臺灣經濟預測與政策
中央研究院經濟研究所
47:1 (2016), 67–106

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

江豐富*
中央研究院經濟研究所
暨國立政治大學經濟學系

關鍵詞: 現職工作年資、Weibull 存續分析、加速失敗時間、比例風險

JEL 分類代號: J24, J53, J63

---

* 聯繫作者: 江豐富, 中央研究院經濟研究所, 臺北市 115 南港區研究院路二段 128 號。電話: (02) 2782-2791 分機 312; 傳真: (02) 2785-3946; E-mail: fjiang@econ.sinica.edu.tw。

摘　　要

本文根據人力資本理論, 探討「現職工作年資」與「職涯年資」之不同及其影響變數。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」等特性, 本文乃根據「Weibull 有母數對數線型持續分析」設定現職工作年資持續估計模型, 並解構 Weibull 的模型設定及其兼具的「加速時間失敗」與「比例風險」等計量機制。採用 2012 年 5 月行政院主計總處「人力資源與運用調查」的個體資料估計該模型, 主要結果如下: 一、現職工作年資隨教育水準、一般經驗水準、大型企業或政府部門、典型就業、全日工作、已婚且配偶存在、30–44 歲壯年組等變數正向移動; 但隨任職於中小型企業、非典型就業、部分時間工作、無婚姻狀態、45–65 歲中高齡組等變數反向移動。二、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」快約 8 倍。三、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和相對風險比率產生減緩效果的變數中, 以正式教育年數的效果爲最大。反之, 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及相對風險產生加乘效果的變數中, 以非典型就業的效果爲最大, 且不容小覷。

1. 前言

「現職年資」(tenure with current employment), 又稱「現職工作年資」(current job tenure) 或「現職工作期間」, 意指個別勞動者在目前任職廠商所累積的時間長度。現職年資的高低, 與勞資雙方的互依性和員工就業的長期穩定性呈正相關。

年輕勞動力確能爲廠商帶來新的「製造年代」(vintage) 之人力資本與技術, 致使廠商有強烈動機去保有足量的新僱者。但是, Clark and Ogawa (1992) 的研究卻也顯示, 由於高、低年資勞動力擁有的人力資本與技術之製造年代不同, 故這兩種勞動力的替代彈性並非無窮大, 而且, 他們也絕非完全無互補性; 因此, 爲使企業能順遂經營, 廠商往往須同時僱用適量的高年資員工以提供其所需的經驗。所以, 員工年資的長短, 在某種層面代表廠商「內部勞動市場」的勞資互依性, 故關係到內部員工的「就業能力」(employability) 與長期就業安定。

在人事經濟學裡, 有多種理論可用來論證: 在長期間, 勞資互依性能同時對廠商生產力與員工就業安定之維續產生正面的影響, 其中又以「代理人理論」(agency theory) 最具代表性。根據該理論, 廠商爲提高員工的工作動機並留住員工, 故在員工任職的起始階段, 付給員工的工資不但較低、且低於其實際勞動生產力, 但因其薪資給付係按員工年資的增加而調升, 且調升的幅度高於生產力增加的幅度, 致在某一時點便會開始跨越員工的實際生產力。這種薪資給付制的立論係基於: 個別勞動者的「生命期間總流量」(total of lifetime stream), 亦即「生命週期勞動所得流量之加總」, 須等於其「生命週期生產力流量之加總」, 故廠商的薪給制度可採取這種「初始低付、晚期高付」之策略。

這種「延遲支付契約理論」(theories of delayed payment contracts), 最初由 Lazear (1979, 1981) 提出, 後續有 Harris and Holmstrom (1982) 和

Holmstrom (1983, 1999) 的相關理論。根據 Lazear (1979, 1981) 之論述, 個別員工在職涯早期接受的薪資比其生產力還低, 似同是繳交一筆「前金」(up-front money) 給廠商, 或向廠商購買等值的「債券」(bonds); 爾後, 廠商再以「超額補償」(excess compensation) 的方式, 付給員工比其真實生產力更高的超額薪資, 且該超額薪資應等於員工的真實生產力加上該筆前金應得利息之總和。迨員工退休, 廠商再以年金的方式償還員工該債券。但是, 若員工犯錯或離職, 則不但不償還其這筆應得利息, 甚且沒收這筆前金。[1] 這樣做可驅使員工一直誠實勤奮、不敢怠懈至其退休日爲止, 故不但有助於勞資互依之長期維續, 也有助於廠商長期生產力與獲利能力的提升, 故 White (1993) 將這筆前金稱爲「績效債券」(performance bonds)。

不過, 自 1980 年代初期以來, 多數工業國家之國內生產毛額 (GDP) 中的「勞動份額」卻轉趨下滑。Karabarbounis and Neiman (2014) 該將該全球性現象歸因於資訊科技 (information technology, IT) 進步和電腦世紀。其實證研究顯示, 在勞動份額下降中, 約有一半可歸因於: 由於 IT 與電腦科技躍進, 導致生產投資財的技術改良, 快過於生產消費財的技術改良, 致使投資財的產量相對於消費財大幅提升, 投資財相對於消費財的相對價格也因而降低, 並因此誘使廠商之投入組合由過去的勞動密集轉變成資本密集型態, 從而使 GDP 中勞動份額下降、而資本份額上升。Karabarbounis and Neiman (2014) 並直言, 這種資本密集的技術成長, 一方面造成先進國家企業所得加速增長、但實質工資成長減緩, 另一方面也因此導致企業儲蓄快速竄升、家庭儲蓄大幅滑落, 致使社會所得分配惡化。可見, 這種全球勞動份額下滑的趨勢, 意味著資方對勞動力的依存度正在逐漸降低, 而且, 員工就業的長期穩定性也正被侵蝕中。

雪上加霜的是, 1990 年代以來, 企業爲降低勞動成本與提升人力資源的彈性運用, 以因應市場瞬息萬變和提升全球競爭力, 紛紛採取「彈性勞動」的

[1] 員工怠惰被逮到即被解僱, 此時, 若他移轉到別處工作, 但卻無法取回該年金 (前金), 因而該年金「無法被攜帶」(non-portable) 到別的工作場所, 故這種年金被稱爲「非投資性年金」(non-invested pension)。反之, 若員工移轉到別處工作, 且他能取回該年金並將它「攜帶」到別的工作場所, 則這種年金被稱爲「可攜帶年金」(portable pension) 或「投資性年金」(invested pension)。

需求策略, 導致傳統「典型就業」機會日益減少, 而臨時性、短期性、季節性、特定性、部分時間、及派遣人力等定期契約的「非典型就業」型態快速崛起 (江豐富, 2011)。根據主計總處「人力運用調查報告」, 光是 2008 至 2013 五年間, 臺灣臨時性、派遣人力等非典型工作人數就由 497 千人增至 589 千人, 增幅近乎 19%; 其中以 15 至 29 歲青年增幅更大, 接近 30%。在 2013 年間, 部分時間工作與非典型就業人數之加總更直逼百萬, 約爲當年臺灣年平均就業人口 (10,967 千人) 的 9.02%。

非典型就業最爲人所詬病的問題在於, 臺灣現行勞動法令中, 尚無明文對其勞資關係進行有效規範, 致使其問題叢生、無法長期維繫, 對這類受僱者的就業穩定與勞動保障造成莫大負面影響。以派遣工作爲例, 其所衍生的問題, 諸如: 派遣工的僱用不安定、要派單位之雇主責任不明確、派遣單位剝削派遣工、派遣工與正職工之差別待遇等, 至今國內仍無法可循。

加以因和派遣工締結勞動契約的「派遣機構」與使用派遣勞力的「要派公司」二者分離, 致使對派遣工的責任歸屬問題, 無法明確界定。因此, 要派公司往往將其所應負之雇主責任, 全數推給「派遣機構」; 但是, 派遣機構的資本規模通常較小, 其承擔風險的能力有限, 致派遣工遇到職安事故時往往求償無門。所以, 常可看到要派公司與派遣勞工的勞動使用關係不變, 可安然坐享原班派遣勞力之使用; 但派遣機構卻藉由公司行號的更迭, 一次次地將其所應付的勞工責任規避掉。尤其, 派遣勞工的權益也被迫須隨派遣機構的頻繁更迭, 一次次地與派遣機構更換勞動契約, 致其原本累積的「年資」全數付之東流, 且年資所衍生的相關權益, 如特別休假、資遣費等, 也一併付諸流水, 徹底瓦解《勞動基準法》第 84–2 條「勞工工作年資自受僱之日起算」之規定。

因非典型就業的給付制度具有「按件計酬」(piece pay) 特性, 理論上本就不可能有長期僱用關係出現。Bayo-Moriones et al. (2004) 的實證結果即指出, 採取年資給付制的廠商, 較不會對員工採取像按件計酬的「顯性激勵」(explicit incentive) 策略, 相反的, 他們較傾向於以人力資源管理策略來維持長期僱用關係。White (1993) 之實證研究也證實, 類似 Lazear (1979, 1981) 所提議的「隱性激勵契約」(implicit incentive contract) 之長期僱用制度, 較不可能實施按件計酬的給付制度。

面對以上當前勞動市場問題, 本文的主要目的有三: 一、從文獻中搜尋影響個人現職工作年資的可能變數。二、建立實證模型, 探討這些可能變數對個人現職工作年資的解釋能力、影響方向及政策意涵。由於個人現職工作期間長度之資料, 不但具有「右邊無法被觀察」的問題, 且具有「左尾肥厚, 右尾瘦薄」的最小極值次數分配之特性, 亦即: 在次數分配圖上, 左端現職工作期間較短者的人數衆多、右端較長者的人數稀少, 故本文擬採用「Weibull 的有母數對數線性持續模型」, 估計這些解釋變數對現職工作期間的影響。三、本文對 Weibull 的估計方法之探討, 將異於計量文獻陳述之內容, 因爲本研究將側重於該估計方法的理論解構, 以及其所兼具的「加速失敗時間」與「比例風險」之內建計量機制。

爲使以上研究目的順遂進行, 以下內容共分四節: 第二節根據廠商特定人力資本理論, 探討現職年資與職涯年資之不同及其決定因素。第三節提出實證方法, 探討「Weibull 有母數對數線性持續模型」的構成、及其「加速失敗時間」與「比例風險」的計量內建機制。第四節提出實證分析。第五節提出結論與政策涵義。

2. 現職工作年資、廠商特定人力資本及其影響因素

2.1 現職工作年資與勞動市場經驗水準

由於現職廠商不會以「一般性人力資本」作爲其人力資本投資的標的, 也不願承付這種人力資本的投資成本, 所以文獻上的人力資本模型, 都假定一般性人力資本的投資成本或訓練成本全數是由勞工負擔, 而不是由廠商負擔 (Ben-Porath, 1967; 江豐富, 2008)。因此, 若員工所擁有的主要技能屬於一般性人力資本, 則當其進行工作移轉、或當廠商將其解僱時, 廠商對所需重新招募的「重置員工」(replaced workers) 不需負擔這種訓練成本。另一方面, 因這種人力資本亦適用於別的廠商, 故這類員工轉換工作的困難度也較低。所以, 乍看之下, 若員工所擁有的主要技能屬於一般性人力資本, 則他被廠商解僱的機

率似乎較高, 且其移轉到別的廠商工作的「移轉率」(turnover rate) 似乎也較大。不過, 廠商解僱員工後, 爲維持其原先的生產與銷售水準, 馬上需面臨「重置成本」(replacement costs), 例如: 重新招募員工的「募集成本」(recruiting costs) 或訓練成本, 而這些成本會阻挫其部分或全部的解雇員工之動機; 另一方面, 因別的廠商有其特定的生產或銷售制程, 故若員工移轉到別的廠商工作, 也會遇到移轉的「障礙」(barriers), 從而阻挫員工移轉的動機。因此, 一般性人力資本投資或訓練的累積對現職廠商工作年資的正負影響方向, 無法被事先預期。

反之, 因現職廠商願以「廠商特定人力資本」作爲其人力資本投資的標的, 故而願對這類人力資本承付部分或全數的投資成本 (Hutchens, 1989)。所以, 人力資本的文獻, 均將廠商特定人力資本的投資或培訓成本, 設定爲由廠商與勞工共同分攤 (Hashimoto, 1981, 2001)。[2] 一方面, 因若隨意汰換這類員工, 廠商必須對重新募集的新員工投入某一比率或全數的這類人力資本的投資成本, 另一方面, 又因這種人力資本不完全 (或完全不) 適用於別的廠商, 致員工轉換工作的困難度較大, 所以, 若一勞工所擁有的技能主要是屬於廠商特定人力資本, 則不但他被廠商解僱的機率較低, 且其移轉到別的廠商工作的動機也較小, 故其在現職廠商工作的年資相對也較長。[3] 因此, 若假設廠商特定人力資本是經由「在職訓練」(on-the-job training, OJT) 或「藉工作學習」(learning by doing) 的「學後」(post-school) 人力資本投資方式形成, 則這些論述也就成爲文獻上常以「現職年資」(tenure with current employment) 作爲廠商特定人力資本存量的替代變數 (proxy) 之主因 (Abraham and Farber, 1987; Dustman and Meghir, 2005; Zwick, 2008)。Krause

---

[2] 文獻通常將廠商特定人力資本設定爲勞資雙方的「共同投資品」(shared investments)。其理由如下: 由於對於人力資本投資的「報酬獲取能力」(capturability of returns) 之評估與協商, 具有交易成本存在, 故當勞、資雙方在評估與協商廠商特定人力資本投資在未來對他們所產生的報酬時, 均會面臨「不確定性」, 以及這些不確定因素所造成的風險成本, 而這導致雙方都不願獨自而只願「共同投資」這些人力資本 (share the investments in the human capital)。換言之, 因爲人力資本投資報酬的「隨機誤差因子」(components of random error) 之分配不會在當其值等於 0 時「退化」(degenerate), 故現職廠商與員工對於雙方未來雙方的僱傭關係均存有「切離」(separate) 的潛在動機, 從而他們不願獨自而只願「共同」承擔這些人力資本的投資成本 (Hashimoto, 1981, p. 480)。

[3] 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。

(2012) 則稱其爲「現職工作年資」(current job tenure) 或「現職工作期間」, 因它係現正任職於某一「特定」廠商所累積的時間長度。

同理, 若假設一般性人力資本也是經由在職訓練或邊做邊學的人力資本投資途徑所形成 (Ben-Porath, 1967; 江豐富, 2008), 則因這種人力資本具可攜性, 無論勞工進入勞動市場後曾移轉過多少次工作或曾替換過多少雇主, 只要其學後勞動參與的生命週期「未中斷」(non-intermittent) 過, 則這種人力資本形成的「時徑」(time path) 也不會中斷 (Jiang, 1987a, 1987b, 1992; Mincer and Polachek,1974; Polachek, 1975)。因此, 文獻通常以「學後勞動市場經驗水準」, 即: (年齡 − 正規教育年數 − 6), 作爲個別勞動者一般性人力資本存量的替代變數。Krause (2012) 將其直稱爲「職涯經驗」(career experience), 因它係勞動者完成「正式 (規) 在學教育」(formal schooling) 後, 進入勞動市場任職於所有「任何」廠商所累積的時間長度。又, 根據 Ben-Porath (1967), 學後一般性人力資本的存量是隨市場經驗年數的增加而以遞減的速度遞增, 故 Mincer (1974) 將「生命週期人力資本勞動所得」設定爲勞動市場經驗水準的「下凹」(downward concave) 可微分函數。

2.2 影響現職工作年資之可能因素

廠商特定人力資本可被視爲是廠商與員工間的一種交易標的。根據 Polachek (1980) 的「國際衝突理論」, 若員工擁有的這類人力資本存量愈多, 且廠商對這類人力資本投入的需求愈大, 則勞雇雙方從該交易中的獲利愈多, 雙方發生衝突所需付出的損失也因此愈大, 從而雙方的交易會愈頻繁, 且發生衝突的頻率也愈少。在此情況下, 廠商解僱員工的動機自然就愈低, 員工對工會與罷工的需求也會愈低, 進而延展勞資間的僱傭時程 (time or planning horizon)。尤其, 根據廠商特定人力資本理論和策略管理學, 因企業的競爭優勢主要在於「企業特定知識存量」(enterprise-specific knowledge stock) 之優勢, 故其「永續競爭優勢」(sustainable competitive advantage), 就是不斷創造新的「企業特定知識」所帶來的永續不絕的創新優勢, 因此, 根據衝突理論, 這能深化廠商與其員工的長期互依關係。

Krause (2012) 指出, 私立老人療養院的護理主任, 係療養院內最頂層管理團隊的成員之一, 因其主要職責在於協調、執行與監督院內看護工作的輸送, 故其人力素質直接關係著療養院的照護品質。其實證結果顯示, 雖然各療養院所提供的勞務都是照護, 但他們所提供的照護卻具有「異質性」, 以致每一所療養院員工的在職人力資本形成均具有「院所特定學習曲線」(learning curve unique to nursing home); 因此, 若護理主任在其任職的療養院內所學習到的「院內特定」協調、執行與監督等技能或人力資本愈多, 則其療養院的照護品質所獲得的評分也就愈高, 故其擔任護理主任之現職工作年資也就愈長。所以, 護理主任之現職工作年資與其任職療養院的照護品質呈正向關係。反之, 若護理主任的工作移轉率愈高, 則他將面臨不斷的「人力素質溶解」(quality meltdown), 因在每一次的工作移轉中, 其原有的「院內特定」技能或人力資本都會因無法被攜至新任職的療養院繼續使用, 而成爲無用武之地的「被折舊掉」之人力資本 (江豐富, 2008)。

若以公共經濟學的角度來看, 廠商特定人力資本, 可被視爲是雇主進入產業經營所需購置的「準固定要素」(quasi-fixed factors), 否則他無法進行生產 (Oi, 1962)。因爲廠商特定人力資本不完全 (或完全不) 適用於別的廠商, 故若雇主離開產業或關廠, 他無法透過將這些人力資本出售給別的廠商使用之方式將這筆投資成本回收回來, 故這種準固定要素成本又可被視爲是一種雇主無法回收的「準沈積資本成本」(quasi-sunk capital costs)。Rachid (1988) 指出, 爲提高產品的品質, 這種「無法回收的」(irrevocable) 沈積固定成本之呈現, 是有其絕對必要性的, 因爲它清楚的告訴消費者: 你們所要購買的產品之生產者就在這兒, 絕對跑不掉。反之, 若產業的進出爲「即來即去的進入」(hit-and-run entry) 之型式, 則表進入這種產業不需有任何的固定成本投入, 故這種產業內雖有許多廠商存在, 但因他們絕多數都是該產業的「短暫過路客」(transients), 故他們不會有太多的動機去關心產品的品質與企業的聲譽。所以, 一個使用較多廠商特定人力資本的廠商, 其產品的品質與聲譽相對上較高, 故而較不輕言退出產業, 也較不會任意解僱其員工。

一般而言, 若個別廠商的生產規模愈大, 則其所擁有的廠商特定生產技術就愈多, 因此, 爲使生產能順遂進行, 其對員工施予「廠商特定在職訓練」的

需求就愈大, 故其對這種準固定要素的投入也就愈多, 從而員工獲得廠商特定在職訓練的機會也就愈大。不但如此, 因爲廠商剛進入這種產業開始經營時, 即須購置大量的該類準固定要素才能進行生產與銷售, 故其「總的準固定成本」通常很大。不過, 當其生產規模逐漸擴大, 其每生產一單位產量的「平均準固定成本」就逐次降低, 從而其「平均生產成本」也逐次降低; 這不但使得其在產業內的價格競爭力逐漸增強, 且因此使得其市場的占有份額逐漸擴大。所以, 我們預期: 若廠商的規模愈大, 則其對員工投資的廠商特定在職訓練就愈多; 透過這種連結, 廠商與員工之間的關係就更緊密, 因而員工在現職工作的年資也就愈長。

不過, 規模愈大的廠商, 因其所需的特定生產技術愈多, 故對員工進行的特定人力資本投資策略, 本身即設有區隔性。例如: 某些基層職別勞工的工作移轉率本就較高, 且其對廠商特定人力資本的投資意願本就較低; 加以這些基層勞工在大規模廠商的生產製程中的重要性偏低、替代性也偏高, 尤其, 他們也是較難接受特定生產技術訓練的一群, 故規模愈大的廠商對其進行廠商特定人力資本之投資意願也就不高, 不但因此深化其勞動移轉傾向, 也因此導致其雖任職於規模較大的廠商, 但其現職年資卻偏低。

Lazear (1979, 1981) 的延遲支付契約, 係一種長期僱用契約。規模較大且悠久的廠商, 因較不可能輕言倒閉或損毀企業聲譽, 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爲穩定。所以, Hutchens (1989) 和 Parsons (1986) 指出, 這種長期僱用契約的維持, 與企業規模有絕對的正相關。

不過, Luski and Malul (2014) 的實證顯示, 這種「遞延支付」(deferred payment) 或稱「延後補償」(back-loaded or rear-loaded compensation) 是否會影響員工在現職工作上所願付出的努力, 仍須視其能否找到其他工作的機率而定。若員工找到別的工作的機會愈低, 則其對現職工作所願付出的努力就愈高。因高齡員工一旦被解僱, 較不易找到別的工作, 故他們較不敢怠惰職守 (shirk obligations or responsibilities), 雇主也就不須花費太多資源去「監視」(monitor) 他們工作的勤惰。所以, 即使雇主「逮到」(detect) 員工

怠惰的機率維持不變, 員工犯錯 (misconduct) 的機率將隨著現職工作年資的增長而遞減。

除上述廠商所提供的產品 (或勞務) 的品質及其異質性、企業聲譽以及廠商規模等四個變數外, 根據 Mumford and Smith (2003), 尚有其他廠商特性變數也會影響個別員工的現職工作年資之時程, 例如: 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)、金融性與非金融性的員工「附加福利」(fringe benefits)。Polachek and Siebert (1993) 也指出, 廠商內部的「升遷與降職」(promotion/demotion) 機制, 比起 Lazear (1979, 1981) 在其「延遲支付契約理論」中所提及的「免職」或解僱策略, 更能阻挫員工懈怠的動機。不過, 因行政院主計總處的「人力資源暨運用調查」是家戶層級的個體資料, 僅訪查到個別勞動者工作場所的規模別、行業別、區域別、就業型態、和工作型態等變數, 故無這些廠商層級的調查資料。所以, 在後續實證模型裡, 有關廠商特性的衆多變數中, 本研究將僅擇取這五組變數做爲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, 前者包含典型/非典型就業, 後者包含「全日/部分時間工作」及「在主要工作之外是否兼有次要工作」之「有無兼職 (兼差)」等二組虛擬變數。

至於產品品質和異質性、企業聲譽、工作場所環境、廠商特定固定效果、員工附加福利等變數, 如前所述, 顯然與廠商規模具有某種程度的關係。廠商內部升遷與降職機制之是否完善, 應也與廠商規模呈正相關。但因受限於「人力資源暨運用調查」無這些廠商層級的資料, 故本文試圖透過廠商規模變數之控制, 藉以控制掉這些廠商特性變數對現職工作期間的部分影響。

又, 員工的個人特徵變數, 例如: 教育水準、市場經驗水準、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。尤其, 根據 Mumford and Smith (2003) 之研究, 上述個人特徵變數因會影響員工在別處的工作機會, 故會影響員工的工作移轉頻率及其現職工作年資的長短; 而上述人口變數則會影響員工工作移轉的交易成本, 從而也會影響其現職工作年資。由於這些變數全被納入「人力資源暨運用調查」

的訪查問卷, 故在後續的實證模型裡, 本研究可將這些變數全數納爲現職工作年資的解釋變數。

3. 實證方法

因現職工作期間屬時間「存活資料」(survival data), 故本文將採用「存活資料分析」估計法。爲探討個人特徵及各潛在變數對現職年資存續的影響, 本文假設現職工作期間的「存活時間分配」(distribution of survival time) 爲有母數 (parametric)。爲此, 本節將探討「Weibull 時間對數線性估計模型」與「第一型最小極值分配」之關係、及其同時具「生命加速終止 (失敗)」和「比例風險」的計量內涵。

3.1 Weibull 存活模型

Weibull 存活模型, 係假設現職工作期間具有 Weibull 分配。所以, 若以 T 表現職工作期間的「存活時間」, 且爲非負值的連續隨機變數, 並以 t 表 T 的實現值 (realization), 則 T 的「機率密度函數」(probability density function, pdf) 和「累積分配函數」(cumulative distribution function, cdf) 分別爲:

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

因此, Weibull 分配具有二個參數: 一是「形狀參數」(shape parameter) p; 另一是「速率參數」(rate parameter) λ。因爲, λ 爲 T 的終止事件 (events) 到達之速率, 故等於左右該分配分散或集中的「規模參數」(scale parameter) 之倒數。以 W 表 Weibull 分配, 則 T 的分配可寫成 $T \sim W(\lambda, p)$。[4] 此時,

[4] 若T具有指數分配, 其 pdf 與 cdf 分別爲: $f(t;\lambda) = \lambda e^{-\lambda t}$ 和 $F(t;\lambda) = 1 - e^{-\lambda t}$。因指數分配無形狀參數, 故其形狀固定、僅有一種。指數分配係「被築巢於」(nested in) Weibull 分配之內: 當形狀參數 $p = 1$ 時, Weibull 分配簡化成指數分配。

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:

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

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

$$\Lambda(t) \equiv \int_0^t H(u)du = -\ln S(t) = (\lambda t)^p, \tag{3}$$

$$\Longrightarrow S(t) = e^{-\Lambda(t)}. \tag{4}$$

式 (1) 或 (4) 及 (2) 顯示: (1) 無論 $p \gtreqless 1$, $S(t)$ 皆爲存續時間的遞減函數。(2) 若 $p > 1$, $H(t)$ 爲存續時間的遞增函數; 若 $p < 1$, $H(t)$ 爲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 λ 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。

3.2 Weibull 存活模型的「有母數對數線性估計法」

因 T 爲非負值的隨機變數, 故由 $t \in [0, \infty)$ 所界定的分配, 始能成爲存活分配。縱使觀察資料蒐集到的 t 值也是 $\in [0, \infty)$, 但是, 若假設 $t = e^y$, 故而 $y = \ln t$, 則我們可藉由該對數轉換式, 將觀察資料上由 $t \in [0, \infty)$ 所界定的存活分配, 轉換成另一由 $y = \ln t \in (-\infty, \infty)$ 界定的分配。因此, 若 ω 爲隨機變數, 且其分配介於 $(-\infty, \infty)$ 之間, 則我們可將 $Y(= \ln T)$ 設定爲 ω 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 ω 之分配相同的「存活分配家族」如下:

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

其中, $Y(= \ln T)$ 係將 T 轉換成對數值的轉換式; α 爲決定 $\ln T$ 的分配在橫軸之位址的「位置參數」(location parameter); σ 爲主司 $\ln T$ 的分配之分散

或集中的「規模參數」, 且 $\sigma > 0$。[5] 由於 $Y(= \ln T)$ 爲 ω 的線型函數, 故 Y 與 ω 屬於同一「位置 − 規模家族」(location-scale family)。以上乃套裝軟體估計時間存續所採用的「時間對數線性估計模型」之由來, 只是這些軟體和計量經濟教科書全不觸及這些論述。

文獻將 ω 視爲該式中的隨機殘差項, 並假設其具有: 標準極值 (最小) (standard extreme value (minimum))、一般化極值、標準常態、和標準 logistic 等分配, 而使得 $Y(= \ln T)$ 呈現 Weibull、指數、gamma、log-normal、log-logistic 等分配。因 Weibull 模型的係數估計值之正負符號和顯著性, 與指數、gamma、log-normal 和 log-logistic 等模型雷同, 故後續將只針對 Weibull 模型進行探討。

迴歸上本文將依循文獻的做法, 逕行對式 (5) 的轉換式 $Y(= \ln T)$ 進行估計, 藉以獲取式 (1) 與 (2) 中影響 $S(t)$ 和 λ 之解釋變數的係數估計值。雖然, 一般軟體和計量經濟教科書不觸及該對數轉換式與 Weibull 存活模型的聯結關係, 但爲便於後續計量與實證分析, 我們必須對該關係作完整的釐清如下:

首先, 若 $Y(= \ln T)$ 的位置與規模參數分別爲 $\alpha = -\ln\lambda$ 和 $\sigma = 1/p$, 則式 (5) 可寫成: $\omega = p \cdot \ln \lambda T = \ln(\lambda t)^p$。假設 ω 具有位置參數爲 0、且規模參數爲 1 的「標準 Gumbel 分配 (最小值)」(standard Gumbell distribution (min.)), 亦即:「第一型極值 (最小值) 分配」(extreme-value type-I (min.) distribution), 則其 cdf 與 pdf 分別爲:

$$F_\omega(\omega) = 1 - e^{-e^\omega},$$
$$f_\omega(\omega) = e^\omega e^{-e^\omega}.$$

以 EV1 表該極值分配, 則該分配可記成: $\omega \sim \text{EV1}(0, 1)$。[6] 本文採用的「人力

[5] ω 爲 $Y(= \ln T)$ 的標準化, 因爲式 (5) 可改寫成 $\omega = (Y - \alpha)/\sigma = (\ln T - \alpha)/\sigma$。若將 ω 設定爲平均數與變異數分別等於 0 和 1 的特定分配, 而且, $Y(= \ln T)$ 的平均數和標準差分別爲 μ_Y 和 σ_Y, 則式 (5) 可被寫成: $Y = \ln T = \mu_Y + \sigma_Y \cdot \omega$。

[6] 這種分配係根據「極值理論」(extreme value theory) 而來。該理論主要目的在於: 量化當變數值爲「非常大」或「非常小」時的隨機行爲過程 (Corelli, 2012; Poon et al., 2003, 2004)。

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「左尾肥厚, 右尾瘦薄」的極值次數分配, 即: 在次數分配座標圖上, 左端現職工作期間較短者的人數相對較多。因而, 假設 ω 具有這種極值分配, 本質上符合本文實證資料的特性。

其次, 將 $\omega = \ln(\lambda t)^p$ 代入這兩個 ω 的機率函數, 其結果與 Weibull 分配的 cdf 與 pdf 相同如下:

$$
\begin{aligned}
&F_\omega\left([\ln(\lambda t)^p]\right) = 1 - e^{-e^{[\ln(\lambda t)^p]}}, \implies F(t;\lambda,p) = 1 - e^{-(\lambda t)^p},\\
&f_\omega\left([\ln(\lambda t)^p]\right) = e^{[\ln(\lambda t)^p]}e^{-e^{[\ln(\lambda t)^p]}}, \implies\\
&\qquad\qquad f(t;\lambda,p) = \lambda p(\lambda t)^{p-1}e^{-(\lambda t)^p}.
\end{aligned}
$$ [7]

所以, 若 $\alpha = -\ln\lambda$, 且 $\sigma = 1/p$, 則我們可以得到以下的聯結關係:

$$T \sim W(\lambda, p), \quad \text{iff} \quad \omega \sim \text{EV1}(0,1), \tag{6}$$

亦即: 若且唯若式 (5) 中之 ω 具標準第一型最小極值分配, 且 $Y(=\ln T)$ 的位置與規模參數分別爲 $-\ln\lambda$ 和 $1/p$, 則 T 具有 Weibull 分配。所以, 若假設 T 具有 Weibull 分配, 則我們可假設該轉換式中之 ω 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。縱觀一般軟體和計量教科書, 全無觸及以上論述。

據此, 將 $Y(=\ln T)$ 的分配之位置參數 $\alpha = -\ln\lambda$ 和與規模參數 $\sigma = 1/p$ 代入式 (5), 並以 i 表觀察值的識別碼 (identifier), 則當樣本數爲 N 時, 該式可寫成:

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

[7] 由於 $f_\omega(\omega)$ 爲 $F_\omega(\omega)$ 對 ω 微分之結果, 而 $f(t;\lambda,p)$ 爲 $F(t;\lambda,p)$ 對 t 微分之結果, 故欲獲得箭號之右式, 尚須就箭號之左式的右邊第一項 $e^{[\ln(\lambda t)^p]}$ 對 t 微分。

$$\text{其中, } \sigma = \frac{1}{p}, \quad i = 1, 2, 3, \cdots, N. \tag{5'}$$

估計式 (5) 的步驟依序有三: (1) 選定 T_i 具有某一合適的「有參數分配」(parametric distribution), 如: Weibull 模型爲具有 λ 與 p 二參數之有參數分配。(2) 選擇在 T_i 的存續期間內 (即: $0 \leq T_i \leq t$) 數值固定、但會影響 T_i 之存續長短的「外在共變數」(external covariates) 向量 $\mathbf{x}_i$, 並將步驟 (1) 所選定的分配之參數設定爲 $\mathbf{x}_i$ 之函數。(3) 估計這些共變數的係 (母) 數向量, 故而得名爲「有母數」估計法。

如式 (5′) 所示, 因 Weibull 模型的轉換式 (5) 中含有 $-\ln\lambda$ 與 p 兩個參數, 故按步驟 (1) 與 (2), 本文假設 p (或 $\sigma = 1/p$) 爲固定, 僅將另一參數 $\ln\lambda_i$ 設定爲共變數向量 $\mathbf{x}_i$ 的函數: $\ln\lambda_i = \mathbf{x}_i'\beta$, 其中, β 爲 $\mathbf{x}_i$ 的係數向量。所以, 式 (5) 可寫成下式: [8]

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

如前所述, 當該式的 ω_i 具有標準第一型最小極值分配, 且 $Y_i (= \ln T_i)$ 的位置與規模參數分別爲 $-\ln\lambda_i$ 和 $1/p$, 則 T_i 具有 Weibull 分配; 加以因 T_i 的對數值被設定爲右邊各解釋變數的線性函數, 而母數又指各釋變數的係數, 故而得名爲 T_i 的「Weibull 有母數對數線性持續模型」。

由於現職工作期間之資料具有「右邊無法被觀察」(right-censored) 的潛在問題, 亦即: 因觀察時點只在第 t_i 年, 故若 $T_i > t_i$, 則在第 t_i 年之後, 現職工作期間 T_i 即使仍存續著, 但所蒐集到的 T_i 資料卻無法顯示其將會比 t_i 多了幾年, 故而無法告知研究者 T_i 整個存續的真正「完整期間」(complete spell)。因此, 這種資料被稱爲「存活資料」(survival data) 或「無法被觀察資

[8] 換言之, $\ln\lambda_i$ 可藉由 $\mathbf{x}_i'\beta$ 之設定而被母數化 (parameterized)。由於 $\mathbf{x}_i$ 在 T_i 的存續期間內爲固定, 故這樣將分配中之參數 $\ln\lambda$ 設定爲依存於 $\mathbf{x}_i$, 並不影響 $\ln\lambda$ 扮演參數之特性。同理, 我們也可假設 $\ln\lambda$ 爲固定, 但將另一參數 p 設定爲依存於 $\mathbf{x}_i$: $\ln p_i = \mathbf{x}_i'v$, 其中 v 爲 $\mathbf{x}_i$ 的係數向量。

料」(censored data)。若以 I_i 表該「右邊無法觀察指標」如下:

$$\begin{aligned} I_i &= 1, \text{ if } T_i \leq t_i \text{ (即 } T_i \text{ 爲「完整期間」)}; \\ &= 0, \text{ if } T_i > t_i \text{ (即 } T_i \text{ 爲右邊「被設限」的「非完整期間」)}, \end{aligned}$$

則根據式 (5″), 因樣本數爲 N, β 與 p 的概似函數可寫成: [9]

$$\begin{aligned} L(\beta, p\,|\mathbf{x}_i, \omega_i) &= \prod_{i=1}^{N} \left[\sigma^{-1} f_\omega(\omega_i)\right]^{I_i} \left[S_\omega(\omega_i)\right]^{1-I_i}, \Longrightarrow \\ \ln L(\beta, p\,|\mathbf{x}_i, \omega_i) &= \sum\nolimits_{i=1}^{N} \{I_i\,[-\ln\sigma + \ln H_\omega(\omega_i)] + \ln S_\omega(\omega_i)\}; \\ &\text{其中, } \sigma = \frac{1}{p}. \end{aligned} \tag{7}$$

在極大化式 (7) 時, 需有 (T_i, I_i) 的配對資料。但多數現實資料都屬沒提供任何有關 I_i 訊息的「不具訊息之無法觀察資料」(non-informative censoring data)。不過, 由於本文所採用的樣本將僅限於受僱之就業者, 這些樣本的現職工作期間到了資料蒐集時, 仍然持續存活著, 故我們根據 Baum and Ruhm (2013) 的做法, 假設每一個觀察樣本的 $I_i = 0$, 則式 (7) 縮減成: $L(\beta, p|\mathbf{x}_i, \omega_i) = \sum_{i=1}^{N} \ln S_\omega(\omega_i)$。

3.3 Weibull 存活模型的「加速生命」計量

「生命加速」(life acceleration) 意旨: 生命週期「加速其失敗 (終止) 的時間」(accelerate failure-time) 或加速其老化的速度。在本文此意指: 現職年資的生命週期或現職工作的期間, 加速其終止或消逝的速率。Weibull 模型內含這種「加速生命」(accelerated life) 的計量機制, 其原因如下:

---

[9] 將式 (5″) 寫成 $\ln T_i = g(\omega_i) = -\mathbf{x}_i'\beta + \sigma\omega_i \Rightarrow \omega_i = g^{-1}(\ln T_i) = (\ln T_i + \mathbf{x}_i'\beta)/\sigma$。由於 $dg^{-1}(\ln T_i)/d\ln T_i = \sigma^{-1}$, 故根據「隨機變數之函數的分配轉換法」: $f(\ln T_i) = |dg^{-1}(\ln T_i)/d\ln T_i| \cdot f_\omega(g^{-1}(\ln T_i)) = \sigma^{-1} \cdot f_\omega(\omega_i)$。

首先, 根據式 (5′), 因當 $\mathbf{x}_i = \mathbf{0}$ 時, $Y_0 \equiv \ln T_0 = \sigma\omega_i$, 故 $\sigma \cdot \omega_i$ 可由原先的統計分配轉換成以下的時間量 (time scale): $T_0 = e^{\sigma\omega_i}$。所以, T_0 爲不具個人特徵共變數向量 ($\mathbf{x}_i = \mathbf{0}$) 之「參考 (或對照) 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′), 可得到:

$$\begin{aligned} T &= e^{-\mathbf{x}_i'\beta + \ln T_0} \\ &= T_0 e^{-\mathbf{x}_i'\beta}. \end{aligned} \tag{8}$$

該式顯示, Weibull 模型具有「加速生命」的意涵, 其中, $e^{-\mathbf{x}_i'\beta}$ 即爲構成該生命加速的因子, 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, 爲不具個人特徵共變數向量之「參考主體」的 T_0 之 $e^{-\mathbf{x}_i'\beta}$ 倍; 因此, 後者的 T_0 之消逝或終止速度, 比前者的 T 加快 (速) 了 $e^{-\mathbf{x}_i'\beta}$ 倍。

其次, 將式 (8) 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:

$$\begin{aligned} S(t, \mathbf{x}_i) &= \text{Prob}\left(T_0 \geq t e^{\mathbf{x}_i'\beta} \middle| \mathbf{x}_i\right) \\ &= S_0\left(t e^{\mathbf{x}_i'\beta}\right), \quad \because S_0(t) = \text{Prob}\left(T_0 \geq t\right). \end{aligned} \tag{9}$$

因此, 若存活機率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 $te^{\mathbf{x}_i'\beta}$ 年仍能存活的機率。又, 因式 (5′) 和 (5″) 顯示 $\lambda_i = e^{\mathbf{x}_i'\beta}$, 故這種生命週期加速終止的現象, 與在第3.1節結尾所提及的「若 λ 愈大, 則具個人特徵共變數之主體的 $S(t)$ 隨時間遞減的速率愈快, 故其 $H(t)$ 隨時間遞增的速率也愈快」之現象息息相關。

最後, 根據式 (1), 式 (9) 可改寫成: $1 - F(t, \mathbf{x}_i) = 1 - F_0(te^{\mathbf{x}_i'\beta})$, 故兩邊同時對 t 微分, 可得到以下 T 的 pdf 之關係式:

$$f(t, \mathbf{x}_i) = f_0\left(te^{\mathbf{x}_i'\beta}\right)e^{\mathbf{x}_i'\beta}. \tag{10}$$

進一步將該式除以式 (9), 並根據式 (2) 風險函數的定義式, 可得到:

$$H(t, \mathbf{x}_i) = H_0\left(te^{\mathbf{x}_i'\beta}\right)e^{\mathbf{x}_i'\beta}. \tag{11}$$

因此, 假若 T 在第 t 年的終止風險率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,「僅達」不具個人特徵變數向量之參考主體在「比第 t 年早的」第 $t \cdot e^{\mathbf{x}_i'\beta}$ 年之終止機率的 $e^{\mathbf{x}_i'\beta}$ 倍 (Lambert et al., 2004)。

3.4 Cox 的比例風險模型

Cox 的比例風險模型之設定如下:

$$H\,(t, \mathbf{x}_i) = H_0(t) \cdot e^{\mathbf{x}_i'\gamma}. \tag{12}$$

因此, 具有以下二個經濟意涵:

$$\frac{\partial H\,(t, \mathbf{x}_i)}{\partial \mathbf{x}_i} / H\,(t, \mathbf{x}_i) = \gamma, \tag{12$'$}$$

$$\frac{H\,(t, \mathbf{x}_i)}{H_0(t)} = e^{\mathbf{x}_i'\gamma}. \tag{12$''$}$$

前者意旨: 在 T 的存活時間內, $\mathbf{x}_i$ 總是以 γ 的比例來增減 T 終止的風險率, 故 γ 被稱爲「比例風險」(proportional risk)。後者中的 $H_0(t)$ 被稱爲「基線風險」(baseline hazard), 因它是不具個人特徵共變數向量之參考主體面對的風險率。因此, 後者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), 其中, $\mathbf{x}_i$ 之係數向量爲 e^{γ}。因基線風險不依存 $\mathbf{x}_i$, 僅相對風險 $e^{\mathbf{x}_i'\gamma}$ 依存於 $\mathbf{x}_i$, 故前者無 $\mathbf{x}_i$ 的係 (母)

數向量, 僅後者才有, 因而式 (12) 被稱爲「Cox 半母數 (semi-parametric) 模型」。

若基線風險具有 Weibull 風險函數型式, 則使用式 (5″) 的係數向量估計值, 即能算出式 (12′) 比例風險之估計值 $\hat{\gamma}$, 茲說明如下: 首先, 若基線風險具有式 (2) 的 Weibull 函數: $H_0(t) = \lambda^p p t^{p-1}$, 則因如前所述, $H_0(t)$ 爲不具 $\mathbf{x}_i$ 之參考主體面對的風險率, 故其中的 λ 不可被設定爲 $\mathbf{x}_i$ 之函數, 從而式 (12) 的 Cox 半母數模型可寫成下式:

$$H(t, \mathbf{x}_i) = \left(\lambda^*\right)^p p t^{p-1}; \quad \text{其中, } \lambda^* \equiv \lambda \cdot e^{\mathbf{x}_i'(\gamma/p)}. \tag{2′}$$

該式顯示: 若將基線風險設定爲 Weibull 函數式, 則 Cox 的比例風險函數也會呈現與式 (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: $\lambda^* \equiv \lambda \cdot e^{\mathbf{x}_i'(\gamma/p)}$ (Cox and Oakes, 1984; Kalbfleisch and Prentice, 1980)。而這正是 Weibull 模型會被納入「比例風險計量法 (metrics)」的主因。

職是之故, 我們可直接採用式 (5″) 的估計結果, 來設算式 (12′) 比例風險的估計值向量 $\hat{\gamma}$ 如下: 根據式 (2′), 式 (5″) 可改寫成:

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

該式顯示, 外在共變數向量 $\mathbf{x}_i$ 對現職工作期間的對數值之影響關係爲: $\partial Y_i / \partial \mathbf{x}_i = \partial \ln T_i / \partial \mathbf{x}_i = -\gamma/p$。比較式 (5‴) 與 (2′) 可知, $\mathbf{x}_i$ 對 $Y_i = \ln T_i$ 影響之正負符號, 與其對 T_i 的終止風險率 ($H(t, \mathbf{x}_i)$) 之影響的正負符號恰好

相反。若以「帽號」表係數向量之估計值, 則比較該式與式 (5″) 顯示:

$$\widehat{-\beta} = (\widehat{-\gamma/p}), \implies \widehat{-\gamma} = \hat{p} \cdot \widehat{-\beta} = (1/\hat{\sigma}) \cdot \left(\widehat{-\beta}\right), \qquad (13)$$

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 (12′) 的比例風險之估計值向量 $\hat{\gamma}$, 可採用式 (5″) 的係數估計值 $\widehat{-\beta}$ 和規模參數估計值 $\hat{\sigma}$ 而經由此式算得。

以 k 表個人特徵共變數的項數, 則式 (12″) 相對風險可改寫成:

$$\begin{aligned}\frac{H(t, \mathbf{x}_i)}{H_0(t)} &= e^{\gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2 + \cdots + \gamma_k x_k} \\ &= \left(e^{\gamma_1}\right)^{x_1} \cdot \left(e^{\gamma_2}\right)^{x_2} \cdot \cdots \cdot \left(e^{\gamma_k}\right)^{x_k}. \qquad (12''')\end{aligned}$$

根據該式和式 (13), 第 j 項解釋變數 x_j 對相對風險影響的係數估計值爲:

$$\widehat{e^{\gamma_j}} = \exp\left[-\left(1/\hat{\sigma}\right) \cdot \left(\widehat{-\beta_j}\right)\right] \geq 0, \quad j = 1, 2, \cdots, k. \qquad (14)$$

所以, 若基線風險具有 Weibull 的風險函數, 則影響相對風險的各項解釋變數之係數估計值均爲非負值, 且可逕行將式 (13) 代入該式而算得。

4. 實證分析

4.1 實證進程、變數設定與資料來源

綜合第三節所述, 本節的實證進程依序如下: 一、假設式 (5″) 的隨機殘差項中之 ω 具有「標準第一型最小極值分配」, 並以最大概似法估計該現職工作期間 T 的 Weibull 有母數對數線性持續模型。[10] 該模型左邊的被解釋變數爲勞

[10] 本文也假設 T 具有指數、gamma、log-normal、及 log-logistic 等分配, 亦即: 假設式 (5) 的 ω 依序具有標準最小極值、一般化極值、標準常態、標準 logistic 等分配, 而對該式進行估計, 其結果顯示, 係數估計值的正負符號均與 Weibull 模型一致。

工現職工作期間的自然對數值; 右邊之解釋變數如表 1 所示, 其設定是根據第二節文獻上的相關理論。二、採用該最大概似係數估計值, 計算式 (8) 至 (11) 內現職工作期間的「加速終止時間」之因子。三、將式 (12)「Cox 比例風險函數」內之基線風險設定爲式 (2) Weibull 之函數型式, 並採用該最大概似係數估計值, 設算式 (12′) 與式 (12″) 的比例風險與相對風險兩函數的係數估計值。

根據 Zwick (2008) 的實證研究, 廠商支付的薪資隨員工年資的累積而逐年增加。江豐富 (2006, 2011) 採用主計總處的「人力運用調查」資料, 並分別運用 Lee (1983) 的「一般化兩階段估計法」與 Heckman (1979) 的「兩階段估計法」修正樣本選擇性誤差, 顯示工資率分別隨「市場經驗水準」、「現職工作年資」的增加而以遞減的速度增加。職是之故, 表 1 內式 (5″) 右邊的「每小時平均工資率」(HRLY_WAGE HAT) 變數, 因會受到現職年資的影響, 故而具有內生性。爲避免該內生性所導致的估計偏誤與不一致性, 本文乃採用 2SLS 估計法: 在第一階段估計中, 採用「Mincer 人力資本勞動所得函數」式, 並以每小時平均工資率的自然對數值, 對該工資率與式 (5″) 現職工作年資對數值之聯立系統內所有外生變數進行迴歸後,[11] 再設算 Mincer 人力資本勞動所得函數之預測值, 並取其自然指數值所還原的每小時平均工資率, 作爲工具變數。

資料使用上, 本研究將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、受僱於政府或民間部門的就業者之個體資料作爲觀察樣本。有關受僱之就業者的定義和樣本篩選規則, 請逕閱江豐富 (2006, 2011), 其中有相當詳盡之說明, 在此不再累述。採用式 (5″) Weibull 模型, 直接對該觀察樣本的現職工作期間迴歸的結果, 如表 2 所示。

4.2 現職工作期間的存活分析

表 2 第 1 欄爲式 (5″) 對全體樣本的現職工作期間之迴歸結果, 顯示個別勞動

[11] 即被解釋變數爲「每小時平均工資率的對數值」, 解釋變數除 SCHOOLING YRS、EXP 及 EXPSQ 外, 還有主修科系虛擬變數, 以及本存續模型中除 MOONLITE 外的所有外生變數。本文曾嘗試將主修科系虛擬變數置入式 (5″) 作爲迴歸變數, 但因都不具統計顯著性而將其從該式排除。

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 ∀ 自修及不識字; = 6 ∀ 國小程度; = 9 ∀ 國中;
   = 12 ∀ 高中職;　= 14 ∀ 專科;　= 16 ∀ 大學;
   = 18 ∀ 碩士;　= 22 ∀ 博士。
   (2) EXP = (一般勞動市場經驗水準)/10 = (年齡 − 正式教育年數 − 6)/10;
   EXPSQ = EXP × 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 ≡ 次要工作之 (全日工作之時數 + 部分時間工作時數) > 0。
6. 性別之虛擬變數: MALE = 男性。
7. 婚姻狀態之虛擬變數: 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 45–65 = 45–65 歲之中高齡。
10. 主要工作場所之區域虛擬變數:
   METRO = 北高兩市; NORTH = 北部地區; CENTRAL = 中部地區 (參考群);
   SOUTH = 南部地區; EAST = 東部地區。
11. 每小時平均工資率工具變數:
   HRLY_WAGE HAT = 在 2SLS 的第一階段, 根據「Mincer 人力資本勞動所得函數」, 所估計之每小時平均工資率的預測值。

表 2　現職工作期間的存活模型

解釋變數	全體樣本	民意代表、主管及經理人員	專業人員	技術員及助理專業人員	事務支援人員	服務及銷售人員	技藝有關工作人員 (含農林漁牧業生產人員)	機械設備操作工及組裝人員 (含基層技術工及勞力工)
Constant	−0.361***	−0.259	−0.056	−0.434**	−0.634**	−0.809***	−0.427*	−0.789***
	(−6.57)	(−0.12)	(−0.30)	(−2.07)	(−2.41)	(−3.92)	(−1.77)	(−3.13)
SCHOOLING YRS	0.338***	0.352**	0.209***	0.311**	0.194**	0.088*	0.209***	0.245**
	(9.03)	(2.06)	(2.86)	(1.97)	(2.42)	(1.84)	(3.80)	(2.33)
EXP	0.989***	0.948***	1.123***	1.134***	1.140***	0.768***	0.788***	0.697***
	(35.87)	(5.78)	(16.00)	(13.56)	(11.26)	(10.08)	(12.16)	(7.42)
EXPSQ	−0.089***	−0.084***	−0.131***	−0.118***	−0.128***	−0.056***	−0.043***	−0.044***
	(−21.81)	(−3.15)	(−9.68)	(−9.68)	(−7.44)	(−5.06)	(−3.49)	(−2.95)
HRLY_WAGE HAT	−0.001	−0.001	0.001	0.000	0.003	0.007***	0.004***	0.005
	(−1.15)	(−0.80)	(1.43)	(−0.20)	(1.31)	(2.98)	(2.67)	(1.64)
MANU|CONST	0.071***	0.111*	0.010	0.017	0.043	−0.154	0.041	0.148***
	(5.62)	(1.82)	(0.28)	(0.69)	(1.11)	(−1.20)	(1.39)	(3.90)
SMALL SIZED	Reference Group	Reference Group	Reference Group	Reference Group	Reference Group	Reference Group	Reference Group	Reference Group
MED SIZED	−0.052***	0.004	−0.011	0.010	0.064	−0.223***	−0.146***	−0.058**
	(−4.11)	(0.05)	(−0.29)	(0.30)	(1.23)	(−6.94)	(−4.34)	(−2.09)
LARGE SIZED	0.062***	−0.007	0.086**	0.113**	0.089	−0.208***	−0.063	0.047
	(3.44)	(−0.06)	(2.17)	(2.16)	(1.15)	(−3.81)	(−1.26)	(0.96)
GOVT	0.208***	−0.186**	0.128**	0.155*	0.088	−0.354	−0.196	0.109
	(6.00)	(−2.03)	(2.40)	(1.64)	(0.76)	(−1.36)	(−1.28)	(0.93)
FULLTIME	0.122***	0.163	0.257***	0.178	0.287	0.459***	0.249**	0.157*
	(4.01)	(0.07)	(3.20)	(1.21)	(1.41)	(5.87)	(2.05)	(1.81)
ATYPICAL JOB	−0.417***	−2.911	−0.246***	−0.423***	−0.477***	−0.561***	−0.314***	−0.460***
	(−22.32)	(0.00)	(−4.13)	(−7.33)	(−3.19)	(−6.86)	(−6.47)	(−8.20)
MOONLITE	0.010	0.023	0.015	0.170**	0.085	−0.012	−0.030	0.039
	(0.46)	(0.10)	(0.14)	(2.22)	(1.10)	(−0.22)	(−0.73)	(0.93)
MALE	0.027	−0.012	−0.143***	−0.052	−0.204***	−0.112**	0.035	−0.060
	(1.60)	(−0.21)	(−4.06)	(−1.33)	(−3.35)	(−2.22)	(0.55)	(−0.46)

表 2　現職工作期間的存活模型 (續 1)

解釋變數	全體樣本	民意代表、主管及經理人員	專業人員	技術員及助理專業人員	事務支援人員	服務及銷售人員	技藝有關工作人員 (含農林漁牧業生產人員)	機械設備操作工及組裝人員 (含基層技術工及勞力工)
MARRIED	0.136***	0.118*	0.109***	0.136***	0.099***	0.079**	0.062**	0.062
	(11.33)	(1.81)	(3.72)	(3.86)	(2.63)	(2.13)	(1.97)	(1.62)
ADMI	0.255***	—	—	—	—	—	—	—
	(3.51)							
PROF	0.296***	—	—	—	—	—	—	—
	(7.08)							
TECH	0.223***	—	—	—	—	—	—	—
	(8.34)							
CLERKS	0.209***	—	—	—	—	—	—	—
	(9.85)							
SALES	0.101***	—	—	—	—	—	—	—
	(6.33)							
AFFF	0.257***	—	—	—	—	—	—	—
	(7.31)							
CRAFT	0.250***	—	—	—	—	—	—	—
	(12.84)							
LABOR	Reference Group	—	—	—	—	—	—	—
AGED 15–29	Reference Group	Reference Group	Reference Group	Reference Group	Reference Group	Reference Group	Reference Group	Reference Group
AGED 30–44	0.084***	0.399	0.093**	0.078*	0.043	0.009	0.103**	0.121**
	(3.97)	(0.85)	(2.00)	(1.71)	(0.67)	(0.17)	(2.10)	(2.20)
AGED 45–65	−0.017	0.286	0.022	0.024	−0.100	−0.090	−0.042	0.013
	(−0.49)	(0.59)	(0.25)	(0.31)	(−0.88)	(−1.02)	(−0.51)	(0.16)
METRO	0.025*	0.042	−0.009	0.019	−0.041	−0.011	−0.054	−0.004
	(1.66)	(0.52)	(−0.19)	(0.46)	(−0.74)	(−0.31)	(−1.31)	(−0.13)

表 2　現職工作期間的存活模型 (續 2)

解釋變數	全體樣本	民意代表、主管及經理人員	專業人員	技術員及助理專業人員	事務支援人員	服務及銷售人員	技藝有關工作人員(含農林漁牧業生產人員)	機械設備操作工及組裝人員(含基層技術工及勞力工)
NORTH	0.043**	0.007	0.036	−0.021	−0.037	0.018	−0.013	0.004
	(2.52)	(0.07)	(0.73)	(−0.46)	(−0.60)	(0.41)	(−0.23)	(0.09)
CENTRAL	Reference Group	Reference Group	Reference Group	Reference Group	Reference Group	Reference Group	Reference Group	Reference Group
SOUTH	0.036*	0.036	0.031	−0.015	0.027	−0.022	0.016	0.109**
	(1.68)	(0.31)	(0.51)	(−0.23)	(0.33)	(−0.43)	(0.37)	(2.34)
EAST	−0.026	−0.068	−0.147*	−0.110	−0.028	0.006	−0.111*	0.044
	(−0.94)	(−0.48)	(−1.95)	(−1.36)	(−0.31)	(0.09)	(−1.73)	(0.66)
$\hat{\sigma}$	0.693***	0.601***	0.564***	0.639***	0.674***	0.762***	0.619***	0.780***
	(210.78)	(37.70)	(74.72)	(85.58)	(69.65)	(85.77)	(92.58)	(95.14)
$\bar{\lambda}$	0.125***	0.078	0.137***	0.128***	0.152***	0.142***	0.088***	0.143***
	(197.79)	(0.00)	(82.58)	(86.05)	(63.27)	(82.37)	(90.93)	(85.04)
$\bar{\lambda}^{-1}$	8.025***	12.857	7.294***	7.800***	6.558***	7.058***	11.338***	6.999***
NOBS	26,655	926	2,966	4,436	2,697	5,028	4,995	5,607
Log Likelihood	−33,279	−1,037	−3,103	−5,199	−3,328	−6,686	−5,752	−7,570

註: 1. 括弧內之數值爲係數的估計值除以其標準誤。

2. *** 表示在 1% 顯著水準下爲顯著的估計值; ** 表示在 5% 顯著水準下爲顯著的估計值; * 表示在 10% 顯著水準下爲顯著的估計值。

3. $\bar{\lambda} = \exp(\bar{\mathbf{x}}'\hat{\beta})$, 係軟體根據第三節 $\lambda_i = \exp(\mathbf{x}_i'\beta)$ 之等式所算出的平均值; $\bar{\lambda}^{-1} = \exp(-\bar{\mathbf{x}}'\hat{\beta})$, 爲由前者之倒數直接算得的。

者的現職工作年資不但隨其正式教育年數 (SCHOOLONG YRS) 單調遞增, 也隨其一般市場經驗水準 (EXP) 之累積而以遞減的速率 (EXPSQ) 增加, 且其係數估計值均高達 99% 的統計顯著水準。同表第 2 至 8 欄顯示, 該式對各職業樣本的現職工作期間進行迴歸, 多數亦呈相同的估計結果。因此, 提升教育水準和勞動力參與期間, 均有助於現職年資之累積, 故有助於就業安定。[12]

在工資率方面, 僅服務及銷售、技藝有關工作與農林漁牧業生產、及「機械設備操作、組裝人員、基層技術勞力工」等基層職別, 每小時工資率之提升, 對現職年資具有顯著的正向效果, 而對其餘各較前階職別的現職年資則無顯著影響。可見, 在較前階的職業部門裡, 現職薪資的高低並非是決定員工現職移轉傾向或現職工作年資存續的唯一前提。反之, 在基層的職業部門裡, 愈高的現職薪資水準有可能是降低員工的勞動移轉傾向或延續其現職年資的要件之一。

在行業別方面, 第 1 欄顯示, 任職於製造業或營造業 (MANU|CONST) 者, 其現職工作年資比任職於其他行業者長。不過, 第 2 至 8 欄顯示, 各職業中僅「機械設備操作、組裝人員、基層技術及勞力工」和「民意代表、主管及經理人員」二種職別者, 任職於製造業或營造業的現職年資會高於若其任職於其他行業者; 至於其餘職業部門, 行業是否爲製造業或營造業, 對現職年資影響之差異不大。

工作場所規模變數方面, 第 1 欄顯示, 若其他情況不變, 現職工作年資以任職於政府部門 (GOVT) 者爲最長, 其次爲大型企業 (LARGE SIZED), 而以任職於中型企業者爲最短, 且都達到統計上 99% 以上的顯著水準。第 3 至 4 欄顯示, 專業、助理專業人員和技術員的現職工作年資, 亦以任職於政府部門者爲最長, 其次爲大型企業。第 6 至 8 欄亦顯示, 服務及銷售人員、技藝有關工作與農林漁牧業生產人員、及「機械設備操作、組裝人員、基層技術勞力工」等基層職別者, 若任職於中型企業, 則其現職年資均顯著低於任職於小型企業, 相信, 此係肇致第 1 欄全體樣本任職於中型企業者的現職工作年資也

[12] 因此, 個人勞動力參與期間中斷, 有礙現職年資之累積。根據 Mincer and Polachek (1974) 和 Polachek (1975), 任何的「勞動力中斷」(labor force intermittency) 或「工作中止」(work interruption), 不但有礙人力資本之累積, 也會加速人力資本的「萎縮」(atrophy)。

是低於任職於小型企業者的主因。其中第 6 欄更顯示, 服務及銷售人員, 若任職於大型企業, 則其現職年資反而顯著低於任職於小型企業。究其原因, 主要是因如第 2.2 節所述: 即使是任職於中大型廠商, 這些基層職別勞工本身的工作移轉率本就較高, 且其對廠商特定人力資本的投資意願本就較低, 加以資方對這類基層勞工的廠商特定人力資本之投資意願也不高, 更深化其勞動移轉傾向, 從而導致其現職年資較低。

第 2 欄「民意代表、主管及經理人員」之樣本卻顯示, 任職於政府部門者的現職工作年資, 比任職於各規模民間企業的經理人員都顯著來得短, 故而隱示: 民意代表以及政府部門的主管, 也就是公共經濟學上所稱的「公共部門經理人員」(public sector manager), 其職務的更迭頻率相對高過於各規模的民間企業之經理人員。第 6 欄服務及銷售人員之樣本顯示, 該職別的現職工作年資以任職於小型企業者爲最長, 其次爲大型企業者, 而以任職於中型企業者爲最短。

第 1 欄職業虛擬變數顯示, 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 (CRAFT) 爲最長, 而以「機械設備操作、組裝人員、基層技術勞力工」(LABOR) 爲最短, 且其解釋能力都高達 99% 以上的統計顯著水準, 故而符合一般預期。

工作場所區域變數方面, 第 1 欄顯示, 現職工作年資以工作場所位於北部地區者爲最長, 其次爲位於北、高兩都會區, 再其次爲南部地區, 而以東部和中部地區爲最短, 其中, 東部和中部地區的現職年資無顯著差異。第 2 至 8 欄顯示, 僅職業爲「機械設備操作、組裝人員、基層技術勞力工」者, 若其工作場所位於南部地區, 則其現職工作年資會高於其他各地區; 但其餘各職業, 所有區域別虛擬變數對現職年資的影響, 與作爲參考組的中部地區並無顯著的不同。

性別變數 (MALE) 方面, 第 2 至 8 欄顯示, 專業人員、事務支援人員、及服務銷售人員等職業部門, 男性受僱者的現職工作年資顯著低於女性, 顯示這些職業部門的職涯週期勞動移轉傾向, 男性反而高於女性。歷年「勞動動向

調查」也顯示, 較適合女性非體力型的服務銷售部門, 男性的移退人數多於女性。究其原因, 可能是因這些部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, 即較少試圖工作移轉。反之, 同樣是教育程度較高的男性, 可能因擁有的勞動市場信息比女性充分, 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較多的勞動所得, 致其職涯週期的移轉傾向較高。

婚姻狀況 (MARRIED) 方面, 無論全體樣本和各職門均顯示, 已婚且配偶存在者, 其現職年資在統計上均顯著高於其他婚姻狀況者。顯見, 已婚者因有子女或家計生活的負擔, 故不輕言進行勞動移轉, 工作也較不敢怠惰, 故較不會遭現職廠商汰換。

年齡別虛擬變數方面, 無論是全體樣本或多數職業部門均顯示, 年齡介於 30–44 歲 (AGED 30–44) 的壯年者 (prime-agers) 之現職工作年資, 在 $\alpha = 1\%$ 的顯著水準下, 比年齡爲 15–29 歲 (AGED 15-29) 的青少年來得長。不過, 年齡爲 45–65 歲 (AGED 45–65) 的中高齡者之現職工作年資, 並未顯著異於 15–29 歲的青少年。Zwick (2008) 的迴歸結果顯示, 在德國,「年資薪資」對僱用 50 歲 (含) 以上者的效果並不顯著, 其主因乃: 年資薪資雖具有「年資效果」能使廠商保留較多高年資的高齡員工, 但卻也對高齡求職者造成「外鎖效果」(lock-out effect), 即: 因僱用新的高齡員工, 其起薪與使用成本較高, 且其將來能在廠內效勞的年資也較短, 致其人力投資淨報酬偏低, 故而會迫使廠商將高齡求職者「鎖在廠外」而不錄用他們。這兩個效果相互抵銷的結果, 不但造成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問題。

最後, 主要工作型態爲臨時性、人力派遣等非典型工作 (ATYPICAL JOB) 者, 其現職工作年資比典型工作者來得短, 顯見, 前者較易遭到解僱、裁員和勞動移轉, 故其就業的穩定性也較低。但全體樣本及多數職類顯示, 全日工作者 (FULLTIME) 的現職工作年資, 比部分時間工作者來得長。而且, 這兩個變數對現職工作年資的影響, 都高達 99% 以上的統計顯著水準。至於在主要

工作之外還兼有次要工作的「兼職 (差) 」(MOONLITE) 者, 僅當其職業爲技術員及助理專業人員時, 才會對其現職年資產生顯著的加分效果。顯而易見, 兼有次要工作, 對於該職別者的現職年資之維續, 具有相對的重要性; 但其餘各職業, 則是否兼有次要工作, 對現職年資影響之差異不大。

4.3 現職工作期間之加速生命分析

根據第三節之等式: $\lambda_i = \exp(\mathbf{x}_i'\beta)$, 現職工作存活週期之「加速終止 (失敗) 因子」, 可取前一小節式 (5″) 的估計值之負值 (即: $-(\widehat{-\beta})$) 和個人特徵向量之平均值 $\bar{\mathbf{x}}$, 代入 $e^{\mathbf{x}_i'\beta}$ 而獲得。如表 2 第 1 欄所示, 取此算得結果之倒數, 可算得具有個人特徵共變數之平均主體的 $e^{-\bar{\mathbf{x}}'\hat{\beta}} \doteqdot 8$, 故根據式 (8), 具特徵共變數者, 其現職工作期間的平均存活時間 $\bar{T}$ 約爲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, 因而, 後者的現職年資的存活週期過得比前者約快 8 倍, 故其 $\bar{T}_0$ 的消逝或老化速度比前者約快 8 倍。[13]

因同欄對應的 σ 之係數估計值: $\hat{\sigma} = 0.693 \rightarrow p(= 1/\hat{\sigma}) > 1$, 故按式 (1), 現職存續時間的存活機率 $S(t)$ 爲隨其存續期間的增長而遞減, 但其終止風險率 $\boldsymbol{H}(t)$ 隨其存續期間的增長而遞增。又, 因 $e^{\bar{\mathbf{x}}'\hat{\beta}} \doteqdot 1/8$, 故根據式 (9) 和 (11), 具有個人特徵共變數之平均代表性主體, 其現職工作期間 $\bar{T}$ 在第 t 年仍能存活的機率,「高達」不具特徵共變數之平均參考主體在「比第 t 年更早的」約第 $t/8$ 年可以存活的機率; 尤其, 其現職工作期間 $\bar{T}$ 在第 t 年的終止風險率,「只等於」該參考主體「在比第 t 年更早的」約第 $t/8$ 年的終止風險率之 1/8 倍左右。[14] 所以, 該參考主體的現職年資之終止與老化速度, 快過於具有個人特徵變數者。

---

[13] 根據第三節, 由於 $\omega \sim \mathrm{EV1}(0, 1)$, 故不具個人特徵變數的平均參考主體之現職工作期間 $\bar{T}_0 = e^{\sigma\bar{\omega}} = 1$。再按 (5″) 或 (8), $\bar{T} = \bar{T}_0 e^{-\bar{\mathbf{x}}'\hat{\beta}} = e^{-\bar{\mathbf{x}}'\hat{\beta}}$, 故表 2 末端 $\bar{\lambda}^{-1} = e^{-\bar{\mathbf{x}}'\hat{\beta}}$ 列內各欄, 依序亦爲全體樣本、及各職類樣本的「平均代表性主體之現職工作年資」, 其中, 以「技藝有關工作與農林漁牧業生產人員」的 11.34 年爲最高, 而以事務支援人員的 6.56 年爲最短。

[14] 因此, 若犬的平均壽命爲 12 歲, 人的平均壽命爲 96 歲, 則犬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其 t 歲的終止風險率,「僅及」平均代表性犬類的生命週期在其約 $t/8$ 歲時的終止風險率之 1/8 倍左右。

當 $p(=1/\hat{\sigma})>1$ 時, 若 $\lambda_i \equiv e^{\mathbf{x}_i'\beta}$ 愈大 $\rightarrow \lambda_i^{-1} \equiv e^{-\mathbf{x}_i'\beta}$ 愈小, 則具有特徵變數向量之主體, 其 T 的存活時間高過於參考主體的存活時間 T_0 之倍數就愈小, 故其現職年資之存活機率高過於後者的倍率就愈低, 且其現職年資之終止風險機率低於後者的倍率也愈低。與該加速生命現象相對應的是: 如第 3.1 節所示, 當 $p(=1/\hat{\sigma})>1$ 時, 具個人特徵共變數之主體, 若其 $\lambda_i \equiv e^{\mathbf{x}_i'\beta}$ 愈大, 則會加速其 $S(t)$ 隨時間遞減的速率、及其 $H(t)$ 隨時間遞增的速率。因此, 就表 2 各職門的現職工作期間進行比較, 其中以事務支援人員、「機械設備操作、組裝人員、基層技術及勞力工」、和服務及銷售人員等職門的 $S(t)$ 之時間遞減速率最快, 故其 $H(t)$ 的時間遞增速率也最快; 而技藝有關工作與農林漁牧業生產人員則正好相反。

假若 $-\beta>0$, 則根據式 (8) 或 (5″), 特徵共變數 $\mathbf{x}_i$ 對具有該變數向量之主體的現職工作期間 T 具有正面的影響。且此時, 若 $\mathbf{x}_i$ 愈大, 一方面會使得該主體的現職工作存續期間變得愈長; 另一方面, 因生命加速因子之倒數 $e^{\mathbf{x}_i'\beta}$ 也變得愈小, 故而根據式 (9) 至式 (11), 不但會增加 T 在第 t 年的存活率, 且會因此降低其在該年終止的風險率。如第 4.2 節所示, 這些共變數涵蓋表中的正式教育年數、市場經驗水準、大型企業或政府部門、全日工作型態、已婚且配偶存在、和 30–44 歲壯年等。反之, 非典型工作和中型企業二變數, 則傾向加速 T 在第 t 年消逝的速度, 以及增加 T 在第 t 年終止的風險率, 因其多數之係數估計值 $\widehat{-\beta}<0$。

4.4 現職工作期間的比例風險分析

採用表 2 式 (5″) 的係數估計值 $\widehat{-\beta}$ 和 $\hat{\sigma}$, 並按式 (13) 所算出之比例風險的估計值 $\hat{\gamma}$, 經統計檢定顯示, 所有估計值的「異於 0 之統計顯著水準」, 與表 2 的統計顯著水準完全吻合; 僅是他們的正負符號相反, 此係因如式 (5‴) 與式 (2′) 所示, $\mathbf{x}_i$ 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。[15]

[15] 根據式 (12), 當 $\gamma=-(1/\sigma)\cdot(-\beta_j)=0$ 時, x_{ij} 不具任何解釋能力。所以, 若採用 t 分配以

若 $-\beta > 0$ 且愈大, 則當 $\mathbf{x}_i$ 的值上升, 其現職工作期間或其存活率的升幅就愈大; 而且, 根據式 (12′) 和 (13) 其終止的風險率不但會下降, 且其下降的比例 $[\gamma = (\partial H(t, \mathbf{x}_i)/\partial \mathbf{x}_i)/H(t, \mathbf{x}_i) < 0]$ 也愈大。所以, 如第 4.2 節所示, 若正式教育年數或經驗水準增加、行業爲製造業或營建業、或工作型態爲全日工作者, 則其現職工作期間愈長; 而與此相對應的是, 則是其終止風險率的下降比例也愈高。其中, 教育水準對現職工作期間的加乘效果, 和其對現職工作期間之終止風險率造成的減緩率, 均不容小覷。

反之, 若 $-\beta < 0$ 且其絕對值愈大, 則當 $\mathbf{x}_i$ 的值上升, 其 T_i 及其存活率的降幅就愈大; 而且, $H(t, \mathbf{x}_i)$ 會上升, 且其上升的比例 $[\gamma = (\partial H(t, \mathbf{x}_i)/\partial \mathbf{x}_i)/H(t, \mathbf{x}_i) > 0]$ 也愈大。這可任選表 2 中係數估計值是負號的解釋變數, 例如: 第 1 欄的 ATYPICAL JOB, 並根據式 (12′) 和 (13) 計算其對終止風險率所造成的變動率後, 進行比較而得知。其結果顯示, 非典型工作者的現職工作期間在第 t 期比典型工作者減少 41.7%; 而與此相對應的則是, 其終止風險率 $H(t, \mathbf{x}_i)$ 將增加 60.1%。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, 都不容忽視。

4.5 現職工作期間的相對風險 (風險比率) 分析

同樣由表 2 式 (5″) 的係數估計值 $\widehat{-\beta}$ 和 $\hat{\sigma}$, 可算得相對風險估計值向量 $\widehat{e^{\gamma}}$。統計檢定結果顯示, 這些估計值的「異於 1 的統計顯著水準」, 同樣與表 2 對應係數估計值「異於 0 的統計顯著水準」吻合; 僅其符號全爲正值, 此係因其爲兩種不同特徵者的風險率之相對比值。[16]

如式 (12‴) 中 $(e^{\gamma_j})^{x_j}$ 所示, 個人特徵變數爲其所具係數的次方值, 故當係數估計值 $0 < \widehat{e^{\gamma_j}} < 1$ 時, 若其所屬之特徵變數 x_j 愈大, 則具該特徵變數

檢定比例風險估計值 $\hat{\gamma}_j$ 是否具有異於 0 的統計顯著性, 須將其標準化爲以下的檢定統計量:

$$Z_j^P = \frac{\widehat{\gamma_j} - 0}{\text{Std.Err.}\left(\widehat{\gamma_j}\right)} = \frac{-\left(1/\hat{\sigma}\right)\cdot\left(\widehat{-\beta_j}\right)}{\text{Std.Err.}\left[-\left(1/\hat{\sigma}\right)\cdot\left(\widehat{-\beta_j}\right)\right]} = \frac{-\left(1/\hat{\sigma}\right)\cdot\left(\widehat{-\beta_j}\right)}{\left[\text{Std.Err.}\left(\widehat{-\beta_j}\right)\right]/\hat{\sigma}}.$$

[16] 當 $\gamma_j = 0$, 亦即: 當 $e^{\gamma_j} = 1$ 時, x_j 對相對風險不具任何解釋能力。因此, 若欲採用 t 分配以檢定 x_j 對相對風險的解釋能力 $\widehat{e^{\gamma_j}}$ 是否具有異於 1 的統計顯著性, 則須將其標準化爲如下檢定統計量:

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。反之, 當 $\widehat{e^{\gamma_j}} > 1$ 時, 若其所屬的 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大, 故前者的現職工作年資之終止風險率, 相對於後者的終止風險率之比率也愈大。

職是之故, 相對風險係數估計值向量 $\widehat{e^{\gamma}}$ 的計算結果與含義主要如下: (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、年齡爲 30–44 歲的壯年者, 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, 以及專業人員、事務支援人員、服務及銷售人員等職門的男性, 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、且分別比典型工作者和這些職門的女性來得高。

5. 結論與政策涵義

本研究根據「Weibull 有母數對數線型存活模型」, 估計臺灣現職工作年資的存續週期。爲確實使用 Weibull 的分析法, 且爲使該存續模型能確實適合現職工作年資的觀察資料, 本研究解構 Weibull 模型與「第一型最小極值分配」的關連性, 並探討其所兼具的「加速時間失敗」與「比例風險」之計量特性。

採用主計總處 2012 年「人力資源暨運用調查」資料, 估計 Weibull 模型的結果主要如下: 教育年數或市場經驗水準愈高者、任職於製造業或是營造業等行業者、任職於大型企業或政府部門者、全日工作者、已婚且配偶存在者、或 30–44 歲的壯年者, 其現職工作年資較相反情況者來得長, 故其現職工作期間的終止風險率及相對風險也相對較低; 其中, 又以正式教育年數所產生的效果爲最大。反之, 臨時工與人力派遣工等非典型工作者及任職於中小

$$Z_j^R = \frac{e^{\hat{\gamma}_j} - e^0}{\text{Std.Err.}\left(e^{\hat{\gamma}_j}\right)} = \frac{e^{\hat{\gamma}_j} - 1}{\text{Std.Err.}\left(e^{\hat{\gamma}_j}\right)} = \frac{e^{-(1/\hat{\sigma})\cdot(\widehat{-\beta_j})} - 1}{\text{Std.Err.}\left(e^{-(1/\hat{\sigma})\cdot(\widehat{-\beta_j})}\right)}.$$

型企業者, 其現職工作年資相對較短, 故其現職工作年資的終止風險率及相對風險也相對較高; 其中, 又以非典型就業型態所產生的效果爲最大。

中高齡者的現職工作期間雖居各年齡別之末, 但青少年的情況並沒有比中高齡者好到哪裡, 而且, 因這種態勢與歷年年齡別失業機率相同, 足見, 這兩個年齡群無論在工作尋求或在就業穩定上均處於劣勢。職業變數顯示, 現職工作年資依序以專業、農林漁牧業生產、「民意代表、主管及經理」、技藝有關工作等職別爲最長, 而以「機械設備操作、組裝人員、基層技術勞力工」之基層職別爲最短。歷年職業別失業機率之迴歸顯示, 失業機率亦以基層職別居冠, 故這群基層勞工爲我國勞動市場中另一群就業困難且工作較不保的弱勢者。

Weibull 的加速失敗時間分析顯示, 具有個人特徵共變數之平均主體的現職工作年資, 約爲不具個人特徵共變數之平均參考主體的 8 倍, 故該參考主體的現職工作期間過得比該平均主體快 8 倍左右。又, 該具有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, 高達該平均參考主體約在第 $(1/8)t$ 年仍能存活的機率; 尤其, 其現職工作期間在第 t 年的終止風險率, 更僅及該參考主體在約第 $(1/8)t$ 年的終止風險率之 1/8 倍左右。

根據人事經濟學文獻, 非典型就業不利於年資工資、效率工資和延遲支付契約等薪給制度之施行, 因而絕對有礙於總體薪資水準的提升。同時, 這種就業型態有礙於勞資雙方「相依關係」之養成與維持, 因而無法促使員工爲雇主忠誠不懈地效勞, 故而有礙於總體勞動生產力之提升。又, 這種就業型態不利於「廠商特定人力資本」之累積, 因而絕對不利於廠商生產技術之維持與升級。尤其, 在這種就業型態下, 因欠缺效率工資和延遲支付契約所具有的自動監視與抑制員工懈怠、和自動刺激員工工作動機等內建機制, 且因廠商缺乏特定人力資本之投資意願, 致使受僱者易遭雇主解僱、裁員, 從而不利於總體就業水準之提升。

參考文獻

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。(Jiang, F.-F. (2006), "Impacts of Foreign Worker Importation on the Unemployment, Occupational Choice and Wage Rates of Local Workers," *Taiwan Economic Forecast and Policy*, 37(1), 69–111.)

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》, 38(2), 111–140。(Jiang, F.-F. (2008), "The Estimation of Human Capital Production and Investment from Earnings," *Taiwan Economic Forecast and Policy*, 38(2), 111–140.)

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。(Jiang, F.-F. (2011), "A Study on the Demographic Composition and Wage Structure of Unemployment and Atypical Employment," *Taiwan Economic Forecast and Policy*, 42(1), 75–118.)

Abraham, K. and H. Farber (1987), "Job Duration, Seniority, and Earnings," *American Economic Review*, 77(3), 278–297.

Baum, C. and C. Ruhm (2013), "The Effects of Paid Family Leave in California on Labor Market Outcomes," *NBER Working Paper*, No. 19741.

Bayo-Moriones, A., J. Galdon-Sanchez, and M. Guell (2004), "Is Seniority-Based Pay Used as a Motivation Device? Evidence from Plant Level Data," CEP Discussion Paper, Center for Economic Performance, London School of Economics and Political Science.

Ben-Porath, Y. (1967), "The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings," *Journal of Political Economy*, 75 (4, Part 1), 352–365.

Clark, R. and N. Ogawa (1992), "Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States," *American Economic Review*, 82(1), 336–345.

Corelli, A. (2012), "The Tale of the Tail: Extreme-Value Patterns of Financial Returns," *The Journal of Risk Finance*, 13(5), 507–516.

Cox, D. and D. Oakes (1984), *Analysis of Survival Data*, London: Chapman and Hall.

Dustman, C. and C. Meghir (2005), "Wage, Experience and Seniority," *Review of Eco-*

nomic Studies, 72(1), 77–108.

Harris, M. and B. Holmstrom (1982), "A Theory of Wage Dynamics," *Review of Economic Studies*, 49(3), 315–333.

Hashimoto, M. (1981), "Firm Specific Human Capital as a Shared Investment," *American Economic Review*, 71(3), 475–482.

Hashimoto, M. (2001), "Firm-Specific Human Capital as a Shared Investment: Reply," *American Economic Review*, 91(1), 348–349.

Heckman, J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47(1), 153–161.

Holmstrom, B. (1983), "Equilibrium Long-Term Labor Contracts," *Quarterly Journal of Economics*, 98(3), 23–54.

Holmstrom, B. (1999), "Managerial Incentive Problems: A Dynamic Perspective," *Review of Economic Studies*, 66(1), 169–182.

Hutchens, R. (1989), "Seniority, Wages and Productivity: A Turbulent Decade," *Journal of Economic Perspectives*, 3(4), 49–64.

Jiang, F.-F. (1987a), "Intermittency-Dependent Formal Schooling Investment," IEAS Working Paper, The Institute of Economics, Academia Sinica.

Jiang, F.-F. (1987b), "Labor Force Intermittency, Human Capital Investment (Production) and the Formulation of Intermittency-Oriented Disposable Earnings," IEAS Working Paper, The Institute of Economics, Academia Sinica.

Jiang, F.-F. (1992), "The Effects of Expected Labor Force Intermittency on the Duration of Formal Schooling," *Industry of Free China*, 77(2), 13–36.

Kalbfleisch, D. and R. Prentice (1980), *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York: John Wiley and Sons, Inc.

Karabarbounis, L. and B. Neiman (2014), "The Global Decline of the Labor Share," *Quarterly Journal of Economics*, 129(1), 64–103.

Krause, M. (2012), "Director of Nursing Current Job Tenure and Past Experience and Quality of Care in Nursing Homes," *Health Care Management Review*, 37(1), 98–108.

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.

Lazear, E. (1979), "Why Is There Mandatory Retirement," *Journal of Political Economy*, 87(6), 1261–1284.

Lazear, E. (1981), "Agency, Earnings Profiles, Productivity and Hours Restrictions," *American Economic Review*, 71(4), 606–620.

Lee, L. F. (1983), "Generalized Econometric Models with Selectivity," *Econometrica*, 51(2), 507–512.

Luski, I. and M. Malul (2014), "The Effects of a Back-Loaded Compensation Policy on the Recruiting of Older Workers," *Applied Economics Letters*, 21(5), 312–316.

Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York: National Bureau of Economic Research.

Mincer, J. and S. Polachek (1974), "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women," *Journal of Political Economy*, 82(2, Part 2), 76–110.

Mumford, K. and P. Smith (2003), "Determinants of Current Job Tenure: A Cross Country Comparison," *Australian Journal of Labour Economics*, 6(3), 435–451.

Oi, W. (1962), "Labor as a Quasi-Fixed Factor," *Journal of Political Economy*, 70(6), 538–555.

Parsons, D. (1986), "The Employment Relationship: Job Attachment, Work Effort, and the Nature of Contracts," in O. Ashenfelder and R. Layard, (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 1, Amsterdam: North Holland.

Polachek, S. (1975), "Differences in Expected Post-School Investment as a Determinant of Market Wage Differentials," *International Economic Review*, 16(2), 451–470.

Polachek, S. (1980), "Conflict and Trade," *Journal of Conflict Resolution*, 24(1), 55–78.

Polachek, S. and S. Siebert (1993), *The Economics of Earnings*, Cambridge: Cambridge University Press.

Poon, S., M. Rockinger, and J. Tawn (2003), "Extreme Value Dependence in International Stock Markets and Financial Applications," *Statistica Sinica*, 13(4), 929–953.

Poon, S., M. Rockinger, and J. Tawn (2004), "Extreme Value Dependence in Financial Markets: Diagnostics, Models, and Financial Implications," *Review of Financial Studies*, 17(2), 581–610.

Rachid, S. (1988), "Quality in Contestable Markets: A Historical Problem?" *Quarterly*

Journal of Economics, 103(1), 245–250.

White, M. (1993), "Delayed-Payment Contracts as a Means of Discouraging Unionization," *Journal of Labor Research*, 14(4), 423–438.

Zwick, T. (2008), "The Employment Consequences of Seniority Wages," ZEW Discussion Paper, Center for European Economic Research.

A WEIBULL ANALYSIS OF THE CURRENT JOB TENURE IN TAIWAN WITH BOTH ACCELERATED FAILURE-TIME AND PROPORTIONAL HAZARDS METRICS

Feng-Fuh Jiang*

Institute of Economics, Academia Sinica
and Department of Economics, National Chengchi University

Keywords: Current job tenure, Weibull duration analysis, Accelerated failure-time model, Proportional hazards

JEL Classification: J24, J53, J63

* Correspondence: Feng-Fuh Jiang, Institute of Economics, Academia Sinica, Taipei 115, Taiwan. Tel: (02) 2782-2791 ext. 312; Fax: (02) 2785-3946; E-mail: fjiang@econ. sinica.edu.tw.

ABSTRACT

Relationships between current job tenure, which refers to the length of time in the current role at a specific firm, and firm-specific human capital and their determinants are examined theoretically. The approach of estimation for the survival model is explored by associating Weibull's parametric log-linear duration model with the extreme-value type-I (min.) distribution and the accelerated life model, as well as both proportional and relative hazards as embedded in Cox's proportional hazards model. By fitting the survival model to household data from the May 2012 Manpower Utilization Survey of Taiwan, the estimation results can be briefly summarized as follows: (1) Of all the covariates, formal schooling level imposes the greatest positive effect on the time length of current job tenure and hence has the greatest mitigating effect on the risk that the current job tenure fails (terminates); conversely, atypical employment imposes the largest negative effect on the time length of current job tenure and hence has the largest increasing effect on the failure risk of current job tenure. (2) The current job tenure of the reference subject fails around 8 times earlier (or ages around 8 times faster) than that of the subject with covariates. More interestingly, this implies that the risk that the current job tenure of the subject fails at a given survival time equals only around an eighth the risk that the current job tenure of the reference subject fails at about an eighth times earlier than the given survival time. (3) Estimation results from Weibull do have implications similar to results from both the accelerated failure-time and proportional hazards metrics.

Reproduced with permission of the copyright owner. Further reproduction prohibited without permission.