素。實證結果顯示，教育程度愈低者、肄業者、學後在職人力資本投資生涯愈短暫者、在愈小事業單位任職者、青少年、曾退休者、曾更換過工作者、目前打算更換工作或增加額外工作者、在南部或東部地區工作者，以及從事農林漁牧業、其他服務業和住宿及餐飲業等行業者，都是失業機率較高和工資率較低的相對弱勢者。

◎ 江豐富 (中央研究院經濟研究所研究員)

壹、前言

面對2008年下半年開始惡化的失業問題，本研究首先將針對臺灣過去十五年的失業情勢與成因，進行分析；其次，採用2007年行政院主計處「人力資源暨附帶之人力運用調查」的個別勞動者個體資料，並根

據Heckman (1979) 所提出的「兩階段估計法」，建立個別勞動者就業機率與工資模型，藉以探討影響我國勞工就業機率與工資率的個人結構因素，同時從此一分析結果歸納出哪些型態的勞工會是高失業機率與低工資率的相對弱勢者，以作為政策制訂之參考。以下內容

共分五節，第貳節分析我國近年的失業情勢與成因；第參節介紹本文的實證方法；第肆節進行實證分析；第伍節根據實證分析結果提出本研究的結論與政策涵義。

貳、臺灣近年的失業情勢與成因

一、失業情勢

臺灣整體失業問題自1994年開始明顯惡化，失業率由1993年的1.45%躍升至1996年的2.60%後，我國過去自1960年代末期起至1990年代初期止，長達近三十年維持在2%水準以下的低失業率時代¹，已不復在。2001和2002年，臺灣失業率更分別衝高到4.57%和5.17%，不但創1960年代中期以來的新高，也是該期間首度衝破5%的高水準。這種對臺灣勞動市場衝撞，乃臺灣自1968年達到充分就業以來，首次面臨跟以往不同的特殊狀況。有鑑於此，2003年6月18日行政院發布施行「公共服務擴大就業暫行條例」。因景氣好轉，該年雖受SARS影響，臺灣失業率仍微降至4.99%；此後數年，持續下滑至2007年的3.91%。

同期間，臺灣失業人數由

1993年的12.8萬人，增至1997年的25.6萬人，不到五年即增加了一倍；2000年增至29.3萬人；2001年更遽增近16.0萬人而達到45.0萬人；2002年的平均失業人口續增至51.5萬人，使得失業人口在不到十年間即成長了3倍，並首度衝破50萬人歷史大關。與失業率趨勢一樣，2003年失業人數微幅降至50.3萬人；此後數年，持續降至2007年的41.9萬人。

不過，2008年因受全球金融海嘯所伴隨的景氣衰退影響，歐美訂單巨幅下滑，臺灣的失業問題自該年下半年起又轉趨嚴峻，科技代工業首當其衝受到波及。首先，失業率由該年上半年平均3.87%的水準，上升至7和8兩月平均的4.10%水準；其後數月又單調遞增至12月的5.03%，致我國失業率瞬間又回到5%以上的水準，而全年平均失業率也由前一年的3.91%升至4.14%。

同時，失業人數由該年上半年平均41.8萬人，上升至7和8兩月平均的44.7萬人；其後數月又持續遞增至12月的54.9萬人，致全年平均失業人數由前一年的41.9萬人升至45.0萬人。2009年4月失業率與失業人數再分別增至5.76%和62.5萬人，不但雙雙突破2002年的水準，也因此創下近四十年來的新高。

二、成因

臺灣近十五年失業問題急速惡化的主因，可歸納如下：第一、初始時，面對1980年代末期國內勞工與環保意識抬頭、新臺幣大幅升值、及1990年代以來國際競爭與後進國家廉價勞力的衝擊，而國內產業升級速度又十分遲緩，企業被迫加速外移，以致關廠、歇業、裁員之風接連不斷，使得我國基層勞力在1990年代前期首遭波及，造成所謂「基層勞

工失業問題」。

第二、爾後，我國的服務業雖持續快速擴展，但囿於其對工業部門所釋勞力的吸納量相對有限，以及初級勞力移轉到該部門的難度本就較高，復以企業e化和組織扁平化、事業單位為規避退休金給付等因素，不但深化基層勞工失業問題，同時也波及中階白領勞工，形成1990年代末至2000年代初期的「中高齡失業問題」，且逐漸蔓延到35至44歲的青壯年勞力。

第三、資本密集之代工產業所投入的資本雖很多，但所需人力投入卻相當少，加以因需仰賴大陸廉價勞力以維持競爭力，故其快速崛起雖曾為臺灣創造了相當亮麗的GDP數字，但對國內創造的就業機會不大，且因其資本利得和報酬都很高，員工分紅、配股多，造成國人近年薪資成長速度相當緩慢。尤其，這些因素，再加上因受全球化與知識經濟影響，國內高階人員薪資向歐美看齊，但一般勞工的薪資卻增

加有限，以及金融與資本市場的投資利得大幅增加，也都是造成國內所得分配自1996年以來急速惡化的主因。

參、實證方法

由以上分析可知，基層勞工以及本身的職能或技術無法瞬時調整者，乃歷次經濟結構變動最可能受到波及的對象。因此，本研究首先將採用probit model估計個別勞動者的就業機率。其次，為修正因樣本選擇偏誤對工資觀察值所造成的潛在影響，本文將採用Heckman（1979）提出的「兩階段估計法」，估計個別勞動者所能獲取的工資率。

一、就業機率估計式

設 P_i 為個別勞動者 i 的就業機率，一般以累積機率函數 $F(\cdot)$ 表示； N 為個別勞動者（觀察值）之總數； Z_i 為影響



勞動者就業抉擇的外生變數向量，主要涵蓋影響勞動者*i*的生產力、預期工資率與工作邊際負效用等外生變數，以及其婚姻、家庭狀態和個人特徵等因子。依循文獻之作法，設 $F(\cdot)$ 與 $\phi(\cdot)$ 分別為標準常態分配累積和密度機率函數，則勞動者的就業機率可寫成下列生物計量學 (biometrics) 裡的probit model之形式

$$P_i = F(Z_i) = \int_{-\infty}^{\alpha'Z_i} \phi(t) dt$$

$$= \int_{-\infty}^{\alpha'Z_i} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt$$

, $i = 1, 2, \dots, N, ^2$ (1)

其中 α 為 Z_i 之係數向量， $\alpha'Z_i$ 為已標準化之變量。因為該式為非線型式，故對其進行估計時，可採「最大概似估計法」，以Newton的「反覆運算法」，極大化其概似函數。

二、工資率估計式

令 W_i 表勞動者*i*就業時所能賺取之工資率， X_i 表決定

$\ln W_i$ 的外生解釋變數向量， β 為未知的參數向量，則為修正因樣本選擇偏誤所可能造成的不一致性，我們可依據Heckman (1979) 的「兩階段估計法」將工資率估計式寫成下式

$$\ln W_i = \beta' X_i + \sigma_v \rho_{vu} \lambda_i + \varepsilon_i,$$

其中 $\lambda_i \equiv \frac{\phi(-\alpha'Z_i)}{1 - \Phi(-\alpha'Z_i)}$

$$= \frac{\phi(\alpha'Z_i)}{\Phi(\alpha'Z_i)} \quad (2)$$

上式右邊的 λ_i 乃Mill's ratio之倒數，故可當成選擇性變數；其內的 $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分別為標準常態機率密度與分配函數，故 λ_i 的觀察值可經由式(1)算得。 ε_i 為已包含選擇性變數 λ_i 後（亦即：已修正樣本選擇偏誤後）之殘差項，故 $E(\varepsilon_i) = 0$ ，且式(2)的估計結果可因此達到一致性。所以，為使工資率函數得到一致性的估計結果，可按下列兩階段進行估計：第一階段經由式(1)的最大概似估計結果，算

出樣本選擇變數 λ_i 的估計值；第二階段將第一階段 λ_i 的估計值代入式(2)，並採OLS估計法估計工資率式。

加入 λ_i 的修正因子後，式(2)套到(fit)具有樣本選擇誤差之樣本所獲得的 β 估計值，與未加入 λ_i 的工資式套到常態母體所獲得的 β 估計值相同。因此，取這兩式的期望值後相減可知，若 λ_i 的係數估計值($\sigma_v \rho_{vu}$)大於0，即表示：觀察樣本中具有 X_i 特性的就業者所能賺取之 $\ln W_i$ 的期望值，比從常態母體隨機抽取出之具有同一特性的勞工若就業所能賺取的 $\ln W_i$ 之期望值高出 $\sigma_v \rho_{vu} \times \lambda_i (> 0, \text{因 } \lambda_i > 0)$ ，故樣本選擇偏誤屬於一種「正選擇」(positive selection)。反之，若 λ_i 的係數估計值小於0，則表示樣本選擇偏誤屬於一種「負選擇」(negative selection)，亦即：觀察樣本中具有 X_i 特性的就業者所賺取之 $\ln W_i$ 的期

望值，將比從常態母體隨機抽取出之相同特性的勞工所能賺取的期望值低 $\sigma_v \rho_{vu} \times \lambda_i$ (< 0 ，因 $\lambda_i > 0$) 的絕對值。由於被選入就業者樣本之勞動者，其「勞動所得能量」(earnings capacity；係指勞動者依個人特性，在勞動市場上所能賺取的最高所得)通常比那些未被選入的失業者或未參與勞動力者來的高，故若模型設定正確且觀察樣本無誤，則我們預期 λ_i 的係數估計值將大於0。

肆、實證分析

一、資料來源及變數的選取與設定

本研究將採用2007年5月行政院主計處「人力資源調查」暨附帶之「人力運用調查」的個體資料。研究對象僅涵蓋資料標準週內年滿15至65歲且非在正規學校求學者，並排除月工作收入或週工時為0之就業

者、身心障礙、現役軍人、監管、失蹤，以及位於金門、馬祖、大陸地區或國外等樣本。據此，所篩選出之就業者、失業者與非勞動力人口的觀察樣本總數共有28,590人，其中男性有17,160人，女性有11,430人。

式(1)就業機率式右邊向量 Z_i 所包含的解釋變數，有各種人力資本變數，以及年齡組別、工作場所規模、工作身分、曾否退休、婚姻狀態、性別等虛擬變數。式(2)左邊被解釋變數中的 W_i ，主要根據下列公式設算：

$$W_i = \frac{\text{主要工作月收入}}{\text{主要工作之(全日工作週工時+部分時間工作週工時)} \times 4.3 \text{ 週}}$$

其右邊向量 X_i 所涵蓋的解釋變數，除式(1)所包含的多數解釋變數外，尚包含Mincer人力資本所得函數的經驗水準及其平方，以及主要工作場所

的區域、行業別、以及曾更換工作、欲尋找額外工作等虛擬變數。

二、估計結果

式(1)之估計結果顯示，若其他解釋變數不變，教育程度愈高者，其就業機率愈高，因而失業機率也就愈低(因失業機率 = $1 - P_i$)。在同樣情況下，畢業者與自修或不識字者的就業機率都顯著高於肄業者，因而他們的失業機率也就低於肄業者。由於自修或不識字者多屬雇主或自營作業者，可能因而導致其就業機率又高於畢業者。同理，中高齡者的就業機率顯著高於青少年；而壯年者的就業機率雖高於青少年，但未達統計顯著水準。換言之，中高齡者與壯年者的失業機率都低於青少年，但壯年者未達統計顯著水準。此外，除主修科系為「法」者的就業機率顯著高於主修科系為「其

他」者外，其餘主修科系者的係數估計值都未達統計顯著水準。

式(2)之估計結果顯示，若其他解釋變數不變，工資率隨教育水準的上升而呈單調遞增。在同樣情況下，畢業者與自修或不識字者的工資率都顯著高於肄業者。同理，可能由於自修或不識字者多屬雇主或自營作業者而有較高的「風險溢價」(risk premium)，因而導致其工資率又高於畢業者。一般經驗水準變數及其平方，表「學後人力資本投資」或「在職訓練」(on-the-job training, OJT)的時徑(time path)³，其係數估計值顯示，工資率隨經驗水準的上升而以遞減的速度上升，且都達到99%的統計顯著水準。這也顯示，持續性的學後人力資本投資或在職訓練有助於使工資率隨工作生涯的增長而以遞減的速度上升。最後，除了主修科系為

「法」、「醫」或「教育」者的工資率顯著高於主修科系為「其他」者外，其餘主修科系者的係數估計值都未達統計顯著水準。

式(1)與(2)之估計結果進一步顯示：第一、個別勞動者的就業機率與工資率均隨其主要工作場所的規模而上升，且都達到99%的顯著水準。因此，工作場所規模愈大，個別勞動者遭逢失業的機率愈低，且所獲取之工資率愈高。第二、主要工作的工作身分為雇主或自營作業者，其就業機率與工資率均顯著高於受僱於政府或民間部門者。第三、曾自公民營機構退休者，其失業機率比未曾退休者來的高，且其工資率也低於其他未曾退休者。第四、男性的就業機率雖低於女性，但未達統計顯著水準；不過，男性工資率卻顯著高於女性。這種男性失業傾向高於女性、但其工資率顯著高

於女性的現象，顯示臺灣勞動市場仍存在著相當程度的工資性別歧視。第五、已婚且配偶存在者，其就業機率與工資率均顯著高於其他任何婚姻狀態者。

其他主要估計結果可歸納如下：第一、北、高二院轄市以及北部地區的工資率顯著高於東部地區；中部地區的工資率雖高於東部地區，南部地區雖低於東部地區，但都不顯著。第二、在前一年間曾換過工作者的工資率，低於前一年間未曾換過工作者；想換另一個工作或增加額外工作者，其工資率也是低於未打算換另一個工作或增加額外工作者。第三、各行業中，以礦業及土石採取業的工資率為最高，其次為金融及保險業，再其次依序為營造業、水電燃氣業和專業科學及技術服務業。反之，農林漁牧業的工資率，則是所有行業中工資率最低者，其次依

序為其他服務業、住宿及餐飲業、不動產及租賃業、文化運動及休閒服務業。

第四、在樣本選擇變數(λ)方面，因其係數估計值為正，且達到99%以上顯著水準，故而表示，本文所選用的觀察樣本(亦即：就業者樣本)具有「正」的樣本選擇誤差。若將這些係數估計值乘以 λ_i 的樣本平均值(即： $\sigma_v \rho_{vu} \times \bar{\lambda}$)可知，本文估計工資式時所選用的就業者樣本，其平均所賺取之工資率，比一個從常態母體隨機抽取出之相同特性的勞工若就業所能賺取的工資高出17.55%。由此可見，為使工資率函數獲得一致性的估計結果，我們須以樣本選擇變數來修正這種潛在的樣本選擇誤差。另一方面這也表示，這些被選用之就業者樣本，其賺取勞動所得的能量通常比那些未被選入樣本的失業者來的高。

伍、結論與政策意涵

本研究採用2007年5月行政院主計處「人力資源暨附帶之人力運用調查」的個體資料，估計我國勞動市場個別勞工的就業機率(失業機率)與工資率。估計結果顯示：教育程度愈低者、未完成學業的肄業者、學後人力資本投資(或在職訓練)的生涯愈短暫者、在愈小規模企業任職者、青少年、曾退休再重返勞動市場者、曾更換過工作者、目前有打算更換工作或想增加額外工作者、在南部或東部地區工作者，以及所從事行業為農林漁牧業、其他服務業和住宿及餐飲業者，都是臺灣勞動市場中失業機率較高(或就業機率較低)和工資率較低的相對弱勢者。另外，樣本選擇變數的係數估計值顯示，就業者賺取勞動所得的能量，顯著高於失業者就業時所能賺取到的工資

率。

各方報告顯示，這波始自去年的景氣衰退與失業問題，將難以在短期內平息。由於長期性失業會造成失業者的技術退化與消失(skill deterioration and loss)，使其人力品質與市場需求脫鉤，從而降低其對廠商的吸引力，所以，其結果將進一步拉長失業組群的失業期間，使失業問題更為惡化。Ljungqvist and Sargent (2004) and den Haan, et al. (2005)的研究更顯示，長期性失業所造成的技術退化與消失，乃1980年代歐洲面臨失業率高幅增加的主因之一。

所以，本文實證結果所顯示的政策意涵主要如下：(1) 正規教育與學後在職訓練乃提升就業機率與工資率的重要因子，且學、訓內容須符合市場與生產力所需。(2) 未完成正規教育的肄業者，其就業與工作收入都處於勞動市場的劣

勢，故為防範失業率增加，須正視在學者中輟問題。(3) 青少年的失業機率高居各年齡群之冠，且其工資率也居於各年齡群之末，故青少年的就業和薪資問題已成當前勞動市場的嚴峻課題之一。(4) 為促進南部地區和東部地區的勞動需求及就業率，均衡區域發展須有效持續進行。(5) 為提升失業者與求職者的技能及所得能量，並將其轉化為景氣復甦與產業結構變動後可加以運用的「產業儲備軍」(industrial reserve army)，應建立具彈性、多樣化及區域性的職訓體系。

此外，有效的人力就業政策，需有正確的產業發展政策之相輔相成。過去孤注於資本密集代工業的作法，不但無助於就業機會的創造與所得分配的改善，也易使國家的總體經濟受到國際景氣波動的影響，故當前我們亦應重新定位我國未來的產業發展結構，使其朝

向多元化、產值與就業人口並重的方向發展，同時提升傳統產業的技能與附加價值。

參考文獻

1. 江豐富 (2001)，「中高齡基層勞工之失業問題及因應對策」，《自由中國之工業》，第91卷第7期，41-82。
2. 江豐富 (2003)，「高齡：就業者的悲歌」，《誰偷走了我們的工作——一九九六年以來台灣的失業問題》，李誠主編，193-230，臺北：天下遠見出版股份有限公司。
3. 江豐富 (2006)，「外勞引進對本國勞工失業、職業選擇及薪資之影響」，《臺灣經濟預測與政策》，第37卷第1期，69-111。
4. 江豐富 (2008)，「從勞動所得估計臺灣的人力資本生產與投資」，《臺灣經濟預測與政策》，第38卷第2期，111-140。
5. 江豐富與劉克智 (2005)「台灣縣市失業率的長期追蹤研究：1987-2001」，《人口學刊》，31 (2005年12月)，1-40。
6. 江豐富、董安琪與劉克智 (2003)，「台灣失業率上升因素之探討——從人口組別和地區勞動市場剖析」，《台灣經濟論衡》，1 (8)，15-72。
7. den Haan, W. J., C. Haefke and G. Ramsey (2005)，“Turbulence

and Unemployment in a Job Matching Model,” *Journal of the European Economic Association*, 3 (6), 1360-1385.

8. Heckman, J. J. (1979)，“Sample Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica*, 47 (1), 153-161.
9. Jiang, F. and P. Liu (2007)，“The Deterioration in Employment: Regional Unemployment Dynamics,” in *The Labour Market and Economic Development of Taiwan*, Joseph Lee (ed.), 157-181, Cheltenham: Edward Elgar.
10. Ljungqvist, L. and T. Sargent (2004)，“European Unemployment and Turbulence Revisited in a Matching Model,” *Journal of the European Economic Association*, 2 (2-3), 456-468.

註釋

- 1 此期間的失業率，除1975年因受到石油危機餘威影響而升高至2.4%，以及1982至1986年間因世界景氣不振和經濟結構調整而增高到平均2.6%外，其他各年都維持在2%水準以下。
- 2 由於該模型呈normal distribution，故有人認為，稱該模型為normal model，應比稱之為probit model來得適合。
- 3 請參閱Mincer (1974) 與江豐富 (2008)。❖