



Taiwan  
Economic  
Forum

經建專論

THESIS

# 臺灣的正規教育、非典型就業 與現職工作年資

## —— Weibull 的有母數存續分析

中央研究院經濟研究所 江豐富\*

壹、前言

貳、研究方法

參、解釋變數之選取

肆、實證分析

伍、結論與政策涵義

### 摘 要

鑒於現職工作期間資料具有「右邊無法被觀察」和「最小極值分配」之特性，本文乃根據「Weibull 有母數對數線型持續模型」，設定現職工作年資的估計模型，並透過「極值分配理論」解構該對數線型模型與 Weibull 分配之關聯。採用 2012 年 5 月行政院主計總處「人力資源暨運用調查」的個體資料估計該模型，主要結

\* 作者為中央研究院經濟研究所研究員暨國立政治大學經濟系兼任教授。

果有三：(1) 在所有能對現職工作期間造成加乘效果、並對現職工作期間的終止風險率造成減緩效果的解釋變數中，以正規教育的效果為最大；而在所有會對現職工作期間造成負面效果、並對現職工作期間的終止風險率產生加乘效果的變數中，以非典型就業的效果為最大。(2) 加速失敗時間分析顯示，不具共變數之平均參考主體，其現職工作年資的失敗或老化速度比具有共變數之「平均主體」約快 8 倍之多。(3) 相對風險分析顯示，該平均參考主體的現職工作期間在該期間內任一年的終止風險率，高達具有共變數之平均主體在同一年間的 20 倍左右。

關鍵詞：正規教育、非典型就業、現職工作年資、Weibull 的有母數存續分析

JEL 分類代號：J24, J53, J63

## 壹、前言

### 一、研究背景

近年二十來，多數工業化先進國家的勞動市場均面臨失業率與長期性失業人口快速上升，以及非典型就業人口急劇飆升的雙重壓力。文獻上將這些勞動市場問題，一方面歸因於這期間企業厲行「全球運籌」(global logistics) 策略、產業由製造業轉換到服務業，以及開發中國家釋出大量廉價勞動力，另一方面將其歸因於這期間資訊革命以及產品市場解除管制、民營化等科技變遷與產業制度變革。

主計總處在其 2008 年 3 月的「全球化對所得分配影響之研究」文中即指出，臺灣因與中國大陸接近且同文同種，加速產業外移與空洞化，以及就業人口外移，導致國內生產毛額內受雇人員報酬的占比呈下滑趨勢。資訊革命造成勞動市場供需失衡、並因而導致「勞動份額」(labor share) 在國內生產毛額中的占比下滑，自不待言，因為資訊科技進步不但加速生產自動化、消除重複性工作，且「扁平化」(flatten) 企業人事組織，從而減少廠商對人力投入的依賴 (Karabarbounis and Neiman, 2014)。

而 1990 年代以來，企業為降低勞動成本和提升人力資源的彈性管理與運用，紛紛採取「彈性勞動」的雇用策略，導致不定期勞動契約的「典型」就業機會漸少，但臨時性、短期性、季節性、特定性、部分時間、及派遣人力等「非典型」就業快速躍升（江豐富，2011）。<sup>1</sup> 根據行政院主計總處「人力運用調查」顯示，在 2006 至 2013 年七年間，臺灣部分時間工作者人數由 250 千人增至 400 千人，增幅達 1.6 倍；其中又以 15 至 29 歲青年的增幅為最大，由 69 千人增至 168 千人，增幅超過 2.4 倍。同一資料來源亦顯示，2008 至 2013 五年間，臺灣臨時工和派遣工的就業人數由 497 千人增至 589 千人，增幅略低於 19%；其中也是以 15 至 29 歲青年的增幅為最大，由 180 千人增至 233 千人，增幅略低於 30%。而在 2013 年間，以上非典型就業者人數之加總更直逼百萬，約為當年臺灣年平均就業人口 (10,967 千人) 的 9.02%，實不容小覷。

非典型就業的問題在於，我國現行勞動法令尚無明文對其勞資關係進行規範，致勞資問題叢生、無法長期維繫，對就業穩定與勞動保障造成不良影響。其中又以派遣工為最，因其僱用關係不明確所衍生的問題，如：要派單位的雇主責任不明確、派遣單位剝削派遣工、派遣工的僱用不安定、派遣工與正職工的差別待遇等，至今國內仍無法可循，縱使可援引〈勞動基準法〉相關條文，但卻無法有效規範之。有鑑於此，前行政院勞工委員會在 2010 年於其所提之〈勞動基準法部分條文修正草案〉中，擬議在該法之「勞動契約專章」中增訂勞動派遣之規定。

## 二、研究目的

「現職工作期間」，即「現職年資」或「現職工作年資」，意指個別勞動者在現職廠商累積的時間長度。現職工作年資愈長代表勞資的互依性愈大，因此，員工的就業愈穩定且就業能力 (employability) 也愈強，從而可減緩當前的勞動市場問題。

---

<sup>1</sup> 「典型」就業者，係指僱用關係明確且為無期限的全日工作的支薪受雇者；「非典型」就業者，則指受僱關係不明確且為有期限的非全日工作的支薪受雇者，例如：臨時性 (contingent)、外圍 (peripheral)、電傳 (telework or telecommuting)、及不定性 (vagrant) 等工作。根據〈勞動基準法〉第 2 章第 9 條，勞動契約可分為「定期」與「不定期」二種。其中，定期契約係指臨時性、短期性、季節性及特定性等不具持續性僱傭關係的「非典型」工作；不定期契約則指具有持續性僱傭關係的「典型」工作。須注意的是，行政院主計總處「人力運用調查」僅將非典型就業者概分為三種：部分時間工作者、派遣工、及臨時工。

因此，本研究的主要目的有三：(1) 從文獻搜尋影響現職工作年資的變數。(2) 建立實證模型藉以探討這些變數對現職工作年資的解釋能力與影響方向。鑑於現職工作期間資料具有「右邊無法被觀察」(right-censored) 和「左尾較肥、右尾較瘦」的最小極值次數分配之特性，即：左端現職工作期間較短者的分配人數，遠多於右端較長者的人數，故本研究採用「Weibull 有母數對數線性持續模型」，估計這些變數對現職工作期間的影響。(3) 為使所建立的實證模型「適合」(fit) 觀察資料，本研究將解構該對數線性持續模型與 Weibull 存活分配的關聯，盼能彌補各軟體使用手冊與計量教科書未曾觸及這方面探討的遺缺。

為使以上研究目的順遂進行，以下內容共分四節：第貳節提出實證方法。第參節從現職工作年資的文獻回顧，選取實證模型內之解釋變數。第肆節提出實證分析。第伍節提出結論與政策涵義。

## 貳、研究方法

為探討個人特徵及其他變數對現職年資存續的影響，本節假設現職年資的「存活時間分配」(distribution of survival time) 為「有母數」(parametric)，並援引江豐富 (2016) 解構「Weibull 有母數對數線性存續模型」的設定。

### 一、Weibull 的存活時間分配

Weibull 的存活模型，係假設現職工作期間呈 Weibull 分配。所以，若以  $T$  表現職工作期間的存活時間，則  $T$  為一「非負值」的連續隨機變數。以  $t$  表  $T$  的實現值 (realization)，則  $T$  的 pdf 和 cdf 分別為：

$$F(t; \lambda, p) = 1 - e^{-(\lambda t)^p} \text{ 和}$$
$$f(t; \lambda, p) = \lambda p (\lambda t)^{p-1} e^{-(\lambda t)^p}.$$

該 Weibull 分配具有  $p$  與  $\lambda$  二個參數，前者為「形狀參數」(shape parameter)，後者為「速率參數」(rate parameter)，表  $T$  的終止事件 (events) 發生之速率，故等於左右該分配分散度的「規模參數」(scale parameter) 之倒數。因此， $T$  的存活函數、風險函數、及累積（或積分）風險機率可被分別寫成：

$$S(t) \equiv \text{Prob}(T \geq t) = 1 - F(t) = e^{-(\lambda t)^p}, \quad (1)$$

$$H(t) = f(t)/S(t) = \lambda p(\lambda t)^{p-1}, \quad (2)$$

$$\Lambda(t) \equiv \int_0^t H(u) du = -\ln S(t) = (\lambda t)^p \quad (3)$$

$$\Rightarrow S(t) = e^{-\Lambda(t)}. \quad (4)$$

式 (1) 或 (4) 及式 (2) 顯示：(1) 無論  $p \geq 1$ ， $S(t)$  皆為存續時間的遞減函數。(2) 若  $p > 1$ ， $H(t)$  為存續時間的遞增函數；若  $p < 1$ ， $H(t)$  為存續時間的遞減函數；若  $p = 1$ ，則  $H(t)$  不隨存續時間變動。(3) 若  $\lambda$  愈大， $S(t)$  隨時間遞減的速率愈快，且  $H(t)$  隨時間遞增的速率也愈快，故 Weibull 分配的規模參數也愈小。

## 二、Weibull 存活分配模型之「有母數對數線性估計法」

因  $T$  為非負值的隨機變數，故由  $t \in [0, \infty)$  所界定的分配，始能成為時間存活分配。但是，若假設  $t = e^y$ ，故而  $y = \ln t$ ，則我們可經由該對數轉換式，將觀察資料裡由  $t \in [0, \infty)$  所界定的存活分配，轉換成由  $y = \ln t \in (-\infty, \infty)$  界定的分配。因此，若  $\omega$  為值介於  $(-\infty, \infty)$  間的隨機變數，則我們可將  $Y(= \ln T)$  設定為  $\omega$  的線型函數，並藉由  $Y(= \ln T)$  的「位址」與「規模」之變動，而產生一系列與  $\omega$  相同分配的「存活分配家族」如下：

$$\begin{aligned} Y &= \ln T \\ &= \alpha + \sigma \cdot \omega, \end{aligned} \quad (5)$$

其中， $Y(= \ln T)$  為將  $T$  轉換成對數值的轉換式； $\alpha$  為  $\ln T$  的分配在橫軸之「位置參數」(location parameter)； $\sigma$  為  $\ln T$  的分配之分散度的「規模參數」，故  $\sigma > 0$ 。

將  $\omega$  視為該式的隨機殘差項，並假設其具有：標準或一般化最小極值、常態、和標準 logistic 等分配，可使  $Y(= \ln T)$  呈現 Weibull、指數、

gamma、log-normal、log-logistic 等分配。<sup>2</sup> 以上乃套裝軟體估計時間存續所採用的各類「對數線性有母數估計模型」之由來，只是這些軟體使用手冊和計量經濟學教科書從不觸及這些論述。

本文將依循文獻的做法，逕行對式 (5) 進行估計，藉以獲取式 (1) 與 (2) 中影響  $\lambda$ 、 $p$ 、 $S(t)$  和  $H(t)$  之解釋變數的係數估計值。為此，我們根據江豐富 (2016) 證得：若且唯若式 (5) 中之  $\omega$  具有「第一型極最小值分配」(extreme-value type-I (min.) distribution)，亦即：呈位置參數為 0、規模參數為 1 的「標準 Gumbel 最小值分配」(standard Gumbel (min.) distribution)，且  $Y(= \ln T)$  的位置與規模參數分別為  $-\ln \lambda$  和  $\frac{1}{p}$ ，則  $T$  具有 Weibull 分配 (Corelli, 2012; Poon et al., 2003 and 2004)。所以，若  $T$  具有 Weibull 分配，則我們可假設式 (5) 中之  $\omega$  具有第一型最小極值分配，並逕由該轉換式的估計，而獲得式 (1) 與 (2) 中影響  $T$  的存活率和終止風險率的各變數之係數估計值。

本文採用的「人力資源暨運用調查」資料顯示，現職工作期間長度的次數分配亦呈這種「左尾較肥、右尾較瘦」的最小極值分配，即：在次數分配座標圖上，左端期間較短者的人數遠比右端較長者的人數眾多。因而，假設  $\omega$  具有這種極值分配，本質上符合本文實證資料的特性。遺憾的是，各軟體手冊和計量課本，均未論及該極值次數分配乃聯結轉換式 (5) 與 Weibull 存活分配的關鍵。

將  $\alpha = -\ln \lambda$  和  $\sigma = \frac{1}{p}$  代入式 (5)，並以  $i$  表觀察值的識別碼 (identifier)，則當樣本數為  $N$  時，該式可寫成：

$$\begin{aligned} Y_i &= \ln T_i \\ &= -\ln \lambda_i + \sigma \cdot \omega_i^3 \end{aligned}$$

其中， $\sigma = \frac{1}{p}$ ， $i = 1, 2, 3, \dots, N$ . (5')

<sup>2</sup> 因 Weibull 模型的係數估計值之正負符號和顯著性均與這些分配相同，故第肆節實證分析將只列出 Weibull 模型的估計結果。

<sup>3</sup>  $\ln \lambda_i$  之前設有負號的原因，乃  $\lambda$  為  $T$  的終止事件到達之速率，故  $\ln \lambda_i$  的值愈高，則  $Y_i (= \ln T_i)$  的值愈低。

因該式含有  $-\ln\lambda$  與  $p$  兩個參數，故本文可假設  $p$ （或  $\sigma = \frac{1}{p}$ ）為固定，但將另一參數  $\ln\lambda$  設定為共變數向量  $\mathbf{x}_i$  的函數： $\ln\lambda_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}$ ，其中， $\boldsymbol{\beta}$  為  $\mathbf{x}_i$  的係數向量，而將式 (5) 寫成：<sup>4</sup>

$$\begin{aligned} Y_i &= \ln T_i \\ &= -\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \sigma \cdot \omega_i, \quad i = 1, 2, 3, \dots, N. \end{aligned} \quad (5'')$$

因該式的  $T_i$  呈 Weibull 分配，加以因  $T_i$  的對數值被設定為  $\mathbf{x}_i$  的線性函數，而母數泛指  $\mathbf{x}_i$  的係數向量，故該式得名為  $T_i$  的「Weibull 有母數對數線性持續模型」。因本文的觀察樣本僅含受僱之就業者，其現職工作期間到了資料蒐集時仍持續存活著，故根據 Baum and Ruhm (2013)，可將該式中  $\boldsymbol{\beta}$  與  $p$  的概似函數寫成：

$$L(\boldsymbol{\beta}, p | \mathbf{x}_i, \omega_i) = \sum_{i=1}^N \ln S_{\omega}(\omega_i). \quad (6)$$

### 三、Weibull 模型之「加速生命」計量

「加速生命」(accelerated life) 意旨：生命週期加速其「失敗（終止）時間」(failure-time) 或老化速度，故在本文指：現職工作期間的週期加速其終止的速率。Weibull 模型具有這種「生命加速」(life acceleration) 的計量機制，其原因如下：

首先，式 (5') 顯示：當  $\mathbf{x}_i = \mathbf{0}$  時， $Y_0 \equiv \ln T_0 = \sigma \omega_i$ ，故  $T_0 = e^{\sigma \omega_i}$ ，其中， $T_0$  為不具個人特徵共變數向量 ( $\mathbf{x}_i = \mathbf{0}$ ) 之「參考（對照）主體」(reference or comparison subject) 的現職工作期間。將  $\ln T_0 = \sigma \omega_i$  代入式 (5) 或 (5')，可得：

$$T = T_0 \cdot \lambda_i^{-1}, \quad \text{其中 } \lambda_i = e^{\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}} \quad (7)$$

該式顯示，Weibull 模型具有「加速生命」的意涵，即：具有個人特徵共變數向量 ( $\mathbf{x}_i \neq \mathbf{0}$ ) 之「主體」的現職工作期間之生命週期  $T$ ，為不具個人特徵共變數向量之「參考主體」的  $T_0$  之  $\lambda_i^{-1}$  倍；因此，後者的  $T_0$  之終止速度，比前者的  $T$  加快（速）了  $\lambda_i^{-1}$  倍。

<sup>4</sup> 亦即， $\ln\lambda_i$  可藉由  $\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}$  之設定而被母數化 (parameterized)。由於  $\mathbf{x}_i$  在  $T_i$  的存續期間內為固定，故這樣將  $\ln\lambda_i$  設定為依存於  $\mathbf{x}_i$ ，並不影響  $\lambda_i$  扮演參數之角色。同理，我們也可假設  $\ln\lambda_i$  為固定，但將另一參數  $p$  設定為依存於  $\mathbf{x}_i$ ： $\ln p_i = \mathbf{x}_i' \mathbf{v}$ 。

其次，將式 (7) 代入式 (1)，則具個人特徵共變數向量之主體，其在現職工作期間  $T$  的第  $t$  年仍能存活的機率  $S(t)$  可寫成：

$$\begin{aligned} S(t, \mathbf{x}_i) &= \text{Prob}(T \geq t | \mathbf{x}_i) = \text{Prob}(T_0 \geq t \cdot e^{\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}} | \mathbf{x}_i) \\ &= S_0(t \cdot \lambda_i), \quad \because S_0(t) = \text{Prob}(T_0 \geq t). \end{aligned} \quad (8)$$

因此，若依據本研究估計結果的「繪圖」(plots)，存活機率為隨時間的增加而遞減，則該式表示：具有個人特徵共變數之主體，其現職工作期間  $T$  在第  $t$  年仍可存活的機率，高達不具個人特徵共變數之參考主體在「比第  $t$  年更早的」第  $t \cdot \lambda_i$  年的存活機率。

最後，根據式 (1)，式 (8) 可寫成： $1 - F(t, \mathbf{x}_i) = 1 - F_0(t \cdot \lambda_i)$ ；若兩邊同時對  $t$  微分，可得到  $T$  的 pdf 之關係式：

$$f(t, \mathbf{x}_i) = f_0(t \cdot \lambda_i) \cdot \lambda_i. \quad (9)$$

該式除以式 (8)，並根據式 (2) 風險函數的定義式，可得到：

$$H(t, \mathbf{x}_i) = H_0(t \cdot \lambda_i) \cdot \lambda_i. \quad (10)$$

因此，若依據本研究估計結果的「繪圖」， $T$  的終止風險率為隨時間的增加而遞增，則該式意旨：具有個人特徵變數向量之主體，其現職工作期間  $T$  在第  $t$  年終止的風險率，「只有」不具個人特徵變數向量之參考主體在「比第  $t$  年早的」第  $t \cdot \lambda_i$  年之終止機率的  $\lambda_i$  倍 (Lambert et al., 2004)。

#### 四、Weibull模型的「比例風險」與「相對風險」計量

Weibull 存活模型具有「Cox 的比例風險模型」(Cox's proportional hazards model) 所涵蓋的「比例風險」與「相對風險」二個計量內涵。Cox 的模型為：

$$H(t, \mathbf{x}_i) = H_0(t) \cdot e^{\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\gamma}}, \quad (11)$$

故具有以下二個計量內涵：

$$\frac{\partial H(t, \mathbf{x}_i)}{\partial \mathbf{x}_i} / H(t, \mathbf{x}_i) = \boldsymbol{\gamma}, \quad (11')$$

$$\frac{H(t, \mathbf{x}_i)}{H_0(t)} = e^{\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\gamma}} \leq 1. \quad (11'')$$

式 (11') 意旨：在  $T$  的存活時間內， $\mathbf{x}_i$  總是以  $\boldsymbol{\gamma}$  的比例來增減  $T$  終止的風險率，故  $\boldsymbol{\gamma}$  被稱為「比例風險」(proportional risk)。式 (11'') 左邊分母的  $H_0(t)$  被稱為「基線風險」(baseline hazard)，因其為不具個人特徵共變數向量之參考主體所面對的風險率。因此，式 (11'') 乃具個人特徵向量之主體的  $T$  在第  $t$  年終止的風險  $H(t, \mathbf{x}_i)$ ，「相對於」該參考主體的  $T_0$  在同一年終止之風險  $H_0(t)$  的「風險比率」(hazard ratios) 或「相對風險」(relative risk)。須注意，式 (11'') 右邊的  $\mathbf{x}_i$  之係數向量為  $e^{\boldsymbol{\gamma}}$ 。

若基線風險具有式 (2) 的 Weibull 函數： $H_0(t) = \lambda^p p t^{p-1}$ ，則式 (11) 的 Cox 模型可寫成下式：

$$H(t, \mathbf{x}_i) = (\lambda^*)^p p t^{p-1},$$

$$\text{其中， } \lambda^* \equiv \lambda \cdot e^{\mathbf{x}_i' \left( \frac{\boldsymbol{\gamma}}{p} \right)}, \quad (2')$$

因而 Cox 模型也能呈現與式 (2) Weibull 模型相同的函數型式，且具有相同的形狀參數  $p$ ，僅其速率參數不同： $\lambda^* \equiv \lambda \cdot e^{\mathbf{x}_i' \left( \frac{\boldsymbol{\gamma}}{p} \right)} \neq \lambda$  (Cox and Oakes, 1984; Kalbfleisch and Prentice, 1980)。而這正是文獻將 Weibull 模型納入「比例風險計量方法 (metrics)」的主因。

根據式 (2')，式 (5'') 可改寫成：

$$\begin{aligned} Y_i &= \ln T_i \\ &= -\ln \lambda_i^* + \sigma \omega_i^* \\ &= -\mathbf{x}_i' \left( \frac{\boldsymbol{\gamma}}{p} \right) + \sigma \omega_i^{**} \\ \text{其中， } \sigma \omega_i^{**} &\equiv \sigma \omega_i^* - \ln \lambda. \end{aligned} \quad (5''')$$

若以帽號表係數向量之估計值，則比較該式與式 (5'') 顯示：

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}} = \left( \widehat{-\frac{\boldsymbol{\gamma}}{p}} \right) \Rightarrow \widehat{-\boldsymbol{\gamma}} = \hat{p} \cdot \widehat{\boldsymbol{\beta}} = \left( \frac{1}{\hat{\sigma}} \right) \cdot (\widehat{-\boldsymbol{\beta}}), \quad (12)$$

且  $\sigma \omega_i^{**} = \sigma \omega_i$ 。該式顯示，若基線風險具有 Weibull 的風險函數，則式 (11') 的比例風險之估計值向量  $\hat{\boldsymbol{\gamma}}$ ，可直接採用式 (5'') 的係數估計值  $\widehat{-\boldsymbol{\beta}}$  和  $\hat{\sigma}$  並經由此式算得。

以  $x_{ij}$  表共變數向量  $\mathbf{x}_i$  的第  $j$  個元素，則根據式 (11)，當  $\gamma_j = -\left(\frac{1}{\sigma}\right) \cdot (-\beta_j) = 0$  時， $x_{ij}$  不具任何解釋能力。所以，若採用  $t$  分配以檢定比例風險估計值  $\widehat{\gamma}_j$  是否具有異於 0 的統計顯著性，須將其標準化為以下的檢定統計量：

$$Z_j^P = \frac{\widehat{\gamma}_j - 0}{\text{Std.Err.}(\widehat{\gamma}_j)} = \frac{-\left(\frac{1}{\sigma}\right) \cdot (-\widehat{\beta}_j)}{[\text{Std.Err.}(-\widehat{\beta}_j)]/\widehat{\sigma}}, \quad (13)$$

並檢定以下虛無與對立假設：

$$H_0: \widehat{\gamma}_j = 0 \quad \text{vs.} \quad H_a: \widehat{\gamma}_j \neq 0.$$

以  $k$  表個人特徵共變數的項數，則式 (11'') 相對風險可改寫成：

$$\begin{aligned} \frac{H(t, \mathbf{x}_i)}{H_0(t)} &= e^{\gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2 + \dots + \gamma_k x_k} \\ &= (e^{\gamma_1})^{x_1} \cdot (e^{\gamma_2})^{x_2} \cdot \dots \cdot (e^{\gamma_k})^{x_k}. \end{aligned} \quad (11''')$$

根據該式和式 (11)，第  $j$  項解釋變數  $x_j$  對相對風險影響的係數估計值為：

$$\widehat{e^{\gamma_j}} = \exp \left[ -\left(\frac{1}{\sigma}\right) \cdot (-\widehat{\beta}_j) \right] \geq 0, \quad j = 1, 2, \dots, k. \quad (14)$$

所以，若基線風險具有 Weibull 的風險函數，則相對風險（風險比率）的係數估計值可逕行將式 (12) 代入該式而算得。

當  $\gamma_j = 0 \Rightarrow e^{\gamma_j} = 1$  時， $x_j$  對相對風險不具任何解釋能力。因此，若欲採用  $t$  分配檢定  $x_j$  對相對風險的解釋能力是否具有異於 1 的統計顯著性，則須將  $\widehat{e^{\gamma_j}}$  標準化為以下檢定統計量：

$$Z_j^R = \frac{\widehat{e^{\gamma_j}} - e^0}{\text{Std.Err.}(\widehat{e^{\gamma_j}})} = \frac{\left[ e^{-\left(\frac{1}{\sigma}\right) \cdot (-\widehat{\beta}_j)} \right] - 1}{\text{Std.Err.}\left( e^{-\left(\frac{1}{\sigma}\right) \cdot (-\widehat{\beta}_j)} \right)}, \quad (15)$$

並檢定以下的虛無與對立假設：

$$H_0: \widehat{e^{\gamma_j}} = e^0 (= 1) \quad \text{vs.} \quad H_a: \widehat{e^{\gamma_j}} \neq e^0 (= 1).$$

## 叁、解釋變數之選取

### 一、文獻回顧

人力資本理論顯示，現職廠商願以「廠商特定 (firm-specific) 人力資本」作為投資的靶標，故而勞動經濟文獻通常將這種人力資本的投資成本設定為由廠商與勞工共同分攤 (Hashimoto, 1981 and 2001; Hutchens, 1989)。若是如此，隨意汰換這類員工，廠商須對重置員工重新投入這類投資成本，另一方面，因這種人力資本不完全（或完全不）適用於別的廠商，致員工離職轉換工作的困難度較大。因此，若員工所擁有的技能組合偏向於廠商特定人力資本，則他被廠商解僱的機率較低，且其移轉到別的廠商任職的動機也較小，故其在現職廠商工作的年資相對也較長。<sup>5</sup> 由於廠商特定人力資本通常是透過「學後」(post-school) 的「在職訓練」(on-the-job training, OJT) 或「藉工作學習」(learning by doing) 所形成，故文獻上常以勞動者的「現職年資」(tenure with current employment (job)) 作為廠商特定人力資本存量的替代變數 (Abraham and Farber, 1987; Dustman and Meghir, 2005; Hashimoto and Raisin, 1985; Zwick, 2008)。Krause (2012) 更直稱其為「現職工作年資」(current job tenure) 或「現職工作期間 (span)」，因為它係指任職於現職廠商的累積時間長度。

在人事經濟學裡也有以下兩種互斥的理論，可用來闡釋現職工作年資的成因，以及其與勞資相依性的關係。

#### (一)「代理人理論」(agency theory)

廠商為提高員工的工作動機並保有員工，故在員工剛任職階段，付給員工的工資低於員工的實際生產力；但因其薪給按員工年資的增加而調升，且調幅高於生產力的增幅，故在某一時點開始跨越員工的實際生產力。所以，該理論的立基點與人力資本理論的「現貨市場理論」(spot market theory) 不同，因其係基於「生命期間流量之總和」(total of life-time stream) 之概念：個別

---

5 事實上，廠商特定人力資本對廠商所產生的淨值，將隨員工的預期僱用期間的延伸而增加。

勞動者的「生命週期勞動所得流量之總和」須等於其「生命週期生產力流量之總和」，故廠商可採取「初始低付、晚期高付」的薪給策略。

這種「延遲支付契約理論」(theories of delayed payment contracts) 的代表性文獻為 Lazard (1979, 1981) 對「為何必須強制員工退休？」之議題所做的理論分析。根據該理論，員工在職涯的早期以接受比其生產力還低的薪資方式，向廠商繳交「前金」(upfront money) 或向廠商購買等值的「債券」(bonds)；其後，廠商再以「超額補償」(excess compensation) 的方式，支付給員工比其真實生產力還高的超額薪資，其間的差額等於該前金的應得利息之和。迨員工退休，廠商再以年金的方式償還員工該前金；但是，若員工犯錯或離職，不但不償還其應得利息，甚且沒收該前金。如此，不但可防制員工怠惰與移轉的動機，且有助於廠商篩選員工及「工作磨合」(job matches)，並可驅使員工時時誠實勤奮、不敢怠懈至其退休的終止日，從而提升廠商的長期生產力與獲利能力。因此，White (1993) 稱該前金或債券為「績效債券」(performance bonds)。

Lazard 指出，這種勞動契約必會有終結日，因為，廠商僱用員工只會僱用到當其付給員工的「生命期間勞動補償流量之折現值的總和」等於其「生命期間勞動生產力流量之折現值的總和」之時點為止，一旦前者超過後者，廠商便會即刻停止與員工的雇用契約。但是，在職涯後期因員工所獲之超額薪資持續高於其真實生產力，故員工當然不會自願辦理退休。所以，現實社會須實施「強制退休政策」予以規範，並以給付退休年金的方式償還員工先前所繳的前金，以促使員工在該特定年齡自動辦理退休。

## (二)「效率工資理論」

廠商付給員工的工資高於市場均衡工資，能透過以下途徑來提升其生產效率：(1) 高於市場均衡水準的工資，可增加員工因偷懶被逮到而遭解僱的風險成本，故可防制簽訂勞動契約後員工便開始怠惰、可是因訊息不對稱而無法查知的道德危機。(2) 員工會將這筆高於市場水準的工資，視為是廠商送他們的「禮物」和具有公平性的「公平工資」(fair wage)，故會以更努力工

作的方式來回報廠商。(3) 高於市場均衡水準的工資，可阻挫員工離職移轉的動機，從而節省廠商招募與培訓重置員工等成本。(4) 若工作績效依存於真實能力，而保留工資又與真實能力呈正相關，則願以低薪接受工作的求職者顯然是一群能力較低的「無價值之物」(lemons)；若雇主因訊息欠缺而誤用他們，等於是做了「逆向選擇」(adverse selection)。但若廠商付給員工的工資高於市場均衡水準，則可誘使較多勞工前來「廠商門口排隊」(queue at the gate of firm) 求職，從而可從「較大池中」(bigger pool) 篩選到生產效率更好的員工，因而降低這種逆選擇的風險。因此，文獻將這種高於市場均衡工資的工資稱為「效率工資」。

效率工資因高於市場均衡工資，故必然會引發「非自願性失業」。但根據 Polachek and Siebert (1993)，效率工資雖能招來許多勞工前來排隊求職，但廠商並不會因此將其工資往下拉，因為，這樣做會使效率工資喪失其誘使現職員工努力工作的內建機制。尤其，不將工資水準往下拉，以經常保有一群勞工在廠門外等著求職，對廠商是有其絕對必要，因為，如此可迫使現職員工認為，他們必須更努力不懈，否則，其職位馬上會被這群等在門外的求職者給取代。所以，廠商不但需要、甚且須利用失業，來達成其促使員工為其效力的目的。

## 二、解釋變數之選取與設定

無論廠商特定人力資本理論、延遲支付、或效率工資給付，均屬長期雇用契約型式。比起新設立的小廠商，規模較大且悠久的廠商因較不可能倒閉且較關心企業的聲譽，故較不會去違背這種長期勞動契約之明文規定與承諾，從而勞資的僱傭關係相對也較為穩定。Huchens (1989) 和 Parsons (1986) 也指出，這種企業聲譽的追求與維持，絕對與企業規模有絕對的正相關。

根據 Mumford and Smith (2003)，其他廠商特性變數，如：行業、工作型態、工作場所環境、工作場所的「廠商特定固定效果」(firm-specific fixed effects)、貨幣與非貨幣的員工「附加福利」(fringe benefits)，也會影響員工的現職工作年資週期的長短。Polachek and Siebert (1983) 也指出，廠商内部的「升

遷與降職」(promotion / demotion) 機制，比起 Lazear 的免職或解雇，更能嚇阻員工怠惰。不過，因行政院主計總處的「人力資源暨運用調查」僅訪查其中的廠商規模別、行業別、就業型態、和工作型態等變數，故如表 1 所示，有關廠商特性變數，本研究將僅擇取這四個變數做為現職工作年資的解釋變數。

在就業和工作型態方面，該調查所訪查的項目相當齊全，如表 1 所示，前者有典型或非典型就業，後者有「全日或部分時間工作」及「兼職（差）與否」二個虛擬變數。因為上述企業聲譽、工作場所環境、廠商特定固定效果、員工附加福利、廠商內部升遷與降職機制是否完善等變數，顯然與廠商規模變數相關，故相信透過廠商規模變數之控制，必能有效控制這些變數對現職工作期間的影響。

員工的個人特徵變數，如：教育水準、一般經驗水準、職業等變數，以及人口變數，例如：性別、婚姻狀態、年齡等變數，也會影響其現職工作年資之長短。根據 Mumford and Smith 之研究，這些個人特徵變數因會影響員工在外邊的工作機會，故會影響其工作移轉頻率及現職工作年資的長短；而這些人口變數則會影響其工作移轉的交易成本，從而影響其現職工作年資。由於「人力資源暨運用調查」的訪查問卷涵蓋這些變數，故如表 1 所示，後續的實證模型也將其一併納為現職工作年資的解釋變數。

## 肆、實證分析

### 一、資料來源

本研究採用行政院主計總處 2012 年 5 月「人力資源暨運用調查」之 15 至 65 歲、並受雇於政府或民間部門之就業者的個體資料作為觀察樣本。有關受雇之就業者的定義和樣本篩選規則，請逕閱江豐富 (2006, 2011)，其中有詳盡說明，在此不再累述。採用該觀察樣本對式 (5") Weibull 現職工作期間模型迴歸的結果，列於表 2 第 1 欄。又，根據該欄所算出之現職工作年資的週期存活率與終止風險率，其「繪圖」(plots) 顯示，這兩個數值分別隨現職工作年資的增長而遞減、遞增。

表1 解釋變數及其定義

1. 人力資本變數：
  - (1) 正式教育年數變數： $SCHOOLING\ YRS = 0 \vee$  自修及不識字； $= 6 \vee$  國小程度； $= 9 \vee$  國中； $= 12 \vee$  高中職； $= 14 \vee$  專科； $= 16 \vee$  大學； $= 18 \vee$  碩士； $= 22 \vee$  博士。
  - (2)  $EXP = (\text{勞動市場經驗水準}) / 10 = (\text{年齡} - \text{正式教育年數} - 6) / 10$ ； $EXPSQ = EXP \times EXP$ 。
2. 主要工作場所的規模虛擬變數： $SMALL\ SIZED =$  小型企業（參考群）； $MED\ SIZED =$  中型企業； $LARGE\ SIZED =$  大型企業； $GOVT =$  政府機關。
3. 主要工作場所的行業別虛擬變數： $MANU | CONS =$  製造業或營造業。
4. 主要工作的就業型態虛擬變數： $ATYPICAL\ JOB =$  非典型就業。
5. 主要工作的工作型態虛擬變數：
  - (1)  $FULLTIME =$  全日工作；
  - (2)  $MOONLITE =$  兼職或兼差。  
註：兼職或兼差  $\equiv$  次要工作之（全日工作時數 + 部分時間工作時數） $> 0$ 。
6. 性別虛擬變數： $MALE =$  男性。
7. 婚姻狀態虛擬變數： $MARRIED =$  已婚且配偶存在者。
8. 主要工作場所的職業別虛擬變數： $ADMI =$  民意代表、主管及經理人員； $PROF =$  專業人員； $TECHNICIAN =$  技術員及助理專業人員； $CLERKS =$  事務支援人員； $SALES =$  服務及銷售人員； $AFFF =$  農林漁牧業生產人員； $CRAFT =$  技藝有關工作人員； $LABOR =$  機械設備操作工及組裝人員（含基層技術及勞力工）（參考群）。
9. 年齡組群虛擬變數： $AGED\ 15-29 =$  15-29 歲之青少年（參考群）； $AGED\ 30-44 =$  30-44 歲之壯年； $AGED\ 45-64 =$  45-64 歲之中老年。

## 二、Weibull 分析

同欄對應的估計值  $\hat{p} = 1.443 > 1$ ，故按式 (1) 和 (2) 的理論預期，現職工作時間的存活機率  $S(t)$  和終止風險率  $H(t)$  分別隨其存續期間的增長而呈遞減、遞增的態勢，而這正好與剛剛所提到的「繪圖」相吻合。

表 2 Weibull有母數對數存活模型之估計結果

解釋變數	Weibull 存活模型	比例風險模型	相對風險 (風險比率) 模型
Constant	-0.349 *** (-6.60)	0.504 *** (6.58)	1.655 *** (5.17)
SCHOOLNG YRS	0.307 *** (11.59)	-0.444 *** (-11.56)	0.642 *** (14.54)
EXP	0.970 *** (42.09)	-1.400 *** (-40.90)	0.247 *** (89.24)
EXPSQ	-0.087 *** (-24.66)	0.125 *** (24.42)	1.133 *** (22.96)
MANU   CONST	0.070 *** (5.60)	-0.101 *** (-5.59)	0.904 *** (5.88)
MED SIZED	-0.052 *** (-4.17)	0.075 *** (4.17)	1.078 *** (4.01)
LARGE SIZED	0.056 *** (3.48)	-0.081 *** (-3.48)	0.922 *** (3.63)
GOVT	0.175 *** (8.62)	-0.252 *** (-8.59)	0.777 *** (9.77)
SMALL SIZED	Reference Group	Reference Group	Reference Group
ATYPICAL JOB	-0.413 *** (-22.94)	0.595 *** (22.57)	1.814 *** (17.01)
FULLTIME	0.137 *** (5.00)	-0.197 *** (-5.00)	0.821 *** (5.52)
MOONLITE	0.010 (0.49)	-0.015 (-0.49)	0.985 (0.49)
MALE	0.012 (1.12)	-0.017 (-1.12)	0.983 (1.13)
MARRIED	0.131 *** (11.96)	-0.188 *** (-1.89)	0.828 *** (13.09)
ADMI	0.181 *** (5.63)	-0.261 *** (-5.63)	0.770 *** (6.43)
PROF	0.254 *** (11.69)	-0.367 *** (-11.64)	0.693 *** (14.06)
TECHNICIAN	0.199 *** (11.43)	-0.288 *** (-11.38)	0.750 *** (13.18)

表 2 Weibull有母數對數存活模型之估計結果 (續1)

解釋變數	Weibull 存活模型	比例風險模型	相對風險 (風險比率) 模型
CLERKS	0.200 *** (9.99)	-0.289 *** (-9.95)	0.749 *** (11.53)
SALES	0.100 *** (6.32)	-0.144 *** (-6.31)	0.866 *** (6.78)
AFFF	0.268 *** (8.72)	-0.386 *** (-8.70)	0.680 *** (10.62)
CRAFT	0.240 *** (14.17)	-0.347 *** (-14.07)	0.707 *** (16.82)
LABOR	Reference Group	Reference Group	Reference Group
AGED 30-44	0.087 *** (4.14)	-0.125 *** (-4.14)	0.883 *** (4.41)
AGED 45-65	-0.017 (-0.50)	0.025 (0.50)	1.025 (0.50)
AGED 15-29	Reference Group	Reference Group	Reference Group
$\hat{p}$	1.443 *** (210.93)	-	-
$\bar{\lambda}$	0.125 *** (197.87)	-	-
$\bar{\lambda}^{-1}$	8.03 ***	-	-
$e^{\bar{x}'\hat{\gamma}}$	-	-	0.05
NOBS	26,655		
Log(Likelihood)	-33,286		

註 1：括弧內之數值為係數的估計值除以其標準誤。

註 2：\*\*\* 表在  $\alpha = 1\%$  顯著水準下為顯著估計值。

註 3： $\bar{\lambda} = \exp(\bar{x}'\hat{\beta})$ ，係軟體根據第貳節  $\lambda_i = \exp(x_i'\beta)$  之等式所算出的平均值，其中， $\bar{x}$  為樣本平均值向量； $\bar{\lambda}^{-1} = \exp(-\bar{x}'\hat{\beta})$ ，為由前者之倒數直接算得的。

註 4： $\bar{x}'\hat{\gamma} = \bar{x}'\left(\frac{\hat{\beta}}{\hat{\sigma}}\right) = \frac{\ln \bar{\lambda}}{\hat{\sigma}} = \frac{\ln 0.125}{0.693} \approx -3.00 \Rightarrow e^{\bar{x}'\hat{\gamma}} \approx 0.05$ 。

根據式 (5") 或 (7)，因共變數向量  $x_i$  的係數向量為  $-\beta$ ，故若  $-\beta > 0$ ，則  $x_i$  對具有  $x_i$  之主體的現職工作期間  $T$  具有正面影響。如欄 1 所示，這些共變數涵蓋：正規教育年數、市場經驗水準、大型企業、政府部門、全日工作、已婚且配偶存在以及 30-44 歲壯年。反之，非典型工作和中型企業二變數，不但對  $T$  產生負影響，且加速  $T$  的消逝速度和風險率，因其  $-\hat{\beta} < 0$ 。而以上這些變數其係數估計值都高達 99% 的統計顯著水準。本文臆測任職中型企業者的現職工作年資反而短於任職於小型企業者之原因，可能是樣本內有為數不少的基層職別者，其工作移轉率本就較高，且自己和資方對其本人進行廠商特定人力資本投資的意願均甚低，更深化其勞動移轉傾向。

同欄顯示，主要工作之外還兼有次要工作的兼職（差）者 (MOONLITER)，其兼職（差）對現職工作年資並無顯著的影響。性別變數 (MALE) 顯示，男女性的現職工作年資並無統計上的顯著差異。究其原因，乃樣本內某些職門不是所需的人力資本相對較高，就是相對較適合女性的非體力型工作，加以因多數女性非家計生活的主要負擔者，故工作上只求得安定，致使教育程度較高或體力較弱的女性員工就任現職後，即少於移轉工作。反之，同是高學歷男性，可能因擁有相對充分的勞動市場信息，又因是家計生活的主要支柱，故往往有較大的誘因誘使其藉由工作移轉以賺取更高的薪資所得。最後，已婚且配偶存在者 (MARRIED) 的現職年資在統計上均顯著高於其他婚姻狀況者，足見，已婚者因有家計生活負擔，故不輕言工作移轉；工作也較不敢怠惰，故較不會遭現職廠商汰換。

職業虛擬變數顯示，現職工作年資依序以專業人員 (PROF)、農林漁牧業生產人員 (AFFF)、「民意代表、主管及經理人員」(ADMI) 及技藝有關工作人員 (CRAFTS) 為最長，而以「機械設備操作、組裝人員、基層技術勞力工」(LABOR) 為最短，且其解釋能力皆達 99% 以上的統計顯著水準，故而符合一般預期。

年齡別虛擬變數顯示，在  $\alpha=1\%$  的顯著水準下，年齡介於 30-44 歲的壯年工作者的現職工作年資比 15-29 歲的青少年顯著來得長；15-29 歲的青少年又比 45-65 歲的中高齡者來得長，不過未達顯著水準。Zwick (2008) 的實證顯示，雖然，第叁節中的 Lazear 年資薪資具有年資效果，能促使廠商保留現職高年資員工，但也會因此對高齡求職者造成「外鎖效果」(lock-out effect)，即：因高齡求職者的起

薪與使用成本皆較高，且其將來在廠內效勞的年限也較短，故廠商傾向將其「鎖在廠外」而不雇用他們，不但因而造成德國高年資的高齡員工在廠內的占比偏低，更造成德國高齡失業者求職時面臨極大困境。

而雇主對廠商特定人力資本的需求，無疑會對剛畢業或初入職場之青少年的尋職與就業產生極負面的打擊。因為，青少年沒有任何現職年資或廠商特定人力資本之累積，本就難有機會應徵到工作；而且，縱使他們能應徵到工作，但相較於廠內年長的資深員工，因其現職年資或廠商特定人力資本的累積存量相對較少，致其在廠商的「內部勞動市場」(internal labor market) 居於相對競爭弱勢，因而易成為廠商解雇、裁員的對象，且其移轉工作的動機也較大。

### 三、加速生命分析

在現職工作存活週期之「加速終止（失敗）因子」方面，將第 1 欄式 (5") 的係數估計值  $-\hat{\beta}$  之負值和個人特徵向量之平均值  $\bar{x}$  代入第貳節的  $\lambda_i = e^{x_i' \beta}$ ，可算得具有個人特徵共變數之平均主體的  $\bar{\lambda} = e^{\bar{x}' \hat{\beta}} \doteq \frac{1}{8} \Rightarrow \bar{\lambda}^{-1} = e^{-\bar{x}' \hat{\beta}} \doteq 8$ ，如該欄尾端所示。所以，根據式 (7)，具  $\bar{x}$  之平均主體，其現職工作期間的存活時間  $\bar{t}$  約為不具特徵共變數的參考主體的平均存活時間  $\bar{T}_0$  之 8 倍，故後者的現職年資的存活週期過得比前者約快 8 倍。同理，按式 (8) 和 (10)，前者的現職工作期間  $\bar{t}$  在第  $t$  年仍能存活的機率，等於後者大約在第  $\frac{t}{8}$  年的可存活的機率；尤其，其現職工作期間  $\bar{t}$  在第  $t$  年的終止風險率，只等於後者在約第  $\frac{t}{8}$  年的終止風險率之  $\frac{1}{8}$  倍。由於現職工作年資的週期存活率和終止風險率，分別隨現職工作年資的增長而遞減、遞增，故這些分析顯示，該參考主體的現職年資之終止與老化速度，顯然遠遠快過於具有個人特徵變數者。<sup>6</sup>

---

6 因此，若狗的平均壽命為 10.5 歲，人類的平均壽命為 84 歲，則狗的生命週期之平均老化或消逝的速度比人類「加速」了 8 倍，故平均代表性人類的生命週期在  $t$  歲的終止風險率，僅及平均代表性狗類的生命週期在約  $\frac{t}{8}$  歲時的終止風險率之  $\frac{1}{8}$  倍左右。

#### 四、比例風險與相對風險（風險比率）分析

採用表 2 第 1 欄式 (5'') 的係數估計值  $-\hat{\beta}$  和  $\hat{\sigma}$ ，並按式 (12) 所算得的比例風險與相對風險的估計值向量  $\hat{\gamma}$  和  $e^{\hat{\gamma}}$ ，分別列於同表第 2、3 欄。統計檢定結果顯示，前者「異於 0 之統計顯著水準」，以及後者「異於 1 的統計顯著水準」，均與第 1 欄對應估計值的統計顯著水準吻合。不過，前者與第 1 欄的正負符號剛好相反，此係因如式 (5''') 與式 (2') 所示， $x_i$  對  $T$  的持續期間之影響，與其對  $T$  的終止風險率之影響呈反向。而後者的符號全為正值，此係因其為兩種不同特徵者的風險率之相對比值。

若  $-\hat{\beta} > 0$  且愈大，則當  $x_i$  的值上升，現職工作期間及其存活率的升幅愈大；而且，根據式 (11') 和 (12) 其終止的風險率不但會下降，且其下降的比例  $(\gamma = \frac{\partial H(t, x_i)}{\partial x_i} / H(t, x_i) < 0)$  也愈大。所以，若正規教育年數或經驗水準增加、或工作型態為全日工作者，則其現職工作期間愈長；而與此相對應的是，其終止風險率的下降比例也愈高。其中，以教育水準對現職工作期間的加乘效果、及其對現職工作期間之終止風險率造成的減緩率為最大。

同理，若  $-\hat{\beta} < 0$  且其絕對值愈大，則當  $x_i$  的值上升， $T_i$  及其存活率的降幅愈大；而且，其  $H(t, x_i)$  會上升，且該上升的比例  $(\gamma = \frac{\partial H(t, x_i)}{\partial x_i} / H(t, x_i) > 0)$  也愈大。這可任選表 2 第 1 欄係數估計值為負的解釋變數如 ATYPICAL JOB，並同樣按根據式 (11') 和 (12) 計算其對終止風險率所造成的變動率後，進行比較而得知。該結果顯示，非典型工作者的現職工作期間在第  $t$  期比典型工作者短少 41.3%；且其對應的終止風險率  $H(t, x_i)$  比典型工作者高出 59.5%。因此，非典型就業對現職工作期間所造成的負面影響、及其對現職年資的終止風險率所造成的加乘百分比，均不容小覷。

式 (11''') 的相對風險係數  $(e^{\gamma_j})^{x_j}$  顯示，當係數估計值  $0 < e^{\hat{\gamma}_j} < 1$ ，若其所屬之特徵變數  $x_j$  愈大，則具該特徵變數者相對於參考主體的「風險比率」就愈低，故前者的現職工作期間之終止風險率相對於後者的比率也就愈低。同理，當  $e^{\hat{\gamma}_j} > 1$  時，若其所屬的  $x_j$  愈大，則情況剛好相反。所以，第 3 欄相對風險係數估計值向

量  $e^{\hat{\gamma}}$  的計算結果顯示：(1) 具有教育程度或市場經驗水準者、任職於製造業或營建業者、任職於除「機械設備操作、組裝人員、基層技術勞力工」以外的各職業、任職於政府部門或大型企業者、全日工作者、已婚且配偶存在者、年齡為 30-44 歲的壯年者，因其係數估計值在  $\alpha = 1\%$  的顯著水準下顯著小於 1，故其現職年資的終止風險率，不但比參考主體、且比相反狀況者來得低。(2) 非典型工作者，因其係數估計值在  $\alpha = 1\%$  的統計顯著水準下顯著大於 1，故其現職年資的終止風險率，不但比參考主體、且比典型工作者來得高。(3) 由於  $e^{\bar{x}'\hat{\gamma}} \approx 0.05$ ，故根據式 (11")，具平均個人特徵向量之主體的現職年資在第  $t$  年終止的風險  $H(t, \bar{x})$ ，僅為平均參考主體的  $\bar{T}_0$  在同年終止之風險  $H_0(t)$  的 5%。

## 伍、結論與政策涵義

鑒於現職工作期間資料具有「右邊無法被觀察」和「左尾較肥、右尾較瘦」的最小極值次數分配型態，本研究乃採用「Weibull 有母數對數線型持續模型」估計臺灣的現職工作年資。為能確實使用 Weibull 的分析方法，且為使該模型能「適合」(fit) 觀察資料，本研究透過最小極值理論解構該持續模型與 Weibull 分配之關係，並探討其兼具的「加速時間失敗」與「比例風險」計量。

採用 2012 年 5 月行政院主計總處「人力資源調查暨附帶之人力運用調查」的個體資料對該持續模型進行迴歸，主要實證結果如下：正式教育年數或勞動市場經驗水準等人力資本存量愈高者、任職於大型企業或政府部門者、就業型態為具有「非定期」與「明確」的僱傭關係之典型就業者、工作型態為全日時間工作者、已婚且配偶存在者、或 30-44 歲的壯年群體者，則其現職工作年資較其他情況或反向情況者來得長。

加速失敗時間分析的實證結果有二：(1) 具有個人特徵共變數之平均主體的現職工作年資的存活時間，約為不具個人特徵共變數之平均參考主體的 8 倍，故後者的現職工作期間過得（或老化、消逝得）比前者快約有 8 倍之多。(2) 具有個人特徵共變數之平均主體，其現職工作期間在第  $t$  年仍能存活的機率，高達不具任何個人特徵共變數之平均參考主體約在更早的第  $\frac{t}{8}$  年仍能存活的機率。而前者的現職

工作期間在第  $t$  年終止的風險率，僅等於後者約在更早的第  $\frac{t}{8}$  年的終止風險率之  $\frac{1}{8}$  倍左右。這種生命加速失敗模型原本源自於生物的「生命期間 (life span) 加速終止理論」。

比例風險與相對風險的計量顯示：所有能對現職工作期間造成加乘效果、並對其終止的風險率產生減緩效果的變數中，以正規教育所產生的效果最大。因此，提升教育水準，絕對有助於勞工的現職工作年資之延伸與就業之穩定。而且，市場經驗水準也有相同的效果，故勞工的勞動力參與期間之累積，有助於其現職年資之累積與就業的安定，而這也證實勞動經濟學上的「登上工作階梯的任何一步，都是使就業長治久安的重要一步」之定律。

反之，在所有會對現職工作期間造成逆向效果、並對現職工作期間終止的風險率產生雪上加霜效果的變數中，以非典型就業的效果為最大。因此，針對當前日益飆升的派遣勞力及其所延伸的雇用紛擾問題，必須及早謀求因應對策。美國「國家勞動關係委員會」(National Labor Relations Board) 曾指出：(1) 明確化要派公司與派遣公司須「共付相同責任」的雙重勞僱關係，絕對優於只以條件方式界定要派公司為共同雇主的做法。(2) 必須限制派遣勞工在要派公司內的人數比率，以限縮要派公司能隨意變換勞工、關廠或退出產業的空間，才能促使要派公司基於派遣契約之簽定內容遵行相關法規，從而充分保障派遣勞工的權益，並改善過往派遣勞工遇礙求償無門的窘境。相信，這是國內勞政單位在謀求派遣勞力之因應對策時可參酌的方向。🌀

1. 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》, 37(1), 69-111。
2. 江豐富 (2011), 「失業、非典型就業的人口組成與工資率分析」, 《臺灣經濟預測與政策》, 42(1), 75-118。
3. 江豐富 (2016), 「臺灣現職工作期間之存續分析—兼具加速失敗時間與比例風險計量的 Weibull 分析」, 《中央研究院經濟研究所學術研討論文》2016-02-15。
4. Abraham, K. and H. Farber (1987), "Job Duration, Seniority, and Earnings," *American Economic Review*, 77(3), 278-297.
5. Baum, C. and C. Ruhm (2013), "The Effects of Paid Family Leave in California on Labor Market Outcomes," *NBER Working Paper*, No. 19741.
6. Clark, R. and N. Ogawa (1992), "Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States," *American Economic Review*, 82(1), 336-345.
7. Corelli, A. (2012), "The Tale of the Tail: Extreme – Value Patterns of Financial Returns", *The Journal of Risk Finance*, 13 (5), 507 – 516.
8. Cox, D. and D. Oakes (1984), *Analysis of Survival Data*, London: Chapman and Hall.
9. Dustman, C. and C. Meghir (2005), "Wage, Experience and Seniority," *Review of Economic Studies*, 72(1), 77-108.
10. Hashimoto, M. (1981), "Firm Specific Human Capital as a Shared Investment," *American Economic Review*, 71(3), 475-482.
11. Hashimoto, M. (2001), "Firm-Specific Human Capital as a Shared Investment: Reply," *American Economic Review*, 91(1), 348-49.
12. Hashimoto, M. and J. Raisin (1985), "Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States," *American Economic Review*, 75(4), 721-735.

13. Hutchens, R. (1989), "Seniority, Wages and Productivity: A Turbulent Decade," *Journal of Economic Perspectives*, 3(4), 49-64.
14. Kalbfleisch, D. and R. Prentice (1980), *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York: John Wiley & Sons, Inc.
15. Karabarbounis, L. and B. Neiman (2014), "The Global Decline of the Labor Share," *Quarterly Journal of Economics*, 129(1), 64-103.
16. Lambert, P., D. Collett, A. Kimber, and R. Johnson (2004), "Parametric Accelerated Failure Time Models with Random Effects and an Application to Kidney Transplant Survival," *Statistics in Medicine*, 23(20), 3177-3192.
17. Lazear, E. (1979), "Why is There Mandatory Retirement," *Journal of Political Economy*, 87(6), 1261-1284.
18. Lazear, E. (1981), "Agency, Earnings Profiles, Productivity and Hours Restrictions," *American Economic Review*, 71(4), 606-620.
19. Mumford, K. and P. Smith (2003), "Determinants of Current Job Tenure: A Cross Country Comparison," *Australian Journal of Labour Economics*, 6(3), 435-451.
20. Parsons, D. (1986), "The Employment Relationship: Job Attachment, Work Effort, and the Nature of Contracts," in Ashenfelder, O. and R. Layard (eds), *Handbook of Labor Economics*, 1, Amsterdam: North Holland.
21. Polachek, S. and S. Sieber (1993), *The Economics of Earnings*, Cambridge: Cambridge University Press.
22. White, M. (1993), "Delayed-Payment Contracts as a Means of Discouraging Unionization," *Journal of Labor Research*, 14(4), 423-438.
23. Zwick, T. (2008), "The Employment Consequences of Seniority Wages," *ZEW Discussion Paper*, No. 08-039, Mannheim, Germany: Center for European Economic Research.