

國立政治大學

經濟學研究所

碩士論文

台灣工作風險與薪資關係  
之追蹤資料分析研究

**Wage and Job Risk in Taiwan:  
A Panel Data Analysis**

指導教授：蕭代基 博士

研究生：蘭建豪

中華民國 107 年 7 月

# 摘要

國內外政府及學者為衡量降低死亡風險之效益，通常使用特徵工資模型估計薪資的風險彈性，並且計算一個統計生命的價值（value of a statistical life，VSL），然而此專有名詞容易被錯誤解讀，因此本研究依照 Cameron（2010）的方法改為計算風險變動百萬分之一的願付價值(the willingness to pay for a micro-risk reduction， $WTP_{\mu r}$ )。

過去補償性工資差異的研究常使用橫斷面資料，並假設不存在內生性問題，直接以普通最小平方法來分析，然而 Garen（1988）認為風險是一個內生變數，因此他改用兩階段最小平方法處理風險之內生性問題。

本研究使用的勞工特徵與風險特徵的資料，分別來自中央研究院人文社會科學研究中心華人家庭動態資料庫、勞工保險局勞工職業災害保險資料庫，華人家庭動態資料庫是 1999 年至 2014 年的追蹤資料。

我們將全體就業者分成技藝有關人員、管理與專業人員等二類職業別，並用追蹤資料固定效果模型進行迴歸分析，可以處理部分內生性問題，其全體就業者、技藝有關人員、管理與專業人員薪資的風險彈性分別為 0.0338、0.0567、0.0220，前兩者統計上顯著，代表其他情況不變下，行業風險越高工資也越高，因此存在補償性工資差異，然而管理與專業人員面對的工作風險較低，此職業別不會和雇主協議風險特徵的報酬，雇主在工作特徵中也不會放入風險特徵，所以管理與專業人員不存在補償性工資差異。

最後，由加入環境特徵變數的迴歸估計結果，發現受僱者偏好較舒適的氣溫與較清淨的空氣，所以一月氣溫較高的地區有較多的勞動供給與較低的薪資，另一方面，七月氣溫越高的地區有較低的勞動供給與較高的工資，同樣的，懸浮微粒濃度較高的地區須用較高的薪水來吸引員工來此地就業。此結果符合 Roback（1982）之理論預期與實證結果。

關鍵字：特徵工資法、補償性工資差異、願付價值

## Abstract

In general, the risk elasticity coefficient of wage and the value of a statistical life (VSL) are estimated by the hedonic wage model in order to evaluate the benefit of reducing mortality risk for governments and scholars. However, the term of VSL can easily be misinterpreted literally, thus this thesis instead utilized the approach proposed by Cameron (2010) to calculate the willingness to pay for a micro-risk reduction ( $WTP_{\mu r}$ ).

Past studies on compensating wage differentials usually use cross-sectional data, assume that there is no endogeneity problem, and directly conduct analysis with ordinary least squares regression. However, Garen (1988) considers that risk is an endogenous variable and adopts a two-stage least squares approach to deal with the endogeneity problem of risk.

The data of labor and risk characteristics used in this thesis are from the Panel Study of Family Dynamics during 1999 to 2014 published by the Research Center for Humanities and Social Sciences in Academia Sinica and from the Bureau of Labor Insurance, Ministry of Labor respectively.

The total employees are divided into two categories: technical workers and managers/professionals. In order to tackle the partial endogeneity problem, the panel data and fixed effects model are utilized to conduct a regression analysis. We found that the risk elasticity coefficients of total employees, technical workers, and managers/professionals are 0.0338, 0.0567, and 0.0220 respectively. The first two regressions are statistically significant, indicating that the higher the risk, the higher the wage if other things being equal, hence the results confirm the existence of compensating wage differentials. Nevertheless, managers/professionals face less risk at work so they won't ask for any risk premium. Their employers also won't add risk to the characteristics of the job; therefore, there is no compensating wage differentials for managers and professionals.

In addition to employer's and employee's characteristics, environmental variables are also important factors of the wage equation, and the result shows that employers have to pay higher wages to attract people to work in areas with less comfortable temperatures and dirtier air quality because employees prefer more comfortable temperatures and cleaner air. This finding is consistent with Roback's (1982) theory and empirical results.

**Keywords:** hedonic wage model, compensating wage differentials, willingness to pay

# 目錄

第一章、緒論.....	1
第一節、研究動機與目的.....	1
第二節、研究對象、研究方法.....	4
第三節、研究流程.....	5
第二章、理論架構.....	6
第三章、文獻回顧.....	10
第一節、補償性工資差異.....	10
第二節、環境特徵變數.....	14
第三節、國內文獻.....	16
第四章、資料與變數解釋.....	18
第一節、資料說明.....	18
第二節、資料處理.....	20
第三節、變數說明.....	21
第四節、敘述統計.....	25
第五章、實證分析.....	34
第一節、實證模型.....	34
第二節、實證結果.....	36
第三節、願付價值 WTP.....	44
第六章、結論.....	47
參考文獻.....	48
中文參考文獻.....	48
英文參考文獻.....	49
附錄.....	51
附錄一.....	51

# 圖目錄

圖 1	市場均衡之特徵工資函數.....	8
圖 2	1999 年到 2014 年度各行業風險平均值（單位：千分率）.....	28
圖 3	1999 年到 2014 年度各行業從業人口比例（單位：百分比）.....	29
圖 4	年薪（單位：新台幣元）.....	31
圖 5	教育、工作年數、母親教育年數.....	31
圖 6	健康程度.....	31
圖 7	性別、婚姻狀態、公司規模.....	32



# 表目錄

表 1	模型變數說明以及資料來源.....	24
表 2	1999 年至 2014 年各行業受訪者年薪敘述統計表.....	26
表 3	1999 年至 2014 年各個變數之敘述統計.....	27
表 4	技藝有關工作人員、管理與專業人員 1999 年至 2014 年之敘述統計.....	33
表 5	OLS 與固定效果模型之特徵變數比較.....	38
表 6	追蹤資料估計結果.....	42
表 7	本研究與台灣過去研究差異.....	46



# 第一章、緒論

## 第一節、研究動機與目的

Rosen (1974) 提出特徵價格理論 (hedonic price theory) 說明商品是由多種特徵 (characteristic) 組成，之後延伸出特徵工資理論 (hedonic wage theory)，Thaler (1976) 得到補償性工資差異的結論 (compensating wage differentials, CWD)，其他條件相同下，若沒有給予勞工額外補償，勞工將不願意從事較危險的工作。

從 1976 年至今關於補償性工資差異的研究，主要都是用橫斷面資料 (cross section data)，且沒有考慮風險內生性問題，這將會造成不一致的迴歸結果，因此結論差異較大。Charles Brown (1980) 使用追蹤資料 (panel data) 搭配固定效果模型 (fixed effects) 部分處理了內生性問題，接下來 Garen (1988) 是第一個採用追蹤資料搭配兩階段最小平方法 (two stage least squares) 專門處理風險內生的問題，後來有 Hintermann、Alberini 與 Markandya (2010) 與 Kniesner et al. (2012) 使用追蹤資料並假設風險為內生，並用工具變數、兩階段最小平方法等處理內生性問題。

過去台灣的研究主要有三個問題，使用橫斷面資料、模型用普通最小平方法 (ordinary least squares, OLS)、假設不存在風險內生性問題，但是我們認為無法觀察到的勞工特徵與遺漏變數將透過殘差項影響風險變數，造成結果不一致，因此本文使用追蹤資料用固定效果模型 (fixed effect, FE) 控制部份內生性問題。

Gegax、Gerking 與 Schulze (1991) 認為將所有樣本一起進行迴歸分析時，無法觀察不同群體被解釋變數與解釋變數的關係有何差異，例如：在商談風險較

低的管理與專業人員<sup>1</sup>的薪資時，雇主與受雇者不會在工作特徵中加入風險特徵，所以此職業別將不會存在補償性工資差異，然而面臨較高風險的技藝有關工作人員<sup>2</sup>和雇主談薪資時會包含風險特徵，所以高風險職業別將會存在補償性工資差異。因此，本研究除了對全體就業者進行迴歸分析，另外再針對技藝有關工作人員及管理與專業人員進行分群迴歸，以探討高風險職業別與低風險職業別之薪資與各個特徵變數的關係有何不同。

Freeman (2014) 指出政府評估政策效益時，通常使用「一個統計生命的價值 (the value of a statistical life, VSL)」，例如：10,000 人中每一個人有 0.0004 的機率將會在明年死去，當政府推動一項污染減排的政策，假設這項政策對每個人有相同影響，將會降低死亡率至 0.0003，變動量為 0.0001，如果每個人對死亡率降低 0.0001 願意支付 (willingness to pay, WTP) 500 元，這群人對這項政策的願付價值總和是 5,000,000 元，除以每年因風險下降減少的死亡人數期望值 1 人，所以 5,000,000 元為一個統計生命的價值。

然而 Cameron (2010) 認為一個統計生命的價值字面上的意思過於簡單，一般大眾容易被字面上的意思誤導，例如華盛頓郵報 (Washington Post) 的記者 Fahrenthold (2008) 下了「無限降價：美國環保署說人命不值錢 (Cosmic Markdown: EPA says life is worth less)」的標題在華盛頓郵報頭版上，並在文章中強調政府當局降低了人的生命價值，從 8.04 百萬美元減少至 7.22 百萬美元。

改善環境的政策能減少的死亡風險通常很小，由前面提到的例子，在一萬人中減少萬分之一的死亡率，算出來的死亡期望值剛好為 1，也就是 VSL 的概念，

---

<sup>1</sup> 管理與專業人員屬於行政院主計處職業分類系統，第一大類：民意代表、主管及經理人員，與第二大類：專業人員。

<sup>2</sup> 技藝有關工作人員屬於行政院主計處職業分類系統，第七大類：技藝有關工作人員。



然而這種說法對非經濟學家而言，通常是無法接受的。因此 Cameron (2013) 建議捨棄 VSL，改由計算風險減少百萬分之一的願付價值<sup>3</sup> (willingness to pay for a “microrisk” reduction)，將減少百萬分之一的風險所願付的價格乘以 1,000,000 即為過去所計算之 VSL。

最後我們與過去補償性工資差異研究最大的不同在於，過去所討論的變數主要集中在勞工特徵、工作特徵、時間變數等的影響，然而，因此本研究依據 Roback (1982)，認為除了勞工特徵、工作特徵、時間變數，生活環境特徵也是工資函數的變數，探討一月平均氣溫、七月平均氣溫及懸浮微粒濃度等三個環境特徵對薪資的影響。



---

<sup>3</sup> Howard (1984) 最早提出 micromort，micro 指的是 millionth，mort 指的是 mortality，也就是百萬分之一的死亡率。

## 第二節、研究對象、研究方法

本研究之研究對象為台灣的勞動市場<sup>4</sup>，勞工特徵與工作特徵的資料來自中央研究院人文社會科學研究中心華人家庭動態資料庫，總觀測筆數共有 13,180 筆，風險特徵的資料來自勞動部勞工保險局職業災害給付千人率，時間分別橫跨 1999 年到 2014 年、1996 年到 2011 年，環境特徵資料為中央研究院環境變遷中心林傳堯研究員所提供。

本研究方法建立在特徵工資理論，估計薪資的風險彈性，以計算風險減少百萬分之一的情況下的願付價值。

有別於過去使用橫斷面資料應用普通最小平方法模型，本研究使用追蹤資料採用固定效果模型，並加入環境特徵變數，除了分析全體就業者，我們根據高風險高低，將職業別為技藝有關工作人員及管理與專業人員，進行分群迴歸，探討高風險職業別與低風險職業別是否存在補償性工資差異，及工資與其他特徵變數的關係有何差異。

---

<sup>4</sup> 此市場排除農、林、漁、牧業和非受僱者。

### 第三節、研究流程

本研究共分為六章依序是緒論、理論架構、文獻回顧、資料與變數解釋、實證分析、及結論，首先，緒論說明過去台灣這方面的研究主要使用橫斷面資料並假設不存在內生性問題，以及採用容易讓人誤解的一個統計生命的價值，因此我們採用追蹤資料並由固定效果模型控制部分內生性問題，觀察台灣勞動市場均衡時是否存在補償性工資差異，並計算風險減少百萬分之一的願付價值。

文獻回顧主要分為三部分：處理內生性問題的方式及補償性工資差異的討論、環境特徵變數對工資的影響、以及台灣過去這方面的研究成果。

接著，說明資料來源，包括華人家庭動態資料庫、勞工保險局及中央研究院林傳堯研究員，解釋資料如何進行篩選，利用統計量觀察全體就業者各個變數的特性，最後再分別比較技藝有關工作人員及管理與專業人員的資料特性。

在實證分析，首先，本研究使用兩種統計模型 OLS 和固定效果，以個人特徵為基礎，依序加入工作特徵、時間變數及環境特徵等解釋變數，以瞭解薪資的風險彈性之穩定性。接著，使用固定效果模型，檢視全體就業者、技藝有關工作人員及管理與專業人員等職業別族群之薪資與各個特徵變數的關係有何差別。最後，使用迴歸結果，計算風險減少百萬分之一的願付價值，並和過去研究結果比較。

最後，總結本研究的研究結果，討論造成本研究補償性工資差異及 VSL 結果和過去不同的原因。

## 第二章、理論架構

Freeman (2014) 在說明風險的願付價值 (willingness to pay, WTP) 時，假設有三個風險來源，分別是外生的環境風險、個人可以控制的工作風險及受消費水準  $x_i$  影響的風險<sup>5</sup>，對應的死亡機率為  $\rho_e$ 、 $\rho_j$ 、 $\rho_{x_i}(x_i)$ ，假設死亡機率互相獨立，所以存活機率為  $\pi = (1 - \rho_e)(1 - \rho_j)[1 - \rho_{x_i}(x_i)]$ ，假設個人每年的年薪為  $M(\rho_j)$  且  $\frac{\partial M}{\partial \rho_j} > 0$ ，若  $I$  是外生所得，總所得  $M^* = I + M(\rho_j)$ ，假設預期效用函數給定如下

$$E(u) = (1 - \rho_e)(1 - \rho_j)[1 - \rho_{x_i}(x_i)]u[M^*(\rho_j) - p_{x_i}(x_i)] \quad (1)$$

對 (1) 式進行全微分，得到邊際外生環境風險變動一單位時的願付價值 ( $dI/d\rho_e$ ) 如下式

$$w_{\rho_e} = (1 - \rho_j)[1 - \rho_{x_i}(x_i)] \frac{u(\cdot)}{\pi \frac{\partial u}{\partial M^*}} \quad (2)$$

(2) 式說明個人死亡損失效用價值，為了用金錢來表示，所以將死亡的效用  $u(\cdot)$  除以邊際所得效用 ( $\pi \frac{\partial u}{\partial M^*}$ )，再乘上工作風險、財貨消費風險沒有發生的機率。

為了觀察個人消費行為或是勞動市場的邊際願付價值，我們假設消費者效用極大化的情況下，選擇商品  $x_i$  和某份工作擁有  $\rho_j$  的風險。

由一階條件 (first order condition, FOC) 可以得到以下兩個式子

$$\frac{\partial M}{\partial \rho_j} = (1 - \rho_e)[1 - \rho_{x_i}(x_i)] \frac{u(\cdot)}{\pi \frac{\partial u}{\partial M^*}} \quad (3)$$

<sup>5</sup>  $x_i$  為向量  $X$  的一個元素，財貨除了影響死亡風險，也能為消費者帶來效用，一般來說  $x_i$  能給消費者增加或是減少死亡機率，例如：抽煙、購買火災警報器，但是這裡作者假設  $\frac{\partial \rho_{x_i}}{\partial x_i} < 0$ 。

$$-\frac{p_x}{\frac{\partial p_x}{\partial x_i}} = (1 - \rho_e)(1 - \rho_j) \frac{u(\cdot)}{\pi \left[ \frac{\partial u}{\partial M^*} - \frac{\partial u}{\partial x_i} \right]} \quad (4)$$

(3) 式說明由勞工放棄的邊際工資所得，等於一份較安全工作所產生的邊際效益，由(2)、(3)式假設 $(1 - \rho_j)$ 近似於 $(1 - \rho_e)$ ，可知邊際風險價格可以從外生風險變動一單位的邊際願付價值來估計之，此即為風險的邊際隱含價格 (marginal implicit price)，可以透過特徵工資模型 (hedonic wage model) 計算。

(4) 考慮消費商品的邊際貨幣效用，造成等號右邊的結果和前兩式不同，假設 $\frac{\partial u}{\partial x_i} = 0$ ，在 $(1 - \rho_e)$ 近似於 $[1 - \rho_{x_i}(x_i)]$ 的情況下，(4)式左式的意思是購買 $x_i$ 商品所減少的邊際風險成本，可以由邊際願付價值來計算。

最後存在多個死亡風險因素時，消費者購買一些商品，而這些商品同時減少各種風險發生的機率，因此減少這些風險發生的成本可視為願付價值。

Freeman (2013) 指出補償性工資差異 (compensating wage differentials) 正式的說法是特徵工資模型，最早提出這個觀念的人是亞當斯密斯 (Adam Smith)，他說明其他情形不變下，比起惡劣的工作環境勞工偏好工作環境較好的工作，因此好的工作環境有更多的勞動供給與較低的薪資水準。特徵工資法常用來計算風險降低，所減少死亡、傷殘的價值，也用來評估各區域的環境、社會文化的價值。以特徵工資函數推估邊際隱含價格時，需假設工作選擇皆在勞動市場達到均衡時發生，並且市場不會區隔成其他較小的市場。

Viscusi 與 Aldy (2003) 說明雇主及勞工的觀點，勞動需求隨著勞工成本上升；減少雇用需求，僱用勞工的成本包含勞工的薪資、訓練、健康保險、假期與安全的工作環境。給定某個利潤水準下，工作風險越高，廠商付給勞工的薪資將會增加。由圖 1 可知，廠商的等利潤線  $OC_i$  (第  $i$  家廠商的等利潤線)，

提供的工資隨著風險的增加而上升。給定任何風險下，勞工選擇工資最高的組合點，因此將所有風險和薪資的組合點相連，將有一條包絡曲線  $w(p)$ 。

勞動供給面，健康勞動者及受傷勞動者的效用函數分別為  $U(w)$ 、 $V(w)$ ，假設勞工偏好健康 ( $U(w) > V(w)$ ) 以及所得的邊際效用為正 ( $U'(w) > V'(w) > 0$ )，勞工將從  $w(p)$  中選取一風險和薪資的組合使效用極大化。

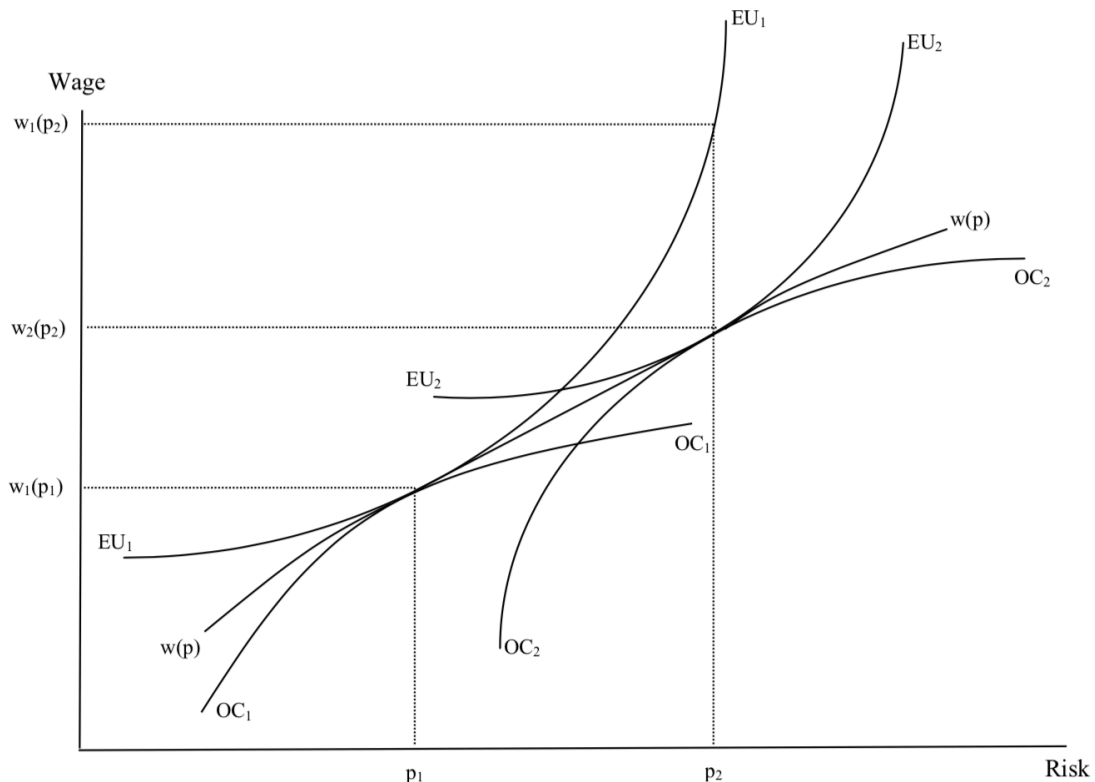


圖 1 市場均衡之特徵工資函數

資料來源：Viscusi 與 Aldy (2003)

最後 Freeman (2014) 假設勞工會消費單位財貨  $z$ ， $S$  是勞工特徵、 $Q$  為工作特徵向量、 $\delta$  為工作死亡機率， $p_w = p_w(\delta, Q, S)$  為勞工所面對的工資函數， $z$  為單位財貨價格，假設預期效用極大化，給定工資限制式條件，可以得到

$$\text{Max } E[u] = \pi \cdot u(z, Q, S) + \lambda [p_w(\delta, Q, S) - z]^6$$

<sup>6</sup> 假設  $\pi = (1 - \phi)(1 - \delta)$  為生存機率， $\phi$  為死於工作以外原因的機率，但是  $\phi$  通常很小，所以假設存活機率約等於  $1 - \delta$ 。

由一皆條件 (F.O.C.) 選擇最適的消費量  $z$ 、工作風險  $\delta$ 、工作特徵  $Q$ ，如下

$$\pi \frac{\partial U}{\partial z} = \lambda \quad (5)$$

$$\frac{U(\cdot)}{\lambda} = \frac{\partial p_w}{\partial \delta} \quad (6)$$

$$\frac{\pi \partial u / \partial Q}{\lambda} = - \frac{\partial p_w}{\partial Q} \quad (7)$$

(5) 式表示消費的邊際效用為  $\lambda$  且  $\lambda$  大於 0。(6) 式說明當工作越安全風險越小的情況下，工資越低，另外增加一單位的風險時，勞工需要被補償  $\frac{U(\cdot)}{\lambda}$ ，也就是邊際隱含價格。(7) 式說明每個工作特徵的邊際願付價值等於邊際隱含價格。

最後，如果勞工知道工資與工作特徵、工作風險存在相關性，他們會選擇想要的工作特徵、工作風險，使每個特徵各自的邊際效益等於邊際成本，低風險工作的邊際成本就是拿較低的薪資，必等於低工作風險的邊際願付價值。



### 第三章、文獻回顧

本節分成三個部分，分別探討補償性工資差異的文獻、與環境特徵相關文獻、及台灣討論此研究的文獻。

#### 第一節、補償性工資差異

本節說明過去幾十年補償性工資差異的主要研究成果，從一開始假設不存在內生性，到 Charles Brown (1980) 應用固定效果模型處理部分內生性問題，Garen (1988) 是第一個用兩階段最小平方法 (two stage least square) 處理風險內生問題，近年 Leigh (1995)、Arabsheibani 與 Marin (2000)、Hintermann、Alberini 與 Markandya (2010) 這三篇實證文獻對補償性工資差異是否存在提出質疑。

Rosen (1974) 建立特徵價格理論 (hedonic price theory)，說明財貨的價格是由很多不同特徵對應到的價格所組成，消費者某特徵的需求量增加一單位支付的費用，即為某特徵的價格亦稱為邊際隱含價格 (marginal implicit price)。之後 Thaler and Rosen (1976) 發表實證結果，由特徵工資模型估計風險的隱含價格後，計算一個統計生命的價值約落在 14 萬美元至 26 萬美元。

Charles Brown (1980) 採用的資料主要來自於美國勞動統計局 (Bureau of Labor Statistics) 在 1966 至 1971 年與 1973 年國家年輕男性追蹤調查 (The National Longitudinal Survey Young Men's sample)，關於勞工特徵他認為賺錢能力是隨時間不變，可以用固定效果模型來處理，解決遺漏變數的問題<sup>7</sup>，另外他加入七個會隨時間影響賺錢能力的變數<sup>8</sup>，以及四種工作特徵變數<sup>9</sup>，接著他提到使用分群

<sup>7</sup> 遺漏變數的問題被過去的研究 (1980 年以前) 視為不存在補償性工資差異的主因。

<sup>8</sup> 分別是時間變數、反映人力資本投資的變數、是否加入工會、婚姻狀態、地理位置、被解僱的變數、健康狀態。

<sup>9</sup> 工作是否重複性高、工作壓力是否大、是否需要體力、工作環境。



迴歸分成白人與黑人，發現分群迴歸比全部觀測值合併在一起的結果更具代表性，最後他認為以下因素將造成補償性工資差異不存在或是被低估的因素：勞動市場並非完全競爭、工作的偏好、衡量誤差、遺漏變數。

Viscusi (1978) 首先提出隨著財富增加；安全需求將會上升，財富越多的人將選擇風險越低的工作，表示財富效果透過殘差項影響工作風險的選擇，認為必須處理風險內生性的問題。

之後 Garen (1988) 使用美國資料進行分析，其中風險數據來自勞動局統計資料，勞工特徵及所得來自 1981 年至 1982 年所得動態資料<sup>10</sup> (panel study of income dynamics, PSID)，認為賺錢能力越強的勞工會選擇較安全的工作，然而這種無法觀察到的變數進入到殘差項，將低估薪資的風險彈性，進而低估願付價值，因此是第一個用兩階段最小平方法 (two-stage least squares)，處理風險內生性的問題，得到的風險係數和統計生命價值比普通最小平方法的結果大<sup>11</sup>。另外處理測量誤差 (measurement error)，因為同一個行業中不是所有員工皆面對相同風險，其中白領階級工作環境相對安全面對的風險較藍領階級小，因此將白領階級的觀測值刪除。

Purse (2004) 提出失業率高且勞工本身教育程度低或是沒有足夠的技能，此時勞工沒有辦法在市場上自由移動，在這樣的情況下風險上升時薪資的補償將會減少。因此 Guo 與 Hammitt (2009) 考慮失業率對統計生命的價值潛在影響，認為失業率較高時，勞動者認知到工作的危險性比預期的高，不會輕易離職，另外強調加入失業率、失業率和風險交乘項、失業率平方後和風險的交乘項，發現

---

<sup>10</sup> 解釋變數為小時工資取對數。

<sup>11</sup> 普通最小平方法估計的風險係數和統計生命價值分別為 0.00239、4 百萬美元，處理內生問題後得到的結果分別為 0.00337、9.2 百萬美元。

薪資的補償隨著失業率的增加以遞減的速度遞減，在失業率較高時，不僅領取較低的薪資，在風險補償的部分也較低。

過去有些學者對補償性工資差異仍存疑，Leigh (1995) 提出風險數據是由行業並非由職業來區分，因此風險將與行業產生相關性，當迴歸式中加入 6 或 7 個以上行業別的虛擬變數時，補償性工資差異將不存在。

另外 Gegax、Gerking 與 Schulze (1991) 使用的風險資料為美國受訪者主觀認知的風險，並認為單純看全體就業者迴歸結果，有些類別工資與特徵變數的關係將被隱藏，因此採用分群迴歸進行分析，指出藍領階級、有加入工會的員工、本身是藍領階級且入工會者，統計上才會顯著存在補償性工資差異，統計生命的價值分別為 1,180,304 美元、1,580,544 美元、2,103,120 美元(幣值為 1983 年)，作者從資料發現這三個類別風險較大，然而白領階級和非工會者風險較低<sup>12</sup>，因此認為白領和非工會會員較不喜歡風險，所以公司不會提供風險特徵給這些勞工，造成這兩個類別在補償性工資差異上沒有顯著異於零。

Mrozek 與 Taylor (2002) 提出 VSL 和風險為非線性關係，統計生命的價值最小值會在風險值最小或最大的時候發生，代表補償性工資在風險最小或最大時較不明顯。

Hintermann、Alberini 與 Markandya (2010) 使用的資料為英國家庭追蹤調查 (British Household Panel Survey, BHPS)，樣本期間從 1991 年至 2003 年，包含勞工特徵、工作特徵等資訊。風險資料來自於英國健康安全部門(UK's health and safety executive, HSE)，為平滑風險波動，採用當年度及過去兩年的移動平均。為解決風險內生性問題，應用固定效果模型、兩階段最小平方法、一階差分

---

<sup>12</sup> 藍領階級的風險為白領階級的兩倍，加入工會的勞工風險比沒有入工會者平均高出百分之五十，入工會者且同時為白領階級的風險最高。

後的兩階段最小平方法，並進行分群迴歸分成全部就業者及藍領階級，發現只觀察藍領階級，存在補償性工資差異，風險愈高薪資愈高，然而全體就業者大多數的情況不存在補償性工資差異。作者認為隨著法律規範和技術進步，各行業的風險過去幾十年顯著下降，樣本資料期間的風險值為英國從 1959 年來最低點，造成勞工和雇主可能不會額外協調風險的補償，因此補償性工資差異只存在於風險較高的藍領階級。

Arabsheibani 與 Marin (2000) 認為風險和交乘項變數高度相關，加入風險跟其他變數的交乘項，得到的結果會不穩定。此外作者認為是否有非死亡率變數並不影響死亡率風險變數的敏感度，另外同時加入死亡及非死亡率的變數後，非死亡率變數的係數正負號將會改變。本研究風險和其他變數的交乘項和風險本身具有高度相關，因此本文不加入風險與其他變數的交乘項。

## 第二節、環境特徵變數

在補償性工資差異的研究，工資函數的變數主要分為以下三類，勞工特徵、工作特徵、時間變數，然而 Roback (1982) 認為除了以上三種解釋變數，生活環境特徵也是工資函數的解釋變數，因為勞工偏好較好的工作環境，所以願意接受較低的工資，Roback (1982) 同時估計特徵價格模型 (hedonic price model) 與特徵工資模型，使用 1973 年美國普查局 (Census Bureau) 的資料，包括城市特徵變數及環境品質特徵變數，城市特徵變數包含犯罪率、失業率、人口數多寡、人口成長率等皆對薪資呈現正向影響，環境品質特徵變數如總降雪量、陰天日數等對工資有正向影響，表示這幾個變數為受雇者不喜好之環境特徵變數 (disamenity)，而晴天日數對薪資有負向影響，可以知道晴天日數為受雇者喜好之環境特徵變數 (amenity)。

Maddison 與 Bigano (2003) 使用 1991 年至 1995 年義大利的工資數據，應用特徵價格與特徵工資模型計算環境特徵邊際願付價值，並將義大利分成五個區塊，針對一月平均氣溫、七月平均氣溫、一月降雨量、七月降雨量之環境特徵進行分析，得到較高溫的夏季氣溫以及較高降雨量的冬季為不喜好之環境特徵。

Rehdanz (2006) 使用 1993 年英國房屋及工資的數據和 1961 年至 1990 年的氣候資料，在氣候變數方面為避免共線性問題，使用平均氣溫及平均雨量的數據，針對 755 個地區由特徵價格法及特徵工資法，計算氣候環境邊際隱含價格例如：氣溫、雨量。發現一月均溫為喜好之環境特徵，家計單位每年願付 207 英鎊至 344 英鎊增加一度之一月平均氣溫。降雨量是不喜好之環境品質特徵，家計單位願付 4 至 9 英鎊減少一公釐的降雨量。

近年有 Koirala 與 Bohara (2014) 應用特徵價格及特徵工資模型，計算美國的環境品質之邊際隱含價格，其工資函數加入環境特徵變數，例如：一月平均氣

溫、七月平均氣溫、年平均降雨量，最後發現一月均溫為勞工不喜好之環境特徵，當一月氣溫增加華氏一度，工資平均增加 0.16%，然而七月均溫為勞工喜好之環境特徵，當七月氣溫增加一度，工資平均減少 0.7%，年平均降雨量統計上不顯著。

陳宜慶（2016）應用特徵工資與特徵價格法，估計台灣環境品質邊際隱含價格，使用 2008 年至 2011 年住宅需求動向調查與人力運用調查的數據，迴歸結果得到一月平均氣溫對薪資為負向關係，表示台灣勞工在最冷月份偏好較高的氣溫，造成勞動供給較多與較低的薪資。然而七月平均氣溫、懸浮微粒濃度對薪資為正向關係，表示勞工最熱月偏好較低的氣溫，或偏好低污染的空氣品質，所以最熱月氣溫越低或低污染空氣地區，勞動供給較多與較低的工資。



### 第三節、國內文獻

早期的研究有薛立敏、王素鸞（1987）使用勞工者特徵資料來源為 1984 年「勞動力調查」<sup>13</sup>，風險資料來自勞保局之各行業因工作而死亡的統計。保留主要工作每週工作時間大於 40 小時者。職業中的專門性、技術性、行政主管人員，屬於專業範疇不屬於一般勞動市場，因此刪除這些樣本。對於風險變數的選定，最開始選定勞保局職業災害中的受傷率、殘廢率以及死亡率作為三種指標，然而受傷率與死亡率高度相關，為避免共線性的問題，以死亡率代表所有風險變數。迴歸方法採用普通最小平方法，並分別以直線型（linear）、半對數（semi-log）、雙邊對數（log-linear）三種函數進行分析，最後計算統計生命的價值約落在新台幣 1200 萬元至新台幣 3400 百萬元。

Liu、Hammit 與 Liu（1997）使用勞工特徵的數據來自台灣 1982 到 1986 橫斷面「勞動力調查」資料，死亡風險的資料由台灣勞工保險局提供。刪除農業部門、兼職、雇主、自己一人工作者。分別以普通最小平方法以及 Heckman 兩階段估計法修正選擇性偏誤，得到統計生命的價值分別落在 151,000 元至 683,000 元以及 135,000 元至 589,000 元（1990 年美元幣值）。

劉錦龍（2011）使用的資料來自民國 91 年到民國 95 年「人力運用調查」橫斷面數據。將主要工作為全日、每週工作時數超過 25 小時、年齡介於 20 歲至 64 歲納入考慮，並刪除農、林、漁、牧業工作者。迴歸分析中採用普通最小平方法。其他條件不變下，當勞工面對的風險增加百分之一，工資大約提高 2.6%至

---

<sup>13</sup> 台灣勞動力的報告在早期稱為勞動力調查，後來改名為人力運用調查，在 2017 年最新的調查報告中涵蓋三個部分，勞動力供給的探討，婦女勞動參與情形以及 15 至 64 歲非勞動力之特性比較。就業狀況分析，就業轉業情形及工作概況。失業分析，失業者對基層工作接受程度及困難進行分析外，另外也對生活費來源加以討論。



4.7%，統計生命的價值約為新台幣 92,760,000 元至 168,220,000 元（2006 年幣值）。

由以上文獻回顧我們得到以下五點結論：(1) 風險變數容易受到其他無法觀察的變數等問題影響，必須控制內生性問題，否則估計結果將會不一致，因此我們使用追蹤資料應用固定效果模型，部分解決遺漏變數的問題。(2) 風險數據是依行業別，若加入行業虛擬變數，將會影響風險變數的係數估計值，因此迴歸式中我們不放入行業別虛擬變數。(3) 加入風險和其他變數的交乘項所產生的新變數，與風險變數容易產生共線性問題，因此迴歸分析時不加入此類變數。(4) 為了避免高風險職業別和低風險職業別之工資與特徵變數的關係被全體就業者資料所隱藏，除了對全體就業者進行分析，再分為技藝有關工作人員及管理與專業人員兩類職業別之分析<sup>14</sup>。(5) 迴歸式使用三個環境特徵變數，分別是最冷月一月平均氣溫、最熱月七月平均氣溫及懸浮微粒濃度。

---

<sup>14</sup> 我們所定義的管理與專業人員並不包含行政人員、助理研究員。

## 第四章、資料與變數解釋

本章分成四個小節，第一節為資料說明解釋本研究的資料來源。第二節為資料處理方式。第三節為變數定義針對迴歸式所採用的變數進行說明。第四節為變數的敘述統計。

### 第一節、資料說明

本研究死亡風險的資料來自1996到2013年度勞動部勞工保險局，勞工職業災害保險年給付千人率、投保單位數及人數的統計資料，統計地區範圍及對象為勞工保險各投保單位的員工<sup>15</sup>，定義是平均每千名工作者，因勞動場所之建築物、機械、設備、原料、材料、化學品、氣體、蒸氣、粉等作業活動引起死亡之人數，計算方式為， $(\text{全年因死亡領取職業災害保險給付人數} / \text{年平均勞工保險投保人數}) \times 1000 \text{‰}$ <sup>16</sup>。

本研究之勞工特徵與工作特徵的資料來自1999年到2014年華人家庭動態資料庫 (Panel Study of Family Dynamics, PSFD)，此資料庫由中央研究院人文社會科學研究中心執行調查，是一個華人家庭成年樣本的固定樣本追蹤調查，涵蓋的年齡層自青年至老年，地區包括台灣、上海、福建以及浙江，調查內容包含經濟、社會、心理、習俗。

---

<sup>15</sup> 風險資料並未涵蓋在政府機關及公、私立學校工作的員工。因此當受訪者的雇主為政府機關，這類受僱者的風險數據是使用勞工保險局公共行政的風險數據，因此與實際上的風險會有差異。

<sup>16</sup> 此定義參考勞保局網站：<https://statfy.mol.gov.tw/index14.aspx>。



台灣1999、2000年的訪問計畫為此資料庫的主樣本，從2000年開始對主樣本16至22歲的子女進行訪談，並採隔一年的方式進行追蹤，之後當子女年滿25歲後再納入主樣本中。最後為補充流失的資料，提升使用價值，分別在2003年<sup>17</sup>、2009年抽出全國代表性樣本，擴大主樣本觀測值。

2003年時，中央研究院與中國社會科學院人口與勞動經濟研究所合作，選定上海、福建以及浙江三個省份，以台灣RI2003問卷為設計基礎，並依照台灣與大陸國情不同修正問卷題目，受訪者年齡為25至68歲，之後分別在2006年及2013年進行追蹤訪問。

本研究使用華人家庭動態資料庫的台灣數據，主要使用的問卷問題為受訪者的勞工特徵包含性別、健康狀況、受訪者教育年數、父母親教育年數、及婚姻狀態，工作特徵包括行業、職業、為誰工作、公司有多少位員工、從第一份工作到當年度的總年數、這份工作收入平均每個月總收入（薪資、紅利、加班費、年終獎金，不包含兼差收入）、工作地點。

環境特徵變數有一月攝氏氣溫、七月攝氏氣溫、懸浮微粒濃度（PM10），皆由中央研究院環境變遷中心林傳堯研究員提供，氣溫資料是台灣各鄉鎮區行政中心25年（1981-2005）氣溫平均值，懸浮微粒濃度（PM10）數據是台灣各鄉鎮區行政中心四年（2008-2011）PM10平均值。鄉鎮區行政中心之氣溫與PM10資料皆使用政府各相關觀測站數據，應用Cressman內差法計算而得（Cressman，1959）<sup>18</sup>。

---

<sup>17</sup> 2003年問卷的內容和本研究的主題無關，因此捨棄不用。

<sup>18</sup> 澎湖地區懸浮微粒濃度的數據從2011年才開始，因此資料期間只有2011年。

## 第二節、資料處理

華人家庭動態資料庫 1999 年到 2014 年<sup>19</sup>全體就業者共有 51,995 筆資料。刪除沒有工作的受訪者、有工作但不是受僱者<sup>20</sup>、從事農、林、漁、牧業的工作者<sup>21</sup>，也刪除前後回答不一致者或是問卷答案為不知道、不一定、拒答者，最終得到的有效樣本為 13,180 筆。

在華人家庭問卷中關於受訪者教育及受訪者母親教育年數的問題，是受訪者及受訪者母親的最高學歷，本研究將受訪者的答案調整為受訪者的教育年數，依據不同的教育程度對應不同的教育年數<sup>22</sup>。

本研究在風險、行業風險是使用行業別死亡率，另外在風險資料的處理分別參考 Guo and Hammitt (2009) 將樣本期間 2000 到 2002 年度的風險資料取平均。Hintermann、Alberini 與 Markandya (2010) 對風險資料採用 3 年的移動平均，認為這種做法減緩波動度大的風險值。Kniesner et al. (2012) 使用當年度以及前後兩年共三年的平均 (1992 到 1994 的平均當作 1993 的風險值)。由於本研究受訪者主要集中在一、二月，並且我們認為受訪者會依過去的風險和雇主在薪資上進行協商，因此風險的數據使用過去三年的移動平均。

最後本研究行業別分類，是以民國 85 年行政院主計處第六次修訂標準的 11 個行業別進行分類<sup>23</sup>。

---

<sup>19</sup> 2013 年沒有對受訪者進行調查，因此 2013 年沒有數據。

<sup>20</sup> 自己一人工作、自己當老闆、幫家裡工作和他人合夥。

<sup>21</sup> 由 2015 年主力農家所得調查發現從事農、林、漁、牧業的工作者，農業相關收入僅佔總收入 36%，其他為經常性移轉收入與兼職，因此本研究不使用此類工作者的資料。

<sup>22</sup> 分別給予教育年數：不識字 0 年，國小 6 年，國中 9 年，高中職 12 年，五專 14 年，二專 14 年，三專 15 年，大學 16 年，研究所 18 年，博士 22 年。

<sup>23</sup> 分別是礦業及土石採取業、製造業、水電燃氣業、營造業、批發零售及餐飲業、運輸倉儲及通信業、金融保險及不動產業、工商服務業、社會及個人服務業、公共行政業。

### 第三節、變數說明

本節依序說明勞工特徵變數、工作特徵變數、環境特徵變數、時間特徵變數之定義以及資料來源。

#### 一、被解釋變數：

年薪 (wage)<sup>24</sup>：年薪為月收入乘上 12 個月，並經由消費者物價指數調整 (2014 年為基準)。受訪者正職工作 (不包含兼差) 的月收入，包含業績獎金、紅利、加班費、季獎金與年終獎金。

#### 二、解釋變數：

1. 性別 (female)：設虛擬變數 1 代表女性，其餘為 0。由於傳統觀念重男輕女，女性在勞力密集的行業生產力較低，預期對薪資呈現負相關。
2. 健康 (health)：為 1-5 順序尺度變量，當 health=5 時，代表受訪者健康狀況很好。health=4 時，代表健康狀況好。health=3 時，代表健康狀況普通。health=2 時，代表健康狀況不好。health=1 時，代表健康狀況很不好。問卷內容為受訪者認為自己目前的健康狀況和前一年相比較，當身體健康狀況愈差時，將降低生產力，預期對薪資呈現正相關。
3. 工作年數 (wexp)：為受訪者開始工作到訪問時當年度的總年份。預期隨著工作年數的增加，工作者將累積工作經驗、人脈等，將提升生產力，預期對薪資為正相關。
4. 結婚 (marry)：設虛擬變數結婚、同居為 1，其餘為 0。結婚後在生活中的責任較單身時增加，再加上需要扶養小孩，預計工作者將有更大的

---

<sup>24</sup> 由於華人家庭動態資料庫約有 80%-95%在每年一月進行調查，因此大多數受訪者平均每個月的總收入，主要是依據上個年度的薪資收入去回答。

誘因出外賺錢，因此預期對工資呈現正相關。

5. 教育年數 (edu\_year)：為受訪者接受教育的年數。教育年數愈長，擁有較扎實的知識，將精進個人專業知識、邏輯、思考，進而提高生產力，因此預期教育年數對工資呈現正相關。
6. 母親教育年數 (medu\_year)：為受訪者母親受教育的年數。章英華、陳志柔 (2005) 發現當母親受過良好的教育訓練時，將對子女產生正向的影響，因此預期母親教育年數對受訪者的薪資為正相關。
7. 風險 (past3\_risk)：依勞動部勞工保險局的公式計算死亡風險的數據， $(\text{全年因死亡領取職業災害保險給付人數} / \text{年平均勞工保險投保人數}) \times 1000 \%$ ，取過去三年做算術平均，作為本研究風險指標。另外參考 Guo 與 Hammitt (2009)、Hintermann、Alberini 與 Markandya (2010)、Kniesner et al. (2012) 後，本研究使用過去三個年度風險值的移動平均，一般認為工作的風險越高，薪資也會越高，預估風險對薪資為正相關，也就是存在補償性工資差異。
8. 公司規模 (scale)：Winter 與 Zweimuller (1999)，將公司規模按照就業份額分成四等份，並設虛擬變數。公司人數 0-9 人當作基礎，並設虛擬變數，當公司人數介於 10-49 人，設 scale1=1，其餘為 0。當公司人數介於 50-499 人，設 scale2=1，其餘為 0。當公司人數大於等於 500 人，設 scale3=1，其餘為 0。預估公司規模對薪資為正相關。
9. 管理與專業人員 (occu1)：當職業別屬於職業分類系統第一大類：民意代表、主管及經理人員，與第二大類：專業人員時，設虛擬變數為 1，其餘為 0。全體就業人數為 4038 人，屬於管理與專業人員的總共有 932 人。

10. 技藝有關人員 (occu2)：當職業別屬於職業分類系統第七大類：技藝有關工作人員時，設虛擬變數為 1，其餘為 0。全體就業人數為 4038 人，屬於技藝有關工作人員總共有 1596 人。
11. 一月平均攝氏氣溫 (\_1tp\_avg)：為各縣市鄉鎮從 1981 年至 2005 年，總共過去 25 年最冷月平均氣溫的狀況，預期受雇者會偏好在一月氣溫較高的工作地區，因此在一月氣溫較高的地區有較多的勞動供給與較低的薪資，因此預期一月平均攝氏氣溫對工資呈現負相關。
12. 七月平均攝氏氣溫 (\_7tp\_avg)：為各縣市鄉鎮從 1981 年至 2005 年，總共過去 25 年最熱月平均氣溫的狀況，預期受雇者會偏好七月氣溫較低的工作地區，所以在七月氣溫較高地區有較低的勞動供給與較高的薪資，故預期七月平均攝氏氣溫對工資為正相關。
13. 懸浮微粒 (pm10)：為各縣市鄉鎮從 2008 年至 2011 年過去四年的平均狀況，懸浮微粒濃度上升時，會對人體健康造成負面影響，所以懸浮微粒濃度較高的地區有較低的勞動供給與較高的工資，故本研究預期懸浮微粒濃度對薪資為正相關。
14. 時間變數 (year)：當年度年份，從 2003 年至今台灣實質薪資呈現停滯狀態<sup>25</sup>，因此加入時間變數，控制時間趨勢效果，預期對薪資呈現負相關。

---

<sup>25</sup> 由行政院主計總處受僱員工薪資調查發現，台灣實質薪資（以 2014 年為基礎）從 1980 年成長至 2003 年為最高點。

表 1 模型變數說明以及資料來源

變數類別	變數代碼	變數定義	資料來源
被解釋變數	wage	年收入，幣值為 2014 年新 台幣幣值	中央研究院人文社會科 學研究中心華人家庭動 態資料庫 (PSFD)
勞工特徵	female	0-1 變量，女性為 1	PSFD
	health	受訪者認為自己目前的健 康狀況和前一年做比較， 1-5 順序尺度變量，5 為非 常健康，1 非常不健康	
	edu_year	受教育年數	
	marry	0-1 變量，結婚、同居狀 態為 1	
	wexp	第一份工作到現在的年數	
	medu_year	母親受教育年數	
工作特徵	past3_risk	風險，過去三年行業風險 移動平均，單位：千分率	勞動部勞工保險局
	occu1	0-1 變量，職業別為管理 與專業人員為 1	PSFD
	occu2	0-1 變量，職業別為技藝 有關工作人員為 1	
	scale1	0-1 變量，公司員工人數 10-49(以 1-9 人為基礎)	
	scale2	0-1 變量，公司員工人數 50-499	
	scale3	0-1 變量，公司員工人數 500 以上	
環境特徵	_1tp_avg	1 月平均攝氏氣溫	中研院環境變遷中心
	_7tp_avg	7 月平均攝氏氣溫	林傳堯研究員
	pm10	懸浮微粒濃度，單位：微 克/立方公尺	
時間	year	受訪年份	PSFD

資料來源：本研究整理



## 第四節、敘述統計

本節分成兩個部分首先說明全體就業人員各個特徵變數的敘述統計，接著說明有效樣本中職業別屬於技藝有關工作人員與管理與專業人員各變數敘述統計的比較。

### 壹、全體就業者敘述統計

由表 3 可知從 1999 年到 2014 年薪資平均約為 52 萬，從表 2 得知水電燃氣業的薪資所得最高平均約為新台幣 77 萬元，接著是金融保險和不動產業平均約為新台幣 74 萬，及公共行政業平均約為 64 萬元。由表 3 女性勞動比重佔全體 43%。健康的回答上，平均為 3.7 健康狀況介於普通到好之間。由表 3 受訪者平均教育年數為 13 年，已婚、同居比例為 53%。圖 4 扣除農、林、漁、牧業後，風險最高的三個行業分別為礦業及土石採取業、營造業、水電燃氣業。表 3 從事製造業人口比例最高為 41%，其次分別為批發、零售餐飲業及社會服務和個人服務業，比重分別為 17%、13%。



表 2 1999 年至 2014 年各行業受訪者年薪敘述統計表

行業	平均值	標準差	全體就業者
礦業及土石採取業	602,661	352,890	52
製造業	489,377	324,800	5,372
水電燃氣業	766,568	422,411	157
營造業	492,565	284,820	1,011
批發、零售及餐飲業	442,635	316,307	2,218
運輸、倉儲及通信業	614,507	408,678	787
金融、保險及不動產業	741,869	614,965	1,014
工商服務業	524,498	381,131	732
社會服務及個人服務業	495,579	398,231	1,770
公共行政業	642,343	342,332	67
			13,180

資料來源：本研究整理





表 3 1999 年至 2014 年各個變數之敘述統計

	平均值	標準差
wage	515,963	379,811
past3_risk	0.04468	0.04757
female	0.43	0.50
health	3.68	0.82
edu_year	12.79	3.07
marry	0.53	0.50
wexp	16.63	10.84
medu_year	5.76	3.91
scale1	0.28	0.45
scale2	0.26	0.44
scale3	0.24	0.43
礦業及土石採取業	0.004	0.063
製造業	0.408	0.491
水電燃氣業	0.012	0.108
營造業	0.077	0.266
批發、零售及餐飲業	0.168	0.374
運輸、倉儲及通信業	0.060	0.237
金融、保險及不動產業	0.077	0.266
工商服務業	0.056	0.229
社會服務及個人服務業	0.134	0.341
公共行政業	0.005	0.071
_1tp_avg	16.2	1.2
_7tp_avg	29.0	0.6
pm10	63.6	12.5
N	13,180	

資料來源：本研究整理

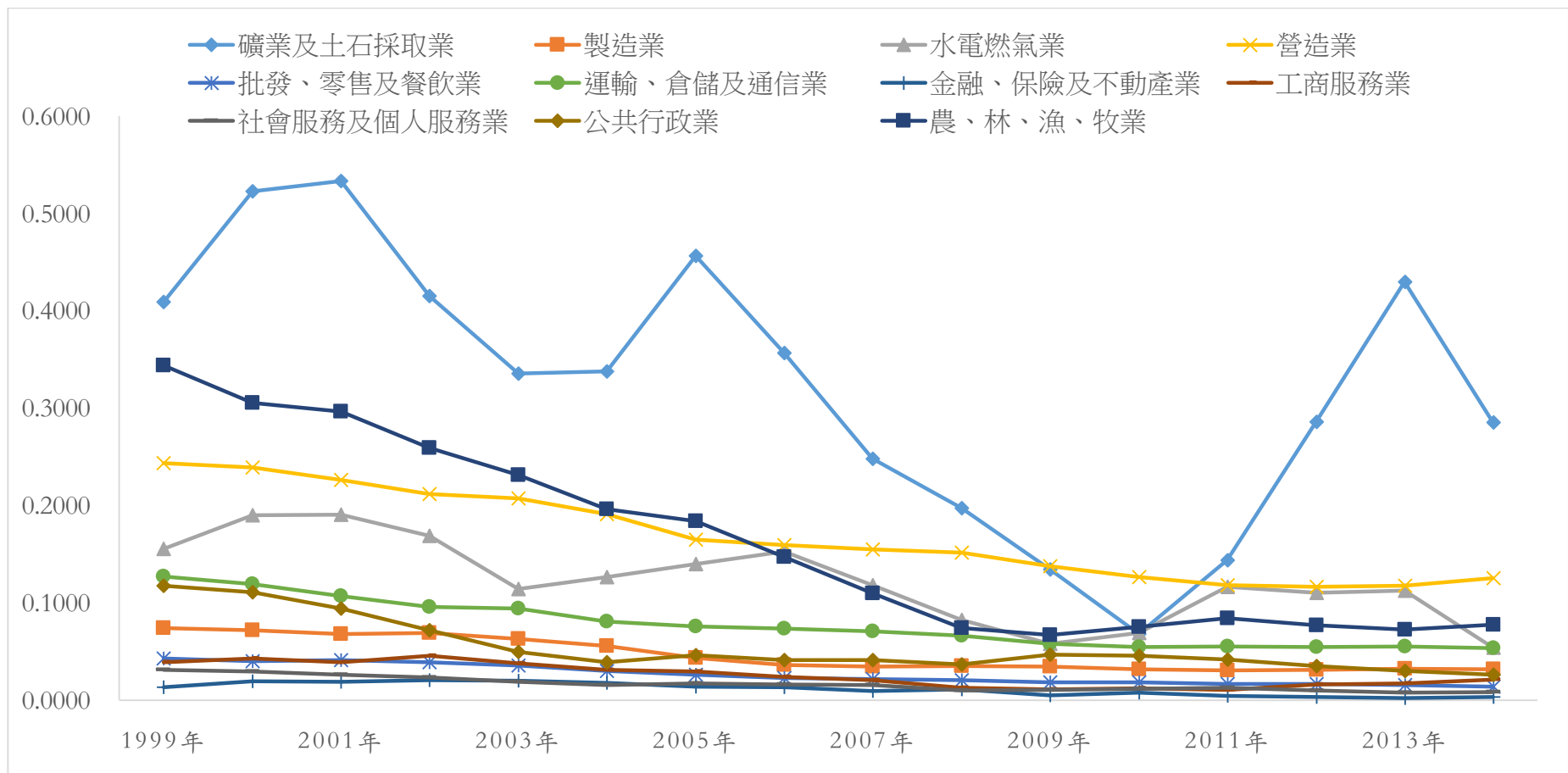


圖 2 1999 年到 2014 年度各行業風險平均值 (單位：千分率)

資料來源：本研究整理

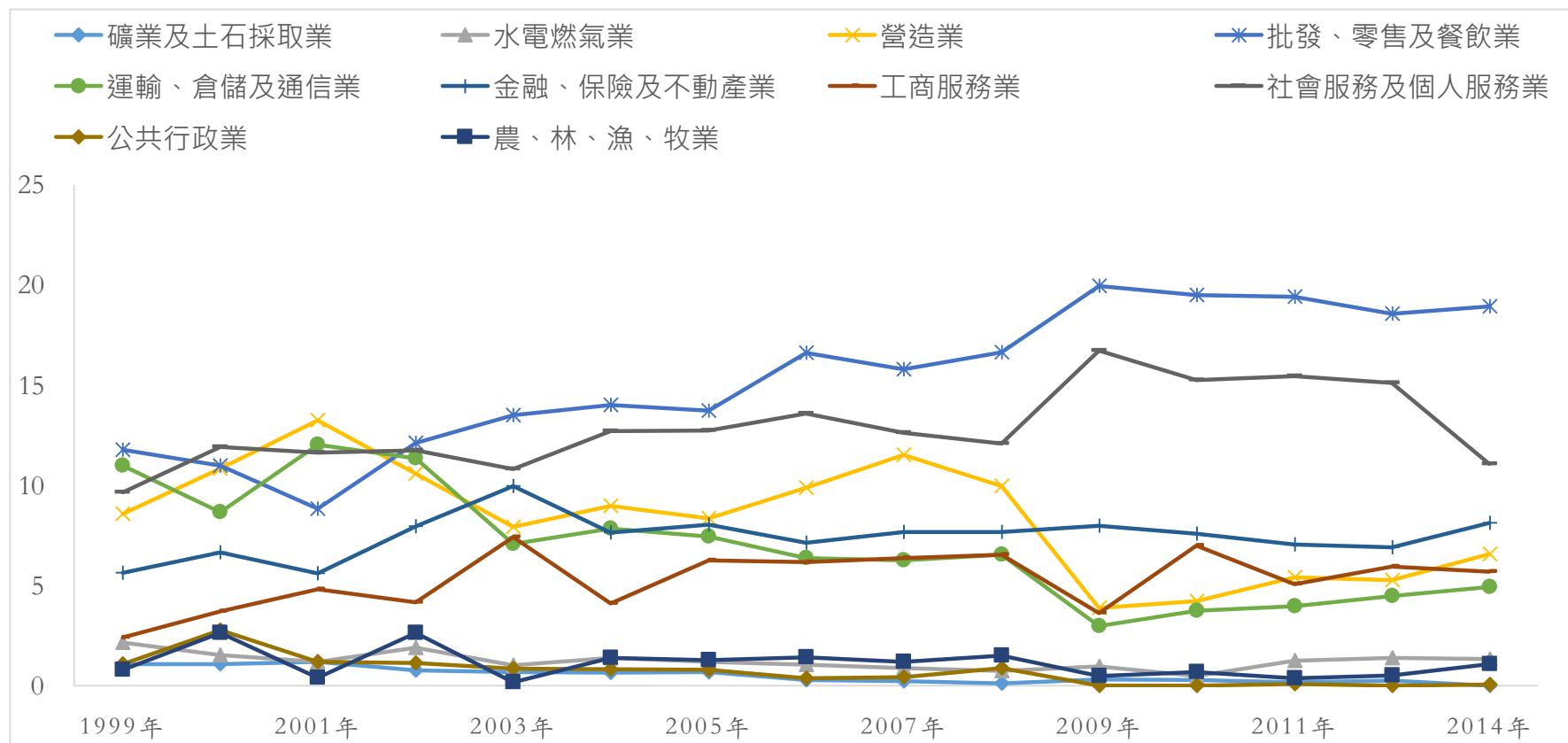


圖 3 1999 年到 2014 年度各行業從業人口比例（單位：百分比）

資料來源：本研究整理

註：避免製造業放入圖形壓縮其他產業從業比重，因此圖 5 未加入製造業比重。

## 貳、技藝有關工作人員、管理與專業人員之敘述統計

為了觀察高風險職業別及低風險職業別之工資與特徵變數的關係有何不同，我們將全體就業者共 4,038 人，依據行政院主計處職業分類系統分成技藝有關工作人員及管理與專業人員這兩群，我們認為多在現場工作的第七大類職業別（技藝有關工作人員）受雇者面臨其個別行業的工作風險，多在辦公室工作的第一與第二大類職業別（民意代表、主管、經理人員及專業人員）受雇者較不必面對其個別行業的工作風險，因此，本研究除了分析全體就業者，也分群分析技藝有關工作人員及管理與專業人員，此二類受訪者分別有 1,596 人及 932 人。此外，本研究未分析第三大類至第六大類職業受雇者，第三大類至第六大類職業分別是技術員及助理專業人員、事務支援人員、服務及銷售工作人員、及農、林、漁、牧業生產人員，共有 1510 人，本研究原已排除第六大類農、林、漁、牧業生產人員，而第三至第五大類職業受雇者工作環境較多樣，可能包含須面臨或不面臨其個別行業的工作風險者，因此本研究不使用職業別在第三至第六大類的資料於分群分析。

由表 4 與以下四張圖可知管理與專業人員平均年薪比技藝有關工作人員多約 400,000 元。教育方面前者比後者平均教育年數多約 4 年，母親平均教育年數多約 3 年。健康狀況平均比技藝有關工作人員好 0.1。管理與專業人員、技藝有關工作人員女性比重佔比較少皆為 29%。由公司規模發現職業別為管理與專業人員隨著公司規模越大比重愈多，技藝有關工作人員是隨著公司規模越大比重越小。由環境特徵變數可以發現，管理與專業人員工作地區的平均懸浮微粒濃度比技藝有關工作人員低 1.4 微克/立方公尺。

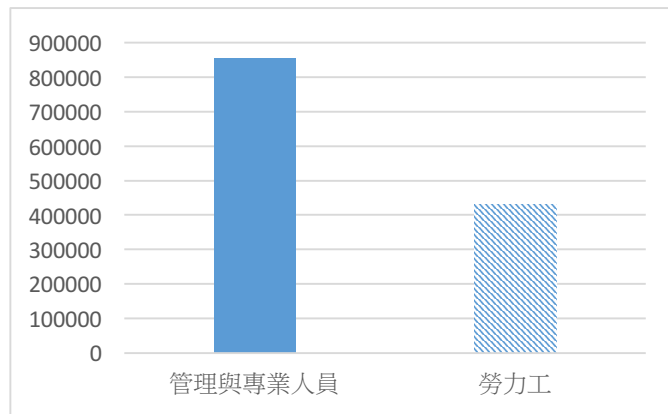


圖 4 年薪 (單位：新台幣元)

資料來源：本研究整理

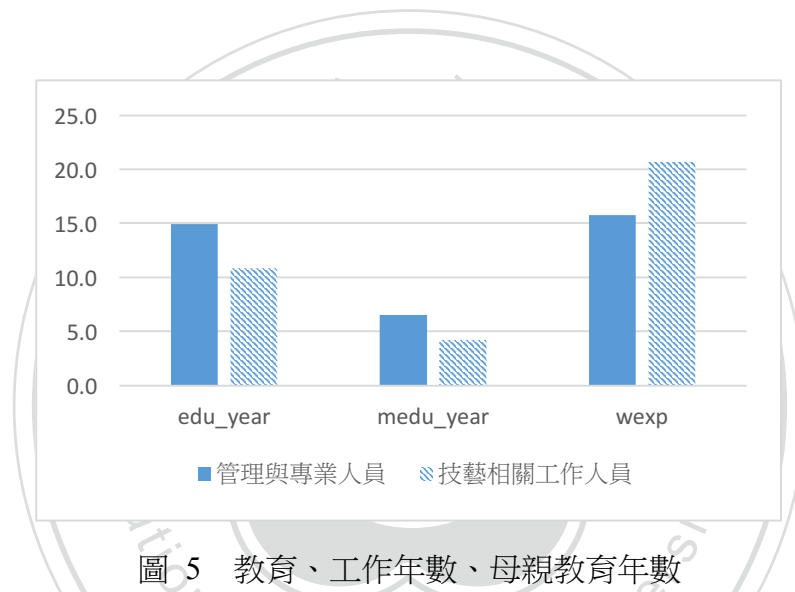


圖 5 教育、工作年數、母親教育年數

資料來源：本研究整理

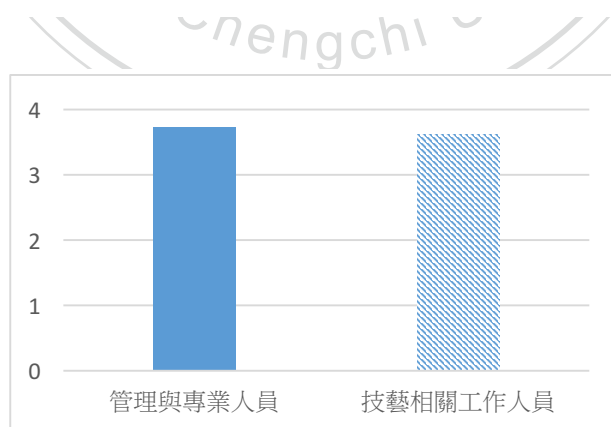


圖 6 健康程度

資料來源：本研究整理

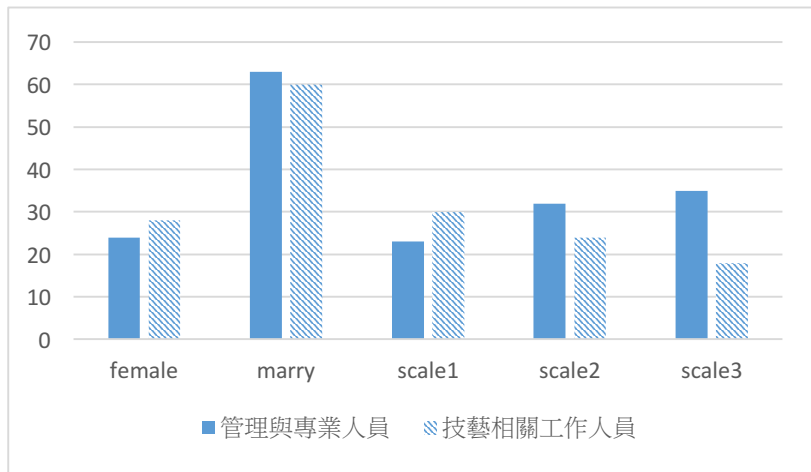


圖 7 性別、婚姻狀態、公司規模  
資料來源：本研究整理



表 4 技藝有關工作人員、管理與專業人員 1999 年至 2014 年之敘述統計

	管理與專業 人員 <sup>26</sup>		技藝有關工作 人員 <sup>27</sup>	
	平均值	標準差	平均值	標準差
wage	815,179	584,057	413,920	216,483
past3_risk <sup>28</sup>	0.0383	0.0427	0.0626	0.0558
female	0.29	0.45	0.29	0.45
health	3.70	0.79	3.61	0.83
edu_year	15.07	2.31	10.86	2.88
marry	0.59	0.49	0.59	0.49
wexp	14.86	9.52	20.54	11.35
medu_year	6.78	3.93	4.30	3.81
scale1	0.24	0.43	0.30	0.46
scale2	0.32	0.47	0.24	0.43
scale3	0.34	0.48	0.18	0.38
_1tp_avg	16.0	1.0	16.2	1.3
_7tp_avg	29.1	0.6	28.8	0.6
pm10	62.8	5.0	64.2	19.1
N	2504		4867	

資料來源：本研究整理

<sup>26</sup> 管理與專業人員包含職業分類系統表中第 1 大類至第 2 大類的職業別，共 932 人。

<sup>27</sup> 技藝有關工作人員僅包含職業分類系統表中第 7 大類職業別，共 1596 人。

<sup>28</sup> 管理與專業人員資料中過去三年風險值為 0.0383，並非他們實際面對的風險，而是他們所在行業的風險。

## 第五章、實證分析

本章分成三個小節，第一節說明實證模型。第二節主要說明迴歸式的估計結果。第三節計算統計生命價值。

### 第一節、實證模型

本研究分別使用普通最小平方法與固定效果 (fixed effects, FE) 模型。其中，普通最小平方法模型為：

$$Y = \beta_0 + \beta X + \varepsilon \quad (8)$$

式中， $Y$ 是年薪，解釋變數  $X$  包含風險、教育年數、工作經驗、勞工特徵、工作特徵、環境特徵解釋變數等， $\varepsilon$ 為殘差項，其假設為 $E(u) = 0$ 且 $Cov(X, \varepsilon) = 0$ 。

根據 Wooldridge (2002)，固定效果模型為：

$$y_{it} = X_{it}\beta + c_i + u_{it} \quad (9)$$

$$\bar{y}_i = \bar{X}_i\beta + c_i + \bar{u}_i \quad (10)$$

式中， $c_i$ 為個人隨時間不變的特徵、 $\bar{y}_i = T^{-1}\sum_{t=1}^T y_{it}$ 、 $\bar{X}_i = T^{-1}\sum_{t=1}^T x_{it}$ 、 $\bar{u}_i = T^{-1}\sum_{t=1}^T u_{it}$ 。將 9 式減去 10 式得到： $y_{it} - \bar{y}_i = (X_{it} - \bar{X}_i)\beta + u_{it} - \bar{u}_i$ ，可以知道固定效果模型能消除個人隨時間不變的特徵。

經過多次的測試，我們選擇的函數型態主要是雙邊對數 (log-linear)，取對數的變數包括應變數薪資，解釋變數有受訪者教育年數、風險、及工作經驗，沒有取對數的變數包含虛擬變數 (性別、健康狀況、結婚、公司規模)，以及非虛擬變數 (母親教育年數、時間變數、一月均溫、七月均溫、與懸浮微粒濃度)。



最後由 Hausman 檢定(Hausman test)檢驗是否需選擇用有固定效果的模型。當個人隨時間不變的特徵和解釋變數有關時，將使估計出的解果產生不一致。若拒絕虛無假說(null hypothesis)表示存在隨時間不變的特徵，其檢定統計量如下：

$$H = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' [Var(\hat{\beta}_{FE}) - Var(\hat{\beta}_{RE})]^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) \sim \chi_m^2$$



## 第二節、實證結果

本節分成兩個部分，首先說明全體就業者之 OLS 和固定效果模型迴歸結果，分別以個人特徵為基礎，依序加入工作特徵、時間變數及環境特徵變數，我們觀察到風險特徵變數在 OLS 模型下較不穩定，而固定效果模型相對穩定。接著說明應用固定效果模型，得到全體就業者和分群迴歸的結果，並討論不同風險族群工資與特徵變數的關係。

### 壹、OLS 與固定效果模型之比較

由表 5 中的模型 1，只有個人特徵變數的基礎下，發現性別、母親教育年數、健康狀況、受訪者教育年數、結婚狀況、工作經驗皆符合預期，且統計上顯著。接著加入工作特徵變數後，由模型 2 發現個人特徵變數仍符合預期且係數穩定，新增的風險、公司規模變數皆符合預期，統計亦顯著。模型 3 為加入時間變數的結果，可以發現 OLS 的風險變數方向改變，然而固定效果中的風險變數方向仍符合理論預期，係數估計值減低，而新加入的時間對薪資呈現負向關係，得知在 2003 年至 2014 年實質所得為停滯或降低的狀態。

模型 4 是包含環境特徵變數的完整模型，其中 OLS 與固定效果的風險變數皆對薪資為正向關係，固定效果中的風險變數係數估計值維持穩定。環境特徵變數的結果顯示，一月平均攝氏氣溫對薪資為負向關係，表示受僱者偏好一月氣溫較高的地區，所以一月氣溫較高的地區勞動供給較多、薪資較低。另外，七月攝氏氣溫對薪資為正向關係，代表受僱者不偏好七月溫度較高的地區，導致七月溫度較高的地區勞動供給下降、薪資上升。最後，懸浮微粒濃度對薪資呈現正向關係，可知勞工偏好較好的空氣品質，在空氣品質較差地區之勞動供給較少，必須提升薪資。

以個人特徵變數為基礎，加入工作特徵、時間變數、環境品質特徵的過程，可以看到 OLS 迴歸模型中薪資的風險彈性方向不一致<sup>29</sup>，而固定效果下的結果顯示風險彈性隨著時間變數、環境特徵變數的加入，其結果穩定且符合補償性工資差異，所以我們認為固定效果模型效果較好，因此我們接下來將用固定效果模型，來分析不同族群下工資與特徵變數的關係。



---

<sup>29</sup> 本研究另外分別對 1999 年至 2014 年各年度的橫斷面資料以 OLS 進行分析，發現各個年度風險變數對薪資的影響有正、有負。

表 5 OLS 與固定效果模型之特徵變數比較

	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	OLS	FE	OLS	FE	OLS	FE	OLS	FE
female	-0.310*** (-38.07)		-0.288*** (-35.71)		-0.303*** (-38.11)		-0.304*** (-38.91)	
medu_year	0.00489*** (3.83)		0.00487*** (3.94)		0.00871*** (7.11)		0.00637*** (5.25)	
health	0.0407*** (8.19)	0.0153*** (3.58)	0.0358*** (7.46)	0.0135*** (3.19)	0.0229*** (4.83)	0.0106** (2.49)	0.0272*** (5.82)	0.0111*** (2.61)
lnedu_year	0.939*** (51.50)	0.150* (1.76)	0.844*** (46.06)	0.147* (1.74)	0.880*** (48.75)	0.165* (1.95)	0.837*** (46.65)	0.157* (1.86)
marry	0.141*** (15.27)	0.0507*** (4.83)	0.127*** (14.24)	0.0484*** (4.66)	0.115*** (13.12)	0.0486*** (4.69)	0.117*** (13.47)	0.0493*** (4.76)
lnwexp	0.156*** (21.22)	0.118*** (11.07)	0.153*** (21.51)	0.140*** (12.68)	0.148*** (21.12)	0.217*** (14.02)	0.136*** (19.60)	0.216*** (13.97)
lnpast3_risk			0.0410*** (8.10)	0.0520*** (8.21)	-0.00206 (-0.39)	0.0345*** (5.08)	0.00413 (0.78)	0.0338*** (4.98)
scale1			0.137*** (12.37)	0.0782*** (6.85)	0.133*** (12.19)	0.0780*** (6.85)	0.123*** (11.43)	0.0781*** (6.86)

續表 5

	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	OLS	FE	OLS	FE	OLS	FE	OLS	FE
lnwage								
scale2			0.225*** (19.68)	0.124*** (9.21)	0.217*** (19.37)	0.124*** (9.19)	0.202*** (18.25)	0.123*** (9.14)
scale3			0.350*** (29.32)	0.158*** (10.49)	0.341*** (29.09)	0.157*** (10.47)	0.327*** (28.27)	0.157*** (10.43)
year					-0.0237*** (-22.55)	-0.0105*** (-7.07)	-0.0215*** (-20.64)	-0.0106*** (-7.17)
_1tp_avg							-0.0530*** (-16.06)	-0.0248*** (-2.59)
_7tp_avg							0.108*** (16.49)	0.0538*** (3.31)
pm10							0.000558* (1.85)	0.00283* (1.70)
_cons	10.13*** (176.65)	12.25*** (56.55)	10.36*** (182.55)	12.30*** (57.20)	57.77*** (27.47)	33.00*** (11.24)	51.23*** (24.28)	31.99*** (10.77)

資料來源：本研究

備註：括號中為 t 值 \* p<0.1 \*\* p<0.05 \*\*\* p<0.01

## 貳、全體就業者 and 分群迴歸結果

用全體就業者進行迴歸分析，將沒有辦法觀察同一行業但面臨不同工作風險的職業族群之工資與特徵變數關係的差異，所以我們用分群迴歸來分析高風險職業與低風險職業族群。因此如前所述，我們將職業別屬於職業分類系統第七大類：技藝有關人員，歸類在面臨較高的職業風險。當職業別為職業分類系統第一與第二大類：民意代表、主管、經理人員及專業人員，將此歸類為面臨較低的職業風險。接著我們分別討論全體就業者、技藝有關人員、及管理與專業人員在個人特徵、工作特徵、時間變數及環境變數的結果。

由表 6 全體就業者的健康變數對薪資為正向關係，表示身體越健康薪資越高，然而技藝有關工作人員、管理與專業人員在此變數統計上不顯著。全體就業者的平均教育年數對薪資呈現正向關係，隱含教育年數越高薪資越高，技藝有關工作人員、管理與專業人員皆不顯著，技藝有關工作人員本身平均教育年數約 11 年比平均值 13 年低，因此可能以體力來決定薪資的高低，另外，教育年數平均達到 15 年的管理與專業人員，決定其薪資的主要因素可能是工作或是專業能力上的表現，故教育年數對這兩個職業別影響較小。結婚變數與工作經驗在三個群體皆對薪資為正向關係，符合過去相關研究的結果。

風險變數<sup>30</sup>對全體就業者及技藝有關工作人員的薪資呈正向關係，統計上顯著，薪資的風險彈性分別為 0.0338、0.0567，符合過去的理論假設，其他情況不變下從事工作的風險越高，雇主會給予較高的薪資。然而管理與專業人員薪資的風險彈性僅 0.0220，統計上不顯著，除了他們從事的工作風險較低外，此職業別

<sup>30</sup> 我們認為受僱者對風險變化的敏銳度可能不高，因此我們除了帶過去三年風險值的資料，另外分別對過去五年風險值、過去五年最大值進行分析，但是最終的結果差異不大，因此我們只討論過去三年風險值的迴歸結果。

薪資主要來自於工作表現、工作經驗等，因此公司與此職業別協商薪資時，自然不會在工作特徵中加入風險特徵。所以我們認為某些高風險的職業會存在補償性工資差異，然而低風險的工作可能沒有包含風險特徵，因此不存在補償性工資差異是合理的。另外，工作特徵中的公司規模對全體就業者、技藝有關人員、管理與專業人員皆隨著公司的規模越大薪資越高。

全體就業者、技藝有關人員的時間變數對薪資為負向關係，統計上顯著，表示台灣從 1999 年至 2014 年這兩個群體實質薪資皆呈現下降的趨勢<sup>31</sup>，然而管理與專業人員統計上不顯著。

環境特徵中一月平均氣溫對全體就業者及技藝有關人員的薪資皆為正向關係，發現這兩類的受僱者偏好一月氣溫較高的工作地點，因此一月溫度越高的地區有較多的勞動供給與較低的薪資，當一月氣溫增加一度時，薪資分別平均減少 2.84% 及 5.65%。另外，全體就業者中七月平均氣溫對薪資呈現正向關係，表示這類受僱者不偏好七月溫度較高的工作地點，因此工作地區七月的氣溫越高，勞動供給越低；薪資越高，當七月氣溫增加一度時，薪資平均增加 5.38%，由技藝有關人員的迴歸結果可知，七月氣溫對其薪資影響不顯著。對於管理與專業人員而言，一月平均氣溫與七月平均氣溫，這兩個氣候變數在統計上皆不顯著，可能因為此職業別多待在室內環境工作，所以外在氣溫影響對其影響較低。

最後全體就業者、管理與專業人員皆不偏好空氣品質惡劣的工作地區，所以有較少的勞動供給與較高的薪資，當工作地區懸浮微粒濃度增加 1 微克/立方公尺，薪資平均分別增加 0.283% 及 0.799%，統計上顯著，然而空氣品質對技

---

<sup>31</sup> 由行政院主計處受僱員工薪資調查可以知道，台灣實質薪資從 1980 年開始上升至 2003 年，2003 年之後便開始下跌在金融海嘯期間達到最低。



藝有關人員薪資影響較低，統計上亦不顯著，可能是他們已經習慣在空氣品質較差的地區工作，或是他們選擇的工作大多位於空氣品質較差的地區。

表 6 追蹤資料估計結果

	全體就業者	技藝有關人員	管理與專業人員
	lnwage	lnwage	lnwage
health	0.0111*** (2.61)	0.00824 (1.16)	-0.0000591 (-0.01)
lnedu_year	0.157* (1.86)	0.136 (1.13)	-0.000201 (-0.00)
marry	0.0493*** (4.76)	0.0419** (2.27)	0.0734*** (2.92)
lnwexp	0.216*** (13.97)	0.132*** (4.22)	0.236*** (6.18)
lnpast3_risk	0.0338*** (4.98)	0.0567*** (4.70)	0.0220 (1.29)
scale1	0.0781*** (6.86)	0.0804*** (4.51)	0.0967** (2.46)
scale2	0.123*** (9.14)	0.175*** (7.55)	0.102** (2.44)
scale3	0.157*** (10.43)	0.216*** (7.84)	0.101** (2.28)
year	-0.0106*** (-7.17)	-0.0135*** (-5.59)	-0.000314 (-0.08)
_1tp_avg	-0.0248*** (-2.59)	-0.0565*** (-2.87)	-0.0151 (-0.64)
_7tp_avg	0.0538*** (3.31)	0.0256 (0.71)	0.0576 (1.56)
pm10	0.00283* (1.70)	-0.00236 (-0.80)	0.00799* (1.72)

續表 6

_cons	31.99***	39.54***	11.52
	(10.77)	(8.10)	(1.52)
N	13180	4867	2504

資料來源：本研究

備註：括號中為 t 值 \*p<0.1 \*\* p<0.05 \*\*\* p<0.01



### 第三節、願付價值 WTP

當風險變動百萬分之一時 ( $\Delta past3\_risk = 0.000001$ )，願付價值的計算方式如下：

$$WTP_{\mu r} = \beta \times \frac{\Delta past3\_risk}{\frac{\overline{past3\_risk}}{1000}} \times wage$$

式中， $\beta$  為風險變數迴歸的結果， $\overline{past3\_risk}$  為樣本的風險平均值，由於  $\overline{past3\_risk}$  的單位為千分率，故分母除以 1000， $wage$  為樣本年薪平均。

當風險減少百萬分之一時，全體就業者個人的願付價值為新台幣 390 元（2014 年幣值）<sup>32</sup>，換算成一個統計生命的價值即為新台幣 390,000,000 元，由表 7 可發現此值皆比過去台灣所計算出的 VSL 大<sup>33</sup>，1980 年代中期，台灣的 VSL 大約介於新台幣 4 百萬元至新台幣 3 千 4 百萬元，近期劉錦龍使用 2002-2006 年資料，估計的 VSL 約落在新台幣 1 億元至新台幣 1 億 8 千萬元之間（2014 年幣值）。

本研究和過去研究不同有兩點，首先過去勞工特徵、工作特徵使用的資料為行政院主計總處「人力運用調查」<sup>34</sup>，本研究使用的資料庫為中央研究院人文社會科學研究中心華人家庭動態資料庫。

其次，本研究使用追蹤資料，並採用固定效果模型，控制個人隨時間不變的變數，過去台灣的研究沒有處理這些內生性問題，這些變數將會透過殘差項影響風險變數，例如：賺錢能力較強的因素會使個人所得增加，也會選擇較安全的工

---

<sup>32</sup> 對風險變動百萬分之一時，全體就業者的願付價值： $0.0338 \times \frac{1}{0.04468} \times 515,963 \times 1000 \times 0.000001 \div 390$ 。

<sup>33</sup> 分別將願付價值乘上 1,000,000，及為過去台灣研究所計算的一個統計生命價值。

<sup>34</sup> 人力運用調查即原來的勞動力調查。

作，此種工作之均衡工資內含較低的風險補償性工資差異。我們也加入隨時間改變的環境特徵變數，預期將會減少遺漏變數對本研究迴歸結果的影響，其中遺漏變數是過去研究中認為會導致補償性工資差異不存在或是被低估的主要原因。因此，控制內生性問題及遺漏變數皆可使我們得到較大的薪資與風險彈性，最終計算的 VSL 也會比較大。

本研究除了以樣本風險平均值當作 VSL 計算基礎，我們也分別計算全體就業人員風險值第 25、50、75 百分位數的 VSL，分別是新台幣 1,000,000,000 元、新台幣 545,000,000 元、新台幣 325,000,000 元<sup>35</sup>。



---

<sup>35</sup> 第 25、50、75 百分位數為 0.0173、0.032、0.0537。

表 7 本研究與台灣過去研究差異

作者	資料說明	估計方式	統計生命的價值
薛立敏、王素鸞	橫斷面資料，資料來源：勞動力調查，樣本期間為 1984 年	普通最小平方法	新台幣 1200 萬元至新台幣 3400 百萬元
Liu, Hammitt and Liu	橫斷面資料，資料來源：勞動力調查，樣本期間為 1982 年到 1986 年	普通最小平方法並修正樣本選擇性偏誤	落在 151,000 元至 683,000 元以及 135,000 元至 589,000 元（1990 年美元幣值）
劉錦龍	橫斷面資料，資料來源：人力運用調查，樣本期間為 2002 年到 2006 年	普通最小平方法	新台幣 103,200,000 元至 187,100,000 元 <sup>36</sup> （2014 年幣值）
本研究	追蹤資料，資料來源：華人家庭動態資料庫，樣本期間為 1999 年到 2014 年	有固定效果的迴歸式並加入環境特徵變數	風險值第 25、50、75 百分位數，VSL 分別為新台幣 1,000,000,000 元、545,000,000 元、325,000,000 元，此外，風險為平均值時，VSL 為新台幣 329,000,000 元（2014 年幣值）

資料來源：本研究整理

<sup>36</sup> 在劉錦龍的文獻中 VSL 為新台幣 92,760,000 元至 168,220,000 元（2006 年幣值），為方便與本研究比較，本研究使用消費者物價指數調整至 2014 年幣值。

## 第六章、結論

本研究針對台灣勞工進行分析，使用追蹤資料控制個人隨時間不變的特徵，部分解決內生性問題，加入過去補償性工資差異研究不常放入的環境品質特徵變數，估計薪資的風險彈性，最後計算風險減少百萬分之一的願付價值。

由本研究特徵工資函數的估計結果，全體就業者、技藝有關工作人員的風險變數皆對薪資呈正向關係，統計上顯著，薪資的風險彈性分別為 0.0338、0.0567，而管理與專業人員薪資的風險彈性只有 0.0220，且統計上不顯著。全體就業者、技藝有關人員皆符合補償性工資差異，表示其他條件不變下，面臨較高的風險必須給予較高的薪資，其中技藝有關工作人員面臨較高的職業風險，因此薪資的風險彈性大於管理與專業人員。另外，管理與專業人員面臨較低的職業風險，所以此職業別不會跟雇主商討風險的報酬，雇主在徵此職業別的勞工時也不會在工作特徵中加入風險特徵。

過去補償性工資差異研究極少加入環境特徵變數，從我們的迴歸式中可以發現，受僱者偏好一月平均攝氏氣溫較高的工作地區，然而不偏好七月平均氣溫較高或是懸浮微粒濃度較高之工作地點，此外環境特徵變數也可以處理部分遺漏變數的內生性問題。

比較 OLS 與固定效果模型的迴歸結果可以發現，假設沒有內生性問題以 OLS 進行分析，會低估薪資的風險彈性，控制部份內生性問題，全體就業者薪資的風險彈性為 0.0338，進而計算風險減少百萬分之一的個人願付價值為 390 元，因此我們認為 VSL 會比過去研究大的主要因為，許多變數是沒有被調查或是無法調查，例如：社經地位、種族、工作環境等變數，所以遺漏變數會導致補償性工資差異不存在或是被低估，故追蹤資料最大的好處可以應用固定效果模型，控制隨時間不變的變數，部分解決內生性問題。

# 參考文獻

## 中文參考文獻

1. 章英華、陳志柔，2005。「萬般皆下品唯有讀書高：華人社會的父母期望、教養與子女教育成就」，2005年華人家庭動態資料庫學術研討會。台北：中央研究院經濟所。
2. 陳宜慶，2016。「工資、房價及氣候空氣品質之價值」。碩士論文，國立政治大學經濟學研究所。
3. 薛立敏，1987。「生命何價，估計生命價值的意義」，『經濟前瞻第6號』。
4. 薛立敏、王素鸞，1987。「台灣地區就業人口生命價值之評估—工資風險貼水法的理論與實證」，『中華經濟研究院經濟專論』。
5. 劉錦龍，2011。「越老越不值錢？--年齡結構與生命價值之研究」。行政院國家科學委員會。NSC 98-2410-H-008-022-MY2。國立中央大學產業經濟所。



## 英文參考文獻

1. Arabsheibani, G. R. and A. Marin, 2000. "Stability of Estimates of the Compensation for Danger," *Journal of Risk and Uncertainty*. 20 (3): 247-269.
2. Charles, B., 1980. "Equalizing Differences in the Labor Market," *The Quarterly Journal of Economics*. 94 (1): 113-134.
3. Cameron, T. A., 2010. "Euthanizing the Value of a Statistical Life," *Review of Environmental Economics and Policy*. 4 (2).
4. Cameron, T. A. and J. R. DeShazo, 2013. "Demand for health risk reductions," *Journal of Environmental Economics and Management*. 65 (1): 87-109.
5. Cressman G.P. 1959. "An operational objective analysis system," *Mon. Weather Rev.*, 87: 367-374.
6. "Cosmic Markdown: EPA says life is worth less," 2008. *Washington Post*, July 19.
7. Freeman, A. M. III, J. A. Herriges, and C. L. Kling, 2014. *The Measurement of Environmental and Resource Values*. New York: RFF PRESS.
8. Guo, X., and J. K. Hammitt, 2009. "Compensating Wage Differentials with Unemployment: Evidence from China," *Environmental and Resource Economics*. 42: 187-209.
9. Gegax, D., S. Gerking, and W. Schulze, 1991. "Perceived Risk and the Marginal Value of Safety," *The Review of Economics and Statistics*. 73(4): 589-596.
10. Garen, J., 1988. "Compensating Wage Differentials and The Endogeneity of Job Riskiness," *The Review of Economics and Statistics*. 70(1): 9-16.
11. Howard, R. A., 1984. "On fates comparable to death," *Management Science*. 30:407-22.
12. Hintermann, B., A. Alberini, and A. Markandya, 2010. "Estimating the Value of Safety With Labour Market Data: Are the Results Trustworthy?," *Applied Economics*. 42(9): 1085-1100.
13. Koirala, B., S., and A. K. Bohara, 2014. "Valuing US Climate Amenities for Americans Using a Hedonic Price Framework," *Journal of Environmental Planning and Management*. 56(7): 829-847.
14. Liu, J. T., J. K. Hammitt, and J. L. Liu, 1997. "Estimated Hedonic Wage

- Function and Value of Life in a Developing Country,” *Economics Letters*. 57: 353–358.
15. Leigh, J. P., 1995. “Compensating Wages, Value of a Statistical Life, and Inter-Industry Differentials,” *Journal of Environmental Economics and Management*. 28: 83-97.
  16. Maddison, D., and A. Bigano, 2003. “The Amenity Value of the Italian Climate,” *Journal of Environmental Economics and Management*. (45): 319-332.
  17. Mrozek, J. R., and L. O. Taylor, 2002. “What Determines The Value of Life? A Meta- Analysis,” *Journal of Policy Analysis and Management*. 21: 253-70.
  18. Purse, K., 2004. “Work-Related Fatality Risks and Neoclassical Compensating Wage Differentials,” *Cambridge Journal of Economics*. 28: 597-617.
  19. Rehdanz, K., 2006. “Hedonic Pricing of Climate Change Impacts to Households in Great Britain,” *Climatic Change*. 74: 413-434.
  20. Roback, J., 1982. “Wages, Rents, and the Quality of Life,” *The Journal of Political Economy*. 90 (6):1257-1278.
  21. Rosen, S., 1974. “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition,” *Journal of Political Economy*. 82: 34-55.
  22. Thaler, R. G., and S. Rosen, 1975. “The Value of Saving a Life: Evidence from The Labor Market,” In Terleckyj, N. (Ed.), *Household Production and Consumption*. Columbia University Press, New York. 265-300.
  23. Viscusi, W. K., 1978. “Wealth Effects and Earnings Premiums for Job Hazards,” *The Review of Economics and Statistics*. 60(3): 408-416
  24. Viscusi, W.K., and J. E. Aldy, 2003. “The Value of a Statistical Life: A Critical Review of Market Estimates Throughout the World,” *Journal of Risk and Uncertainty*. 27 (1): 5-76.
  25. Winter, E.R., and J. Zweimuller, 1999. “Firm-Size Wage Differentials in Switzerland: Evidence from Job-Changers,” *The American Economic Review*. 89(2): 89-93.
  26. Wooldridge, J. M., 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press.

# 附錄

## 附錄一

	1999		2000		2001	
	mean	sd	mean	sd	mean	sd
wage	582424	461039	576231	419505	601384	513107
past3_risk	0.0878	0.0673	0.0891	0.0783	0.0898	0.0795
female	0.50	0.50	0.45	0.50	0.35	0.48
health	3.89	0.78	3.89	0.83	3.84	0.87
edu_year	11.35	3.44	10.49	3.72	9.58	3.75
marry	0.84	0.36	0.87	0.34	0.89	0.31
wexp	21.20	5.86	26.71	8.54	32.13	7.82
medu_year	3.54	3.88	2.95	3.80	2.00	3.61
scale1	0.28	0.45	0.26	0.44	0.31	0.46
scale2	0.30	0.46	0.29	0.46	0.29	0.45
scale3	0.21	0.41	0.22	0.41	0.20	0.40
_1tp_avg	15.91	1.07	16.12	1.23	16.37	1.31
_7tp_avg	29.01	0.61	29.01	0.70	29.05	0.74
pm10	62.69	5.78	63.52	6.09	64.04	6.61
N	362		618		248	

	2002		2003		2004	
	mean	sd	mean	sd	mean	sd
wage	610683	478186	521430	326279	534207	395589
past3_risk	0.0783	0.0628	0.0643	0.0528	0.0600	0.0523
female	0.37	0.48	0.42	0.49	0.44	0.50
health	3.53	0.87	3.96	0.86	3.73	0.85
edu_year	10.37	3.91	13.05	2.46	11.97	3.25
marry	0.90	0.30	0.59	0.49	0.39	0.49
wexp	30.08	8.14	12.42	5.39	19.28	11.38
medu_year	2.62	3.95	5.49	3.81	4.67	4.18
scale1	0.33	0.47	0.29	0.45	0.31	0.46
scale2	0.25	0.43	0.26	0.44	0.26	0.44
scale3	0.21	0.41	0.22	0.41	0.19	0.39
_1tp_avg	16.29	1.35	16.01	1.08	16.11	1.23
_7tp_avg	29.04	0.71	28.99	0.65	28.97	0.64
pm10	63.71	6.79	63.17	6.00	63.43	6.71
N	257		591		1054	

	2005		2006		2007	
	mean	sd	mean	sd	mean	sd
wage	544323	398794	564121	425563	556310	419510
past3_risk	0.0513	0.0529	0.0458	0.0458	0.0447	0.0444
female	0.43	0.49	0.41	0.49	0.41	0.49
health	3.66	0.83	3.55	0.79	3.56	0.82
edu_year	12.29	3.06	12.15	3.21	12.15	3.18
marry	0.60	0.49	0.66	0.48	0.67	0.47
wexp	18.72	11.66	20.04	11.40	20.71	11.05
medu_year	4.96	4.12	4.93	4.17	4.83	4.15
scale1	0.29	0.46	0.29	0.45	0.30	0.46
scale2	0.27	0.44	0.21	0.41	0.23	0.42
scale3	0.19	0.40	0.25	0.44	0.23	0.42
_1tp_avg	16.12	1.23	16.09	1.17	16.11	1.20
_7tp_avg	28.96	0.64	28.97	0.65	28.95	0.64
pm10	63.39	6.76	63.36	6.59	63.56	6.30
N	990		1036		896	

	2008		2009		2010	
	mean	sd	mean	sd	mean	sd
wage	557426	476842	417000	184727	430659	226523
past3_risk	0.0407	0.0407	0.0292	0.0261	0.0281	0.0239
female	0.40	0.49	0.48	0.50	0.45	0.50
health	3.50	0.79	3.96	0.80	3.67	0.77
edu_year	12.26	3.03	13.87	2.19	13.93	2.31
marry	0.68	0.47	0.28	0.45	0.33	0.47
wexp	21.22	10.77	8.38	5.60	9.94	6.45
medu_year	4.90	4.09	7.34	2.80	7.26	2.88
scale1	0.30	0.46	0.27	0.44	0.26	0.44
scale2	0.22	0.41	0.28	0.45	0.27	0.45
scale3	0.23	0.42	0.23	0.42	0.26	0.44
_1tp_avg	16.07	1.16	16.25	1.21	16.26	1.27
_7tp_avg	28.97	0.63	28.96	0.58	28.99	0.58
pm10	63.61	5.87	64.32	5.44	64.18	5.86
N	779		1223		1003	

	2011		2012		2014	
	mean	sd	mean	sd	mean	sd
wage	450443	284126	494815	430566	530132	366934
past3_risk	0.0294	0.0268	0.0306	0.0291	0.0305	0.0282
female	0.43	0.50	0.44	0.50	0.43	0.50
health	3.64	0.77	3.65	0.77	3.52	0.77
edu_year	13.78	2.33	13.80	2.37	13.59	2.63
marry	0.35	0.48	0.42	0.49	0.54	0.50
wexp	11.03	7.41	12.25	7.58	16.42	10.44
medu_year	7.25	2.95	7.25	2.96	6.83	3.50
scale1	0.26	0.44	0.26	0.44	0.26	0.44
scale2	0.26	0.44	0.30	0.46	0.26	0.44
scale3	0.27	0.44	0.25	0.43	0.29	0.45
_1tp_avg	16.23	1.28	16.18	1.20	16.14	1.20
_7tp_avg	28.98	0.57	28.99	0.58	28.98	0.60
pm10	64.20	5.48	63.38	26.87	63.28	21.18
N	1097		1136		1890	