DOI: 10.6277/TER.201809_46(3).0003

考慮樣本選擇下分析兩性勞工薪資低付問題：關聯結構隨機邊界法之應用

黃台心・劉洪禎・胡聚男*

勞動市場若存在樣本選擇 (sample selection) 問題, 本研究嘗試建構聯立迴歸模型, 同時包含隨機工資與工時兩條邊界方程式, 可探討男女兩性勞工薪資低付程度課題。因存在組合誤差項, 必須使用關聯結構法推導出聯合機率密度函數, 進而建構隨機邊界關聯結構模型。整理民國 94、96、98、100 與 102 等五年的台灣「人力運用調查」資料, 進行迴歸分析。發現考慮樣本選擇的平均薪資效率遠低於未考慮樣本選擇者, 與以往文獻有相當差異, 可能原因爲以往文獻探討薪資效率時, 未同時考慮樣本選擇問題, 將無工作者樣本完全排除, 導致迴歸分析結果僅適用於有工作者。

關鍵詞: 樣本選擇, 薪資低付, 組合誤差項, 關聯結構法, 隨機邊界關聯結構模型, 薪資效率

JEL 分類代號: C34, J31

1 前言

薪資在勞動經濟學中是主要研究的對象之一, 用來探討諸如勞動供給行爲、生產力變動、所得分配、薪資差異或歧視以及國民所得等議題。以國民所得爲例, 我國國內生產毛額 (GDP) 當中, 接近一半的比例是受雇人員

*作者分別爲國立政治大學金融學系教授、國立政治大學金融學系碩士與國立政治大學金融學系博士生。黃台心爲通訊作者。作者們感謝本刊兩位匿名評審精闢的審查意見, 大幅增加本文的學術價值, 若仍有不足之處, 應屬作者們之責。聯繫作者感謝科技部專題研究計畫 (MOST 104-2410-H-004-012) 的經費補助。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 46:3 (2018), 401–450。
國立台灣大學經濟學系出版

臺灣大學學術期刊資料庫

報酬, 在2000–2012年的比率介在47%–50%之間, 是四大要素所得中比例最高者。

勞動經濟學的搜尋理論 (search theory) 指出, 勞工在尋找工作時所獲得的實際薪資, 應介於本身所要求的最低保留薪資以及根據個人特質所能得到的最大潛在薪資之間。因爲尋找工作的機會成本隨時間而遞增, 而人的一生有限, 不可能每個人都願意花很長的時間來尋找心目中最理想的工作, 故實際薪資總是會低於潛在薪資, 也就是薪資容易被低付 (underpayment)。根據行政院主計總處的資料顯示, 我國自2008年後的平均薪資一直停滯不前; 經過物價指數平減後的實質平均薪資更是從2003年出現倒退趨勢。依據2013年的資料, 名目每人月平均薪資與2008年相比只成長約1,300元; 實質每人月平均薪資反而減少了592元, 且此6年當中, 只有2年的實質平均薪資年增率爲正。這段期間內, 勞工的實際與潛在薪資以及薪資低付的程度各有何變化? 是本文關心的問題之一。

Hofler and Polachek (1985) 與 Hofler and Murphy (1992) 以勞動市場的資訊不充分, 解釋實際薪資低於潛在薪資的原因, 並以隨機邊界法估計個人的薪資不效率程度。Hofler and Murphy (1992) 論及若一國實際薪資水準低於最大潛在薪資10%, 這種薪資不效率程度可使該國的 GDP 減少約5%, 且此比例隨著薪資占 GDP 比例的上升而增加, 顯示勞動市場的不效率程度影響國民福祉十分深遠。

本文除了打算運用隨機邊界模型估計我國勞工的薪資低付程度外, 也將樣本選擇 (sample selection) 問題一併納入, 以聯立迴歸模型同時估計工資與工時方程式, 依據不同分類方式, 深入探討男、女性勞工的薪資不效率議題。因爲工資與工時方程式均包含組合誤差 (composite errors), 必須借助關聯結構法 (copula methods) 推導誤差項的聯合機率密度函數, 進而得到考慮樣本選擇的概似函數, 以利進行實證分析。

國內探討男女性薪資差異的文獻不在少數, 大多以 Oaxaca (1973) 的性別歧視模型爲主, 以隨機邊界法分析薪資差異者較少, 且大多探討特定行業內薪資不效率的程度, 例如江錦淑 (2008) 以隨機邊界法估計銀行業薪資低付程度, 但未涉及薪資差異的議題, 僅劉錦添與詹方冠 (1990) 論及工資的性別歧視程度, 距今約有25年, 台灣的勞動結構已大幅轉變, 有必

臺灣大學學術期刊資料庫

要再次針對現今勞動市場上之薪資低付情況予以研究。總而言之, 本研究想要探討如下問題:

1. 實際薪資與潛在薪資的差距, 即薪資低付程度。
2. 薪資低付情況男性和女性有無差異? 薪資低付與薪資差異情況隨時間經過, 愈趨嚴重抑或逐漸緩和?
3. 不同類別勞工薪資低付程度有無差異。
4. 不考慮樣本選擇問題, 對於實證分析結果是否產生重大影響?

這些議題具有重要應用價值, 可提供政府制定教育或勞動政策時的參考。本文除第 1 節爲前言外, 第 2 節回顧過去相關文獻, 第 3 節建立聯立迴歸模型, 利用關聯結構法推導誤差項的聯合機率密度函數與概似函數, 第 4 節說明資料來源與設定六個假說, 第 5 節進行實證分析, 利用隨機邊界關聯結構模型, 分別估計男性和女性的工資與工時聯立迴歸方程式, 據以分析薪資低付和檢定前節設定的六個假說, 最後一節是結論與建議。

2 文獻回顧

2.1 隨機邊界法分析薪資相關議題

本小節主要回顧一些國外以隨機邊界法分析勞動市場上的保留薪資、潛在薪資以及薪資不效率的文獻。

Hofler and Polachek (1985) 認爲勞工在勞動市場上常因缺乏充分資訊, 實際得到的薪資常會低於資訊充分下的的最大潛在薪資。未能達到潛在薪資的程度, 稱爲勞工在勞動市場上的「無知 (ignorance)」。採用 Aigner, Lovell, and Schmidt (1977) 的隨機邊界法估計出市場的總無知 (market ignorance); 再以 Jondrow et al. (1982) 的方法, 估計出個別的無知 (specific ignorance)。實證結果與搜尋理論所提出的觀點有高度的吻合, 即薪資低付 (無知) 的情況, 黑人比白人嚴重、鄉村比都市嚴重、教育水準以及工作經驗低者較嚴重、風險趨避程度較高者較嚴重、找工作的機會成本較高者較嚴重; 加入工會者可以大幅降低薪資低付的情況。Hofler and Murphy (1992) 進一步擴大前篇論文的假設, 依搜尋理論提出六個假設: 不同的群體如壯

臺灣大學學術期刊資料庫

年男性、女性以及青少年勞工, 會受到不同的預算與居住限制, 故薪資被低付程度有所不同;[1] 住在失業補助金較多的區域、教育程度較高者、住在都市者、財富較多者以及任職期間較長者, 薪資被低付的程度較低。估計的結果, 除假設2的失業補助似乎完全不能降低薪資低付程度, 其餘五個假設皆達到統計顯著。

若在勞動市場上, 勞方知道資方最高願付價格, 而資方知道勞方的最低願受價格, 則會透過動態過程得到一個唯一的均衡薪資。Polachek and Yoon (1987) 認爲在完全競爭市場中, 同質勞工的薪資之所以會偏離均衡, 來自於勞資雙方在市場皆未能取得充分資訊。此文同時考慮勞資雙方對於彼此的資訊都不充分的情況,[2] 採用1981年 panel study of income dynamics 資料, 以最大概似估計法估計出勞方的無知是0.288, 而資方的無知是0.400。表示勞方拿到的薪資少於資方最大願付金額28.8%; 而資方付出的薪資多於勞方最低願受價格40%。

Hofler and Murphy (1994) 根據美國1983年的當前人口調查 (current population survey, CPS) 資料, 僅選取有薪資者樣本, 採用隨機邊界法估計勞工的保留薪資, 發現勞工的實際薪資平均高出保留薪資 25%, 男性的保留薪資高於女性, 且與年齡、教育程度、都市化程度以及財富有直接的相關。Webb, Watson, and Hinks (2003) 採用1991、1995和1999年的英國家庭追蹤調查 (British household panel survey, BHPS) 資料庫, 以隨機邊界法估計英國金融業員工的保留薪資以及薪資高付 (wage overpayment) 的情形。發現1990年代的金融業員工平均薪資高出保留薪資30%, 年資較深的員工薪資高付的情形尤其顯著, 且在樣本期間內成長了14%。Lang (2005) 以隨機邊界法估計並比較2000年西德本國人以及移民的潛在薪資, 發現移民薪資較低原因爲較低的人力資本。不論本地勞工還是移入勞工, 皆可以領到各自潛在薪資的84%, 顯示移入者的薪資不效率程度並不如預期的嚴重。

[1]例如: 壯年男性的失業通常是因爲被資遣, 可以申請失業保險補助, 比起女性以及青少年的初入職場, 有較雄厚的財務補助。導致女性與青少年迫於經濟壓力而接受被低付的薪資。

[2]絕大多數相關文獻僅探討勞工薪資低付情況, Hofler and Murphy (1992) 曾提出解釋: 資方通常會避免過分壓榨薪資, 因爲薪資若太低, 一來不易找到適合勞工, 職位的空缺期間可能會很長; 二來就算找到勞工, 也不易久待其位。

臺灣大學學術期刊資料庫

Polachek and Xiang (2006) 挑選 Luxembourg income study 資料中有完整變數的11個國家,[3] 採隨機邊界法衡量薪資不效率的程度, 約落在30%至35%之間。其中已婚者不效率程度低於鰥寡和離婚者, 男性低於女性, 教育程度較高及工作經驗較多者較低。此外, 制度面因素也有顯著影響, 外籍勞工的移入會使薪資不效率的程度提高。Adamchik and King (2007) 採用隨機邊界法衡量2001年波蘭的勞動市場的資訊不完全程度, 並與 Polachek and Xiang (2006) 的估計結果比較, 發現波蘭的薪資邊界與其他 OECD 的國家雖然相近, 但是薪資不效率程度卻最低。

2.2 薪資的性別差異

男女兩性的平均薪資存在差異, 去除人力資本差異後的部分, Oaxaca (1973) 將其歸諸於性別歧視。由於國外探討薪資差異的文獻衆多, 本小節只回顧其中採用隨機邊界法者; 而探討我國勞動市場薪資差異之文獻相對較少, 故不論是否採用隨機邊界法皆予討論, 其中大多以行政院主計總處蒐集的「人力運用調查」資料爲分析對象。

Robinson and Wunnava (1989) 指出 Oaxaca (1973) 性別歧視模型有一個重要缺點: 男女性的特質之間可能存在「無法觀察到的差異」, 因而無法被薪資方程式掌握。過去的文獻必須假設「兩性間所有無法觀察到的特質都相同」; 這種假設可能會高估女性的應有薪資。[4] Robinson and Wunnava (1989) 將歧視定義爲女性薪資低於隨機邊界的程度, 故只需針對女性樣本進行研究。利用美國1983年 CPS 資料, 實證研究發現女性薪資平均低於隨機邊界26%。易言之, 女性若沒有被歧視且市場有效率, 薪水可以再多出約四分之一。自1991年蘇聯解體後, 勞動市場的薪資也由中央統一管制, 轉變成廠商可自訂薪資。Ogloblin and Brock (2005) 比較性別、地區生活成本 (local cost of living) 和工時等, 對於薪資低付程度以及潛在薪資的影響。針對2000–2002年的合併資料進行估計, 發現不同性別的薪資低付

[3]包含美國、加拿大、英國、德國、瑞典、芬蘭、冰島、挪威、荷蘭、捷克以及唯一非 OECD 國家的以色列。

[4]例如: 男女性的薪資差異可能是因爲女性工作意願低, 造成工作努力程度較低, 此時就算與男性有相同的教育程度, 薪資水準仍會較低。此非歧視所造成, 但是傳統估計方法仍將其視爲歧視。

臺灣大學學術期刊資料庫

程度有相當的差異, 且低付程度因爲市場的不效率而高於西方國家, 其中男性勞工約只領到潛在薪資的64.5%, 女性則是72.9%。

Díaz and Sánchez (2011) 以 European community household panel 資料庫分析1995–2001年間, 英國、義大利、德國、法國以及西班牙等五國之薪資差異與性別歧視間的關係。採用 Wang (2002) 之方法計算性別對於薪資不效率程度的邊際效果, 發現性別變數顯著影響各國薪資不效率程度, 女性的實際與潛在薪資差距較大; 其邊際效果五國間的差距也很大, 最高爲英國的33.7%, 最低爲法國與西班牙的16%。[5] 反映出各國勞動市場的異質性、薪資不均程度以及女性工作型態的不同, 薪資的性別歧視存在於歐洲各國的結論, 與以往文獻一致。Díaz and Sánchez (2013) 採用與前篇論文相同的資料與期間, 分析英國、義大利、德國以及西班牙等三國, 至少連續工作7年以上40歲以下的年輕勞工, 檢視婚姻狀態是否與薪資不效率程度有關。根據相關文獻, 已婚女性的薪資報酬低於未婚女性主要原因有二: 一是已婚女性的勞動參與率較低、二是已婚女性爲照顧家庭, 容易中斷其在勞動市場原本的成就, 減少工時以及選擇低報酬的職業, 也降低在公司內部所能受到的培訓機會, 這些因素皆對人力資本累積以及生產力有負面影響。但是此文發現, 年輕女性即使在控制人力資本累積不中斷的情況下, 已婚者的薪資不效率程度仍高於未婚狀態, 已婚年輕女性的勞動報酬之所以較低, 似乎不是因爲中斷人力資本累積, 而是因爲歧視。

2.3 台灣勞動市場之薪資差異與性別歧視

Gannicott (1986) 曾以1982年我國人力運用調查資料, 將男女性的工資差異拆解成稟賦項 (endowment) 以及歧視項, 其中稟賦項可解釋40.3%的工資差異, 而有59.7%無法解釋而歸諸於歧視項。

劉錦添與劉錦龍 (1987) 以1984年資料, 採特徵性工資模型 (hedonic wage model) 估計男女性的薪資方程式, 發現台灣男女性的薪資在同一職業中明顯存在性別歧視, 其中最嚴重的是服務業, 而最輕微的是專業性人員。薛立敏 (1988) 以同年度資料分析後指出, 在教育、年齡、經驗等條件相等的情況下, 男性的薪資高出女性14%–30%, 且愈需體力的職業, 薪資

[5] 以英國的邊際效果爲例, 女性的效率薪資低於男性的33.7%。

臺灣大學學術期刊資料庫

差異程度愈大; 而愈需專業技能的職業則差異程度愈小, 與劉錦添與劉錦龍 (1987) 結論一致。王素彎與連文榮 (1989) 爲求與前兩篇文獻比較, 也採相同年度資料並以 F 檢定估計性別歧視是否顯著存在於台灣勞動市場, 發現相同學歷的女性薪資受到相當的性別歧視。

林忠正 (1988) 爲排除女性勞動參與中斷對薪資差異之影響, 採用1984年初次進入勞動市場的樣本作爲分析對象, 將薪資差異拆解成「可解釋的部分」、「職業隔離」以及「同工不同酬」三個部分, 實證結果指出, 台灣男女性勞工的職業隔離程度雖然顯著, 但是男女薪資差異大部分源自同工不同酬的因素而非職業隔離; 並推論台灣勞動市場存在性別歧視。劉鶯釧 (1989) 則認爲女性受到歧視的成因衆多, 不易精確衡量所有可能來源,[6] 故僅衡量純粹的工資歧視。同時採用直接迴歸與逆向迴歸計量方法, 檢定同一個職業當中是否有違反同工同酬的現象。[7] 以1987年資料的實證結果來說, 多數行、職業中的同工不同酬的現象不若想像中的嚴重。劉錦添與詹方冠 (1990) 採用 Robinson and Wunnava (1989) 之觀點與方法衡量台灣公私部門之性別歧視程度,[8] 並與 Oaxaca (1973) 及 Cotton (1988) 的方法作比較, 得出私部門工資的性別歧視程度高於公部門。

高長 (1990) 修正樣本選擇偏誤後, 發現真實的女性工資歧視在平均工資較高的職業中被高估; 而在平均工資較低的職業則被低估。他認爲台灣勞動市場性別的工資差異主要原因不是職業隔離因素, 而是預期人力資本存量。因而推論性別工資差異的主要原因, 出於個人自由意志選擇下的不同人力資本投資行爲, 而非就業不均等或工資報酬不公平。黃台心與熊一鳴 (1992) 以1989年的資料經樣本選擇偏誤的修正後, 採用 Oaxaca (1973) 的計量方法推估兩性間的全職與兼職之工資差異, 推論性別歧視存在於台灣勞動市場。

---

[6]例如: 女性從事女性化且低薪的職業有可能是純粹出於自願, 但此「自願」也可能是受到曾被灌輸的性別歧視刻板印象所致。

[7]直接迴歸衡量「具有同等生產力的男女是否得到相同的工資水準」; 逆向迴歸則是檢定「具有相同工資的男女是否具有相同生產力」。

[8]在 Robinson and Wunnava (1989) 的觀點中, 女性之實際薪資與隨機邊界薪資之差即爲性別歧視的程度, 但是劉錦添與詹方冠 (1990) 認爲此一差距來自於性別歧視及勞動市場資訊不完全的程度。

臺灣大學學術期刊資料庫

邱曉培 (1997) 與劉佳苓 (1997) 參考林忠正 (1988) 的作法, 皆控制女性勞動參與中斷之因素, 但是改以1995年的未婚樣本爲分析對象。邱曉培 (1997) 採用劉鶯釧 (1989) 之直接迴歸與逆向迴歸計量方法, 檢定台灣勞動市場中的薪資差異是否存在歧視, 實證結果顯示兩種計量方法皆確認女性在勞動參與未中斷的情形下, 工資仍受到歧視; 劉佳苓 (1997) 也得到類似的結論。曾敏傑 (2001) 採 Oaxaca 薪資分解模型, 發現男女薪資差異在1982、1992及2000年間有縮小的趨勢。陳建良與管中閔 (2006) 考慮樣本選擇問題, 採分量迴歸估計台灣2002年工資函數及性別歧視程度。發現男女性別歧視的程度在各個工資分量下均相當嚴重, 尤其是低工資的女性。

徐美, 陳明郎, 與方俊德 (2006) 使用1978–2003年資料, 擴充 Oaxaca (1973) 之薪資分解模式, 探討台灣產業結構變遷和性別歧視變動對於男女薪資溢酬影響。發現男女薪資差異歸因於性別歧視的比例逐年縮小, 主因爲產業結構由重體力性轉變爲重心智性以及女性就業者教育水平提升。Bishop et al. (2007) 亦使用相同的資料期間, 以 Oaxaca 原始模型以及隨機邊界法兩種方法, 分別檢視台灣男女薪資差異與性別歧視間的關係。根據 Oaxaca 模型得到的結果, 顯示性別歧視的程度幾乎沒有變動, 不甚合理; 但是, 以隨機邊界法得到的結果, 顯示男女兩性勞工的薪資效率皆逐漸提升, 但女性提升的速度高於男性, 受歧視的程度逐漸下降。Bishop et al. (2007) 認爲這個結果比起 Oaxaca 模型更貼近台灣的實際情勢。

2.4 保留薪資 (reservation wage)

保留薪資即是勞工在勞動市場上願意接受的最低薪資水準, 保留薪資的提高通常會使薪資低付程度下降。由於保留薪資與工作搜尋理論以及薪資低付程度皆有關聯, 本小節僅回顧與性別有關的保留薪資文獻。

Gørgens (2002) 認爲以往文獻討論搜尋理論時, 只著重在薪資而忽略其他非薪資的變數, 可能導致錯誤的經濟推論與政策建議,[9] 故將工時因素

[9] 例如某個勞工面臨兩個工作機會: 甲工作月薪40,000元, 每天工作12小時; 乙工作月薪39,999元, 每天工作8小時。若只考慮薪資水準, 勞工會選甲工作, 惟若同時納入工時 (非薪資因素), 則很有可能會選擇乙工作。

臺灣大學學術期刊資料庫

納入模型, 以保留效用策略 (reservation utility strategy) 取代保留薪資策略, 提出相對應的條件保留薪資解釋搜尋理論。發現美國女性搜尋工作時, 會同時考慮工時因素。例如全職工作女性的條件保留薪資比起兼職工作女性高出16–31%, 廠商給薪預期較高的女性, 從事兼職工作的保留薪資高於從事全職工作; 廠商給薪預期較低的女性, 從事全職工作的保留薪資高於從事兼職工作; 提供失業補助可大幅提高女性兼職工作的保留薪資, 但對全職工作的保留薪資只有輕微影響; 有丈夫或子女者的保留薪資較高, 但幅度不大, 但若丈夫的薪水很高, 則該婦女的保留薪資會顯著提升。

Pannenberg (2010) 採德國的 German socio-economic panel 縱橫資料, 以2004–2006年未受雇用者分析風險態度與保留薪資的關係, 發現未受僱用者超過半數有風險趨避的情況, 且風險趨避與保留薪資有反向關係。此外, 若未受僱用者爲男性、未婚、受教育年數愈長、尋找全職工作、受到財務補助或財富較高者, 其保留薪資較高。

Brown, Roberts, and Taylor (2011) 使用1991–2008年英國 BHPS 縱橫資料, 針對未被雇用及自我雇用者, 以 Oaxaca (1973) 的方式拆解男性與女性的保留薪資差異, 發現有無子女對於兩性保留薪資差異中可解釋的部分非常重要。此文作者們認爲造成此現象的原因可能與年齡有關, 無子女女性的平均年齡40歲, 大於有子女的女性平均年齡28歲。較年長的女性可能因爲過去的經驗、歧視或其他無法觀察的個人特質, 對勞動市場的期待較低, 較不適合進入勞動市場。

3 研究方法

3.1 隨機薪資與工時邊界模型

根據 Hofler and Polachek (1985) 的模型, 第 i 勞工的對數隨機潛在薪資 ($\ln W_i^p$) 爲

$$\ln W_i^p = \beta_0 + \beta_1' X_{i2} + v_{i2}, \tag{1}$$

其中, β_0 爲截距項, X_{i2} 代表第 i 勞工的人力資本變數向量, β_1 爲對應之迴歸係數向量, v_{i2} 是隨機干擾項且 $v_{i2} \sim N(0, \sigma_{v_2}^2)$, $\sigma_{v_2}^2$ 是未知常數; (1) 式中 $\beta_0 + \beta_1' X_{i2}$ 稱爲確定邊界, 而 $\beta_0 + \beta_1' X_{i2} + v_{i2}$ 稱爲隨機邊界。

臺灣大學學術期刊資料庫

Hofler and Polachek (1985) 認爲勞工在勞動市場因爲缺乏充分資訊, 搜尋工作時, 實際得到的對數薪資水準 ($\ln W_i$) 通常會低於資訊充分下的的最大潛在薪資, 即

$$\ln W_i \leq \ln W_i^p。 \tag{2}$$

改寫 (2) 式爲等式並將 (1) 式代入

$$\begin{aligned} \ln W_i &= \ln W_i^p - u_{i2} \\ &= \beta_0 + \beta_1' X_{i2} + v_{i2} - u_{i2}, \end{aligned} \tag{3}$$

式中 $u_{i2} \geq 0$, 代表勞工實領薪資未能達到最大潛在薪資的差距, 視爲勞工在勞動市場上的無知 (ignorance)。若其在勞動市場上的資訊愈充分, 則薪資愈有效率, u_{i2} 愈接近0, 也就是實際薪資愈靠近最大潛在薪資水準。

由於存在薪資無效率項 u_{i2}, (3) 式中出現組合誤差項 $\varepsilon_{i2} = v_{i2} - u_{i2}$, u_{i2} 是非負隨機變數且與 v_{i2} 統計獨立, 形成隨機薪資邊界模型。若不考慮樣本選擇問題, 可直接採用最大概似法進行估計。其中 u_{i2} 有多種設定, 例如半常態分配 (half normal distribution)、指數分配 (exponential distribution)、截斷常態分配 (truncated normal distribution) 以及伽瑪分配 (gamma distribution)。本文假設其爲半常態分配 $u_{i2} \sim N^+(0, \sigma_{u_2}^2)$[10] 依循 Aigner, Lovell, and Schmidt (1977), 令 $\sigma^2 = \sigma_{v_2}^2 + \sigma_{u_2}^2$, $\lambda = \sigma_{u_2}/\sigma_{v_2}$, 若有 n 位勞工, 可得對數概似函數

$$\begin{aligned} \ln L(W/\beta, \sigma_1\lambda) &= -\frac{n}{2}\ln\left(\frac{\pi\sigma^2}{2}\right) + \sum_{i=1}^{n}\ln\Phi\left(-\frac{\varepsilon_{i2}\lambda}{\sigma}\right) - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{n}\varepsilon_{i2}^2 \\ &= \text{constant} - n\ln\sigma + \sum_{i=1}^{n}\ln\Phi\left(-\frac{\varepsilon_{i2}\lambda}{\sigma}\right) \\ &\quad - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{n}\varepsilon_{i2}^2, \end{aligned} \tag{4}$$

其中, W 爲 $n \times 1$ 薪資向量, β 爲迴歸係數向量; $\varepsilon_{i2} = v_{i2} - u_{i2} = \ln W_i - \beta_0 - \beta_1' X_{i2}$, $\Phi(\cdot)$ 是標準常態分配的累積分配函數 (cumulative

[10] ε_{i2} 的機率密度函數請參見 (20) 式。

臺灣大學學術期刊資料庫

distribution function, CDF)。運用 (4) 式可將 β, σ, λ 等參數估計出來。再根據 Jondrow et al. (1982) 求算出每個樣本的薪資不效率程度 u_{i2} 的條件期望值, 代表薪資不效率的點估計量 $\hat{u}_{l2}$, 即

$$\hat{u}_{l2} = E\left(u_{i2}|\varepsilon_{i2}\right) = \mu_{i*} + \sigma_* \left(\frac{\phi\left(-\frac{\mu_{i*}}{\sigma_*}\right)}{1 - \Phi\left(-\frac{\mu_{i*}}{\sigma_*}\right)} \right), \tag{5}$$

其中, ϕ 是標準常態分配的機率密度函數 (probability density function, PDF), $\sigma_* = \sigma_{u_2}\sigma_{v_2}/\sigma$, $\mu_{i*} = -\sigma_{u_2}^2 \varepsilon_{i2}/\sigma^2$。個別勞工的薪資效率可以 $TE_i = e^{-\hat{u}_{l2}}$ 估計。

TE_i 即是第 i 個勞工實際薪資占潛在薪資的比例, 故 $0 \leq TE_i \leq 1$。此比例愈靠近1, 表示薪資愈有效率, 也就是此位勞工的實際薪資愈靠近最大潛在薪資, 該勞工在市場上實際薪水被低付的程度較輕。但一般認爲 Battese and Coelli (1988) 的估計量有更好的統計性質:

$$TE_i = E\left(e^{-u_{i2}}|\varepsilon_{i2}\right) = \frac{1 - \Phi\left(\sigma_* - \frac{\mu_{i*}}{\sigma_*}\right)}{1 - \Phi\left(-\frac{\mu_{i*}}{\sigma_*}\right)} \times e^{-\mu_{i*}} + \frac{\sigma_*^2}{2}, \tag{6}$$

故本文之後提到的薪資效率程度也將以此爲計算公式。

3.2 關聯結構隨機薪資邊界模型

由於樣本資料包含男性與女性勞工, 一般認爲女性勞工常有樣本選擇性問題, 但男性勞工也有類似問題, 只是程度較輕微。採用 Heckman (1974) 模型但將隨機邊界概念引入, 暫不考慮下標 i, 假設勞工取自然對數的保留工資方程式爲

$$\ln W_R = \alpha_0 + \alpha_1 \ln H + \alpha_2' X_1 + v_1, \tag{7}$$

式中 W_R 爲保留薪資, $\ln H$ 代表對數工時, X_1 是影響保留工資的解釋變數, 本文將放入年齡及平方項、婚姻狀態、教育程度、戶籍地、婚姻狀態與年齡交乘項、教育程度與年齡交乘項等變數, $\alpha = [\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2']'$ 爲迴歸係數向量, v_1 爲隨機干擾項。

臺灣大學學術期刊資料庫

(3) 式中關於 X_2 向量, 本文放入受教育年數及其平方項、潛在工作經驗及其平方項、婚姻狀態、婚姻狀態與潛在工作經驗交乘項等變數, $\beta_0 + \beta_1' X_2$ 可視爲勞工的潛在對數工資。

若 $\ln W_R > \ln W$, 則 $\ln H = 0$,[11] 表示此勞工不工作; 反之, 工時會調整至 $\ln W_R = \ln W$, 代表此勞工選擇工作。[12] 即

$$\begin{aligned} \ln H &= \frac{\beta_0 + \beta_1' X_2 - \alpha_0 - \alpha_2' X_1}{\alpha_1} + \frac{v_2 - u_2 - v_1}{\alpha_1} \\ &= \delta' Z_1 + V_1 - U_1, \end{aligned} \tag{8}$$

其中, $\delta' Z_1 = (\beta_0 + \beta_1' X_2 - \alpha_0 - \alpha_2' X_1)/\alpha_1$, $V_1 = (v_2 - v_1)/\alpha_1$, $U_1 = u_2/\alpha_1$。考慮樣本選擇性問題的聯立迴歸模型表爲

$$\left.\begin{aligned} \ln H &= \delta' Z_1 + V_1 - U_1 = \delta' Z_1 + \varepsilon_1 \\ \ln W &= \beta_0 + \beta_1' X_2 + v_2 - u_2 = \beta' Z_2 + \varepsilon_2 \end{aligned}\right\} \quad \text{若} \quad \ln H > 0, \tag{9}$$

$$\ln W = \ln H = 0 \qquad \text{若} \quad \ln H \leq 0, \tag{10}$$

其中, $\varepsilon_1 = V_1 - U_1$, $\beta' Z_2 = \beta_0 + \beta_2' X_2$, $\varepsilon_2 = v_2 - u_2$。無工作者 ($\ln H < 0$) 的對數工時與工資皆爲 0; 但有工作者 $\ln H > 0$, 其對數工時與工資皆可以觀察到。此處雖然有 ε_1 與 ε_2 兩套組合誤差, 但只需估計 σ_{v_1}、σ_{v_2}、σ_{u_2} 等 3 個分配參數。針對無工作者, 僅知其機率爲

$$\text{Prob}(\ln H \leq 0) = \text{Prob}\left(\varepsilon_1 \leq -\delta' Z_1\right) = F\left(-\delta' Z_1\right), \tag{11}$$

其中, $F(\cdot)$ 是 ε_1 的累積分配函數。有工作勞工 $\ln H$ 和 $\ln W$ 的聯合機率密度函數爲 $f(\ln H, \ln W)$, 故包含有工作與無工作勞工的概似函數表爲

$$L = \prod\nolimits_{\ln H > 0} f(\ln H, \ln W) \prod\nolimits_{\ln H \leq 0} F\left(-\delta' Z_1\right)。 \tag{12}$$

[11] 即將 $H \leq 1$ 視爲無工作者。

[12] 根據個體經濟學勞動供給模型, 假設勞工的無異曲線是消費和休閒的函數, 消費的價格標準化爲 1, 他會在無異曲線與預算線相切處, 選擇最佳消費和休閒時數 (以及工時)。此時預算線的斜率爲市場工資率 (W), 無異曲線的斜率可視爲休閒的影子價格, 也就是保留工資, 故對於有工作者, 其均衡條件爲 $W = W_R$。唯有在邊角解 (corner solution) 發生時, $W_R \geq W$。Heckman (1974) 頁 681 亦有類似說明。

臺灣大學學術期刊資料庫

值得一提者, 爲能估計或辨認 (identify) (9) 式中 $\ln W$ 與 $\ln H$ 等兩條迴歸方程式全部的迴歸係數, 解釋變數向量 X_1 和 X_2 至少須有一個以上變數不相同, 或者 ε_1 和 ε_2 不相關。因爲 $\varepsilon_2 = v_2 - u_2$, 而 ε_1 亦含有 v_2 和 u_2, ε_1 和 ε_2 必然相關, 故向量 X_1 和 X_2 至少須有一個以上變數不相同, 才能將模型中全部係數估計出來。

相對於劉錦添與詹方冠 (1990) 僅考慮有工作者樣本, (12) 式在隨機邊界模型下同時考慮有工作者及無工作者的所有樣本, 解決了樣本選擇性問題; 利用此概似函數得到的迴歸係數估計值具有一致性與漸進常態等性質, 可用來推論有工作與無工作者的勞動供給行爲。反之, 若只使用有工作勞工樣本進行估計, 如 (4) 式, 迴歸係數估計值僅能用來分析有工作勞工的勞動供給行爲。

(12) 式的概似函數屬於非線性模型, 不易估計。在沒有組合誤差的情況下要解決樣本選擇的問題, 使係數估計量符合一致性, 常採用 Heckman (1976) 的兩階段估計法, 第一階段先以全部樣本使用 Probit 模型估計個人工作與否的機率, 並算出機率矯正因子 — Mills 比率倒數 (inverse Mills ratio, IMR); 第二階段將求出的 IMR 項當做一個新的解釋變數加入原先的薪資迴歸式, 僅用有薪者的樣本再次估計。不過, 第二階段估的誤差項會有異質變異數問題, 導致迴歸係數的估計變異數不具一致性。若 ε_1 和 ε_2 皆爲組合誤差, 它們的期望值皆不爲0, 更讓兩階段估計法缺乏良好統計性質。最大概似法應是較佳選擇, 可避免兩階段估計法的缺點, 但面臨以下兩個問題:

1. 如何推導組合誤差 ε_1 和 ε_2 的聯合機率密度函數? 進而得到聯合機率分配 $f(\ln H, \ln W)$;
2. 如何推導組合誤差的累積分配函數?

第一個問題可根據 Lai and Huang (2013) 採用關聯結構法予以解決。假設 $F_1(\varepsilon_1)$ 及 $F_2(\varepsilon_2)$ 分別爲 ε_1 和 ε_2 邊際累積分配函數, 它們的相關係數爲 ρ, 依照 Sklar (1959) 的理論, ε_1 及 ε_2 的聯合累積分配函數表爲

$$F(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = C(F_1(\varepsilon_1), F_2(\varepsilon_2); \rho), \tag{13}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

其中, $C(\cdot)$ 爲 $F_1(\cdot)$ 和 $F_2(\cdot)$ 的關聯結構函數, 若 $F_1(\cdot)$ 和 $F_2(\cdot)$ 爲連續函數, 則存在唯一的關聯結構函數, ε_1 及 ε_2 的聯合機率密度函數爲

$$f(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = c(F_1(\varepsilon_1), F_2(\varepsilon_2); \rho) \times \prod_{j=1}^{2} f_j(\varepsilon_j), \tag{14}$$

其中, $c(F_1(\varepsilon_1), F_2(\varepsilon_2); \rho) = \partial^2 C(F_1(\varepsilon_1), F_2(\varepsilon_2); \rho)/\partial F_1(\varepsilon_1)\partial F_2(\varepsilon_2)$, 是關聯結構密度函數 (copula density function), 而 $f_j(\varepsilon_j)$ 爲邊際機率密度函數。過去文獻已發展出許多種 copula 函數, 例如 Student's t copula、Archimedean copula、Gumble n-copula 和 Clayton n-copula 等。本文依循 Lai and Huang (2013) 採用 Gaussian copula 推導出 (13) 式的二變數聯合累積分配函數, 表爲

$$\begin{aligned} C(F_1(\varepsilon_1), F_2(\varepsilon_2); \rho) &= \Phi_2\left(\Phi^{-1}(F_1(\varepsilon_1)), \Phi^{-1}(F_2(\varepsilon_2)); \Omega\right) \\ &= \frac{1}{2\pi|\Omega|^{1/2}} \exp\left[\frac{-1}{2}\zeta'\Omega^{-1}\zeta\right], \end{aligned} \tag{15}$$

其中, $\Phi^{-1}(\cdot)$ 爲單變量標準常態累積分配函數的反函數, $\Phi_2(\cdot)$ 爲二元標準常態累積分配函數, 隨機變數向量 $\zeta = [\Phi^{-1}(F_1(\varepsilon_1))\ \Phi^{-1}(F_2(\varepsilon_2))]'$ 的相關係數矩陣 Ω 爲

$$\Omega = \begin{pmatrix} 1 & \Omega_{12} \\ & 1 \end{pmatrix}, \tag{16}$$

對應 (15) 式的 Gaussian copula 機率密度函數爲

$$c(F_1(\varepsilon_1), F_2(\varepsilon_2); \Omega) = \frac{1}{|\Omega|^{1/2}} \exp\left[-\frac{1}{2}\zeta'\left(\Omega^{-1} - I_2\right)\zeta\right], \tag{17}$$

其中, I_2 爲 2×2 單位矩陣。將 (17) 式代入 (14) 式, 可得到組合誤差的聯合機率密度函數

$$f(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = \frac{1}{|\Omega|^{1/2}} \exp\left[-\frac{1}{2}\zeta'\left(\Omega^{-1} - I_2\right)\zeta\right] \times \prod_{j=1}^{2} f_j(\varepsilon_j)。 \tag{18}$$

在標準隨機邊界模型中, $\varepsilon_j = v_j - u_j$, 已知 $f_j(\varepsilon_j)$ 的機率密度函數爲

$$f_j(\varepsilon_j) = \frac{2}{\sigma_j}\phi\left(\frac{\varepsilon_j}{\sigma_j}\right)\Phi\left(-\frac{\lambda_j\varepsilon_j}{\sigma_j}\right), \quad j = 1, 2。 \tag{19}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

其中, $\lambda_1 = \sigma_{u_1}/\sigma_{v_1}$, $\lambda_2 = \sigma_{u_2}/\sigma_{v_2}$, $\sigma_1^2 = \sigma_{u_1}^2 + \sigma_{v_1}^2$, $\sigma_2^2 = \sigma_{v_2}^2 + \sigma_{u_2}^2$。(19) 式中包含 $\Phi(\cdot)$, 沒有封閉形式, 故無法經由積分直接推導出累積分配函數 $F_j(\varepsilon_j)$, 導致 (12) 式的概似函數無法估計。此問題可採用模擬或是近似函數的方法得到組合誤差的近似累積分配函數, 本文利用 Tsay et al. (2013) 發展的方法, 推導 $F_j(\varepsilon_j)$ 的近似函數, Tsay et al. (2013) 證明該近似累積分配函數的準確度極高, 誤差小於 10^{-5}。

暫不考慮下標 j, 利用 (19) 式針對 ε 積分可得下式

$$F(Q) = \int_{-\infty}^{Q} f(\varepsilon)d\varepsilon = \frac{2}{\sigma} I(Q), \tag{20}$$

其中, $I(\cdot)$ 被定義爲

$$I(Q) = \int_{-\infty}^{Q} \left(\int_{-\infty}^{a\varepsilon} \phi(\xi)d\xi \right) \phi(b\varepsilon)d\varepsilon, \tag{21}$$

上式中 $a = -\lambda/\sigma > 0$, $b = 1/\sigma > 0$。Tsay et al. (2013) 針對 (21) 式推導出近似積分 $I_{app}(Q)$ 如下

$$\begin{aligned} I_{app}(Q) = {} & \frac{1}{2b}\left[1 + \operatorname{erf}\left(\frac{bQ}{\sqrt{2}}\right)\left(\frac{1 - sign(Q)}{2}\right)\right] \\ & - \frac{1}{4\sqrt{b^2 - a^2c_2}} \exp\left(\frac{a^2c_1^2}{4\left(b^2 - a^2c_2\right)}\right) \\ & \left\{1 + \operatorname{erf}\left[\frac{-ac_1 - \sqrt{2}Q\left(b^2 - a^2c_2\right) sign(Q)}{2\sqrt{b^2 - a^2c_2}}\right]\right\}, \end{aligned} \tag{22}$$

式中誤差函數 erf(·) (error function) 定義如下

$$\begin{aligned} \operatorname{erf}(z) &= \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^z e^{-t^2} dt = 2\int_0^{\sqrt{2}z} \phi(t)dt = 2\Phi\left(\sqrt{2}z\right) - 1 \\ &\approx 1 - \exp\left(c_1 z + c_2 z^2\right) = g(z), \end{aligned} \tag{23}$$

符號函數 $sign(Q)$ 分別在 $Q >, =, < 0$ 時等於1, 0, -1, 常數 $c_1 = -1.09500814703333$ 與 $c_2 = -0.75651138383854$, 可讓 $g(z)$ 盡可能靠近 erf(z)。Tsay et al. (2013) 證明在 $z > 0$ 之下, $g(z)$ 十分接近 erf(z), 可

臺灣大學學術期刊資料庫

用來代替誤差函數, 進而求出 (22) 式中的 $I_{app}(Q)$, 代入 (20) 式得到近似累積分配函數

$$F_{app}(Q) = \frac{2}{\sigma} I_{app}(Q), \tag{24}$$

以 $F_{app}(Q)$ 代替 $F(Q)$, 即可得到本模型中的概似函數 (12) 式, 本文將以此函數利用最大概似法進行估計。

請留意, 本研究的組合誤差項與標準隨機邊界模型有所不同, 參考 (9) 式, 兩個組合誤差項分別爲 $\varepsilon_1 = V_1 - U_1 = (v_2 - v_1)/\alpha_1 - u_2/\alpha_1$ 和 $\varepsilon_2 = v_2 - u_2$, 只有 ε_2 與標準隨機邊界模型相同, ε_1 比較複雜, 必須另行推導 $I_{app}(Q)$ 和 $F_{app}(Q)$, 從而得到 ε_1 的機率密度函數 $f_1(\varepsilon_1)$ 與累積分配函數 $F_1(\varepsilon_1)$, 相關推導詳見附錄1。根據該附錄, 需重新定義 $\lambda_1 = \sigma_{u_2}/\sqrt{\sigma_{u_1} + \sigma_{u_2}}$ 和 $\sigma_1^2 = (\sigma_{v_1}^2 + \sigma_{v_2}^2 + \sigma_{u_2}^2)/\alpha^2$, 至於 λ_2 和 σ_2^2 同 (19) 式。

4 變數定義與假說設定

4.1 資料來源與變數定義

鑒於勞動供給行爲短期間內不易有大幅度變化, 本研究採用行政院主計總處民國 94、96、98、100、102等5個年度的「人力運用調查」資料, 此調查的範圍涵蓋居住於台灣之普通住戶與共同事業戶, 其戶內年滿15歲以上, 自由從事經濟活動之本國籍民間人口。

本研究針對年齡介在15歲至65歲的民間人口, 因考慮樣本選擇性問題, 必須同時將無工作者樣本納入, 但在學及準備升學者、身心障礙者以及傷病者, 雖無工作, 但與樣本選擇性問題關聯度低, 故予以剔除。無工作在找工作者、已找工作正在等待結果者、想工作而未找工作且隨時可以開始找工作者、料理家務者、賦閒者等予以保留, 因爲這些人在勞動市場上選擇不工作可能是來自市場薪資低於其心中的保留薪資, 若剔除這些樣本可能導致偏誤的估計結果。另一方面, 有工作者當中, 工作身分若爲雇主、自營作業者及無酬家屬工作者, 其薪資與工時的性質不同於一般受雇勞工, 也不列入樣本中。

應變數薪資與工時分別使用取過自然對數後的月薪資與月工時, 本文以民國100年爲基期的消費者物價指數平減月薪資, 以利各年度比較。另

臺灣大學學術期刊資料庫

外, 我們也觀察到市場上存在有薪資卻無工時者, 這些樣本多是因傷病或例假所導致,[13] 故設算其應有的工時後補回, 若該勞工受政府僱用, 令其每週工時爲40小時; 若受私人僱用則爲42小時。

以下條列各變數的定義, 表1與表2列出迴歸方程式中各變數之樣本統計量。

1. 年齡 (age) 與其平方項 (age^2): 年齡爲連續變數, 但往後會分成小於或等於25歲的青年 (youth)、介在26到44歲的壯年 (prime) 以及大於44歲的中年 (middle) 等3群進行分析和比較。
2. 教育程度: 分爲高中職 (dedu1)、大學與專科 (dedu2)、碩博士 (dedu3), 而以國中及以下爲基準組。
3. 工作地: 按內政部統計處的內政統計通報的分類, 將工作場所分爲北部 (north)、中部 (mid)、東部 (east) 與南部 (south), 將金馬及境外地區的樣本剔除, 並以南部爲基準組。北部包含新北市、基隆市、台北市、宜蘭縣、桃園縣、新竹市和新竹縣; 中部包含苗栗縣、台中市、彰化縣、南投縣和雲林縣; 東部包含台東縣與花蓮縣; 南部包含台南市、高雄市、嘉義縣、屏東縣及澎湖縣。
4. 戶籍地: 同工作地的分類, 北部 (dlnorth)、中部 (dlmid) 與東部 (dleast), 仍以南部爲基準組。
5. 工作身分: 分爲受私人雇用 (private) 與受政府雇用 (public) 等兩類。
6. 受教育年數 (edu) 與其平方項 (edu^2): 本文依該勞工的教育程度推算, 分別爲: 不識字、自修 $= 0$; 國小 $= 6$; 國中 $= 9$; 高中、職 $= 12$; 專科 $= 14$; 大學 $= 16$; 碩士 $= 18$; 博士 $= 26$。
7. 潛在工作經驗 (expe) 與其平方項 ($expe^2$): 也就是設算的工作年資, 因爲本研究的迴歸模型同時納入有工作和無工作者, 但問卷題目僅針對有工作者調查現職工作經驗, 無工作者從缺, 故須使用設算的工作年資。依照勞動經濟學文獻, 設算工作年資等於 age – edu – 6 (若是男性再扣1年役期), 但是不識字與自修者若以此公式設算工作年資, 易有高估問題, 故再減去6年。若設算工作年資爲負值, 我們以

[13]在此的傷病者同時爲有工作者, 與上述因傷病而無工作者的身分不同。

臺灣大學學術期刊資料庫

現職工作經驗替代設算工作經驗, 若也無現職工作經驗者則剔除此樣本。

8. 婚姻狀態 (dmarr): 若爲未婚 dmarr = 1, 其他狀態 (已婚或結過婚後離婚或鰥寡) 者 dmarr = 0。
9. 教育程度與年齡的交乘項 (dedu1 × age、dedu2 × age、dedu3 × age)。
10. 婚姻狀態與年齡的交乘項 (dmarr × age)。
11. 婚姻狀態與潛在工作經驗的交乘項 (dmarr × expe)。
12. 家庭子女數 (childsum)。[14]

根據表1與表2, 女性就業者的平均實質月薪資幾乎沒有成長, 94年爲30,796元, 至102年略減爲30,429元, 同一時期男性就業者的平均實質薪資則是由40,420元減少至37,893元。不過男女性間的平均薪資差由94年的 9,624元縮小到102年的7,464元, 性別間的薪資差異逐年在縮小, 縮小的主因來自男性薪資水準的下降。兩性就業者的受教育年數皆逐漸增加, 而女性就業者的平均受教育年數皆超越男性就業者。就業者中, 最高學歷是高中職的比率逐漸下降; 大學、專科生及碩、博士的比例逐漸提高, 其中又以前者的提高幅度最大。就業者中未婚狀態的比例較低, 但是男性未婚者的比例又低於女性未婚者, 男性就業者未婚比例有逐漸提高的趨勢。兩性就業者的平均潛在工作經驗及年齡均逐年提高, 工時在98年的金融海嘯明顯下降, 可能是無薪假增加之故, 戶籍地的分布比例在此5個年度則無太大變動。

值得注意者, 男性各年有工作者與無工作者各約有12,000人與2,000人, 女性各年有工作者與無工作者人數各約有9,000人與7,300人。女性樣本中無工作者比例遠超過男性, 研究樣本中如果忽略無工作者, 易獲得有偏誤的結果, 其中女性樣本偏誤情形較男性樣本嚴重。

[14]本文分析時以不加入家庭子女數的迴歸結果爲主, 而女性樣本保留薪資迴歸式加入家庭子女數的迴歸結果請參考附錄3。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 男性樣本之敘述統計量

	94		96		98		100		102	
變數	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
wage	40,420.70	22,441.30	40,346.70	21,945.30	38,188.50	19,913.90	38,283.00	19,640.10	37,893.30	19,841.40
edu	12.20	3.27	12.39	3.22	12.67	3.22	12.81	3.21	13.03	3.15
edu^2	159.54	82.45	163.80	82.20	171.01	83.22	174.50	84.27	179.74	83.73
dmarr	0.34	0.47	0.35	0.48	0.36	0.48	0.37	0.48	0.37	0.48
expe	18.89	11.55	19.47	11.64	19.75	11.66	20.05	11.93	20.57	12.13
$expe^2$	490.38	512.88	514.65	526.35	525.93	530.14	544.60	547.70	570.02	561.96
dmarr × expe	3.24	6.35	3.54	6.74	3.79	7.07	4.05	7.36	4.21	7.73
hour	190.89	33.24	191.66	32.13	182.72	37.24	187.92	32.22	186.54	33.14
dedu1	0.36	0.48	0.36	0.48	0.35	0.48	0.35	0.48	0.35	0.48
dedu2	0.33	0.47	0.33	0.47	0.36	0.48	0.36	0.48	0.38	0.48
dedu3	0.05	0.21	0.06	0.23	0.07	0.25	0.07	0.26	0.08	0.27
dlnorth	0.37	0.48	0.38	0.48	0.38	0.49	0.37	0.48	0.38	0.49
dlmid	0.26	0.44	0.26	0.44	0.26	0.44	0.26	0.44	0.26	0.44
dleast	0.05	0.21	0.04	0.20	0.04	0.20	0.05	0.21	0.04	0.20
age	38.07	10.40	38.85	10.42	39.42	10.42	39.87	10.64	40.59	10.81
age^2	1,557.26	826.01	1,618.19	843.69	1,662.48	854.22	1,702.51	882.63	1,764.44	906.34
dedu1 × age	12.87	18.31	13.33	18.84	13.37	19.19	13.64	19.57	13.91	20.11
dedu2 × age	11.88	17.91	12.17	18.24	13.36	18.86	13.66	19.04	14.20	19.32
dedu3 × age	1.78	8.31	2.13	9.05	2.53	9.84	2.71	10.17	3.08	10.91
dmarr × age	9.96	14.40	10.49	14.96	10.97	15.38	11.60	15.82	11.86	16.18
有薪樣本數	12,621		12,567		11,514		12,032		11,533	

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

變數	94		96		98		100		102	
	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
wage	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
edue	11.91	3.08	10.63	3.72	10.95	3.62	11.23	3.66	11.42	3.66
edu^2	151.21	72.00	126.77	79.59	133.08	79.51	139.42	82.03	143.83	82.99
dmarr	0.64	0.48	0.25	0.43	0.30	0.46	0.25	0.43	0.27	0.44
expe	13.95	13.95	31.60	14.75	29.15	14.83	32.37	14.03	32.64	14.21
$expe^2$	389.10	589.16	1,216.17	810.80	1,069.80	792.96	1,244.63	770.22	1,267.55	784.27
dmarr × expe	4.22	7.43	3.28	8.05	3.90	8.52	3.81	9.22	4.33	10.03
hour	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
dedu1	0.38	0.49	0.29	0.46	0.30	0.46	0.30	0.46	0.29	0.46
dedu2	0.30	0.46	0.23	0.42	0.25	0.44	0.28	0.45	0.30	0.46
dedu3	0.03	0.17	0.02	0.14	0.02	0.15	0.03	0.16	0.04	0.18
dlnorth	0.34	0.47	0.38	0.49	0.38	0.49	0.41	0.49	0.42	0.49
dlmid	0.25	0.43	0.25	0.43	0.25	0.43	0.22	0.41	0.22	0.42
dleast	0.06	0.24	0.04	0.20	0.05	0.21	0.04	0.21	0.04	0.19
age	32.87	12.47	49.29	13.20	47.15	13.20	50.62	12.44	51.09	12.51
age^2	1,235.67	950.23	2,603.62	1,170.65	2,397.34	1,162.15	2,717.27	1,117.21	2,766.48	1,128.08
dedu1 × age	11.24	15.83	13.27	21.89	12.99	21.20	14.36	23.14	14.49	23.53
dedu2 × age	8.91	14.63	10.95	20.97	11.07	20.28	13.31	22.55	13.98	22.80
dedu3 × age	0.87	5.25	0.95	6.74	0.98	6.70	1.24	7.78	1.62	8.84
dmarr × age	16.75	13.86	8.11	14.84	9.70	15.80	8.68	16.09	9.56	17.06
無薪樣本數	2,075		2,590		3,148		2,555		2,599	

註: 1. 表中上半部及下半部分別是有薪及無薪樣本的敘述統計量。2. wage 與 hour 爲月薪資及月工時。3. wage 已經過消費者物價指數平減。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 女性樣本之敘述統計量

	94		96		98		100		102	
變數	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
wage	30,796.50	18,923.70	30,823.10	14,882.00	29,662.70	14,125.50	30,365.60	15,021.40	30,429.30	14,329.70
edu	12.38	3.20	12.59	3.25	12.84	3.19	13.07	3.14	13.22	3.16
edu^2	163.49	74.09	169.07	77.01	175.13	77.55	180.74	76.55	184.78	79.83
dmarr	0.40	0.49	0.39	0.49	0.39	0.49	0.40	0.49	0.39	0.49
expe	17.28	11.80	18.10	11.99	18.65	11.89	18.71	12.10	19.63	12.24
$expe^2$	437.72	509.63	471.46	531.14	489.17	533.08	496.50	548.92	535.39	565.16
dmarr × expe	3.47	6.39	3.47	6.42	3.81	6.90	3.93	6.99	4.25	7.59
hour	187.53	37.35	186.64	29.90	181.56	32.98	185.38	29.37	184.32	30.55
dedu1	0.36	0.48	0.35	0.48	0.34	0.47	0.33	0.47	0.32	0.47
dedu2	0.40	0.49	0.41	0.49	0.43	0.50	0.45	0.50	0.46	0.50
dedu3	0.03	0.16	0.03	0.18	0.04	0.20	0.05	0.21	0.06	0.23
dlnorth	0.40	0.49	0.40	0.49	0.40	0.49	0.39	0.49	0.40	0.49
dlmid	0.25	0.44	0.25	0.43	0.25	0.43	0.26	0.44	0.26	0.44
dleast	0.04	0.20	0.04	0.19	0.04	0.18	0.04	0.21	0.04	0.19
age	35.67	10.15	36.72	10.26	37.51	10.26	37.80	10.47	38.86	10.57
age^2	1,375.14	772.85	1,453.67	799.78	1,512.39	811.76	1,538.45	839.71	1,622.16	860.26
dedu1 × age	12.42	17.55	12.43	18.01	12.78	18.67	12.75	18.97	12.69	19.46
dedu2 × age	12.78	16.61	13.74	17.28	14.82	17.93	15.46	18.00	16.08	18.53
dedu3 × age	1.00	6.03	1.20	6.55	1.46	7.21	1.70	7.90	2.11	8.80
dmarr × age	11.39	14.58	11.20	14.80	11.65	15.39	12.09	15.60	12.37	16.15
childsum	1.06	1.25	1.06	1.22	1.02	1.21	0.99	1.18	1.15	1.20
有薪樣本數	9,463		9,861		9,253		9,577		9,363	

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

變數	94		96		98		100		102	
	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
wage	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
edu	9.14	3.75	9.50	3.73	9.75	3.78	10.05	3.66	10.31	3.65
edu^2	97.54	67.39	104.21	71.10	109.43	73.18	114.37	72.47	119.61	74.64
dmarr	0.06	0.23	0.06	0.24	0.09	0.29	0.07	0.26	0.08	0.27
expe	30.83	13.94	31.73	13.52	31.37	13.77	32.32	13.39	33.06	13.62
$expe^2$	1,144.71	828.23	1,189.97	805.20	1,173.59	806.86	1,223.54	800.21	1,278.24	825.31
dmarr × expe	0.69	3.92	0.85	4.45	1.12	5.06	1.10	5.22	1.27	5.85
hour	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
dedu1	0.29	0.45	0.30	0.46	0.30	0.46	0.33	0.47	0.32	0.47
dedu2	0.12	0.32	0.14	0.35	0.16	0.37	0.17	0.38	0.19	0.39
dedu3	0.00	0.06	0.01	0.08	0.01	0.09	0.01	0.09	0.01	0.11
dlnorth	0.37	0.48	0.37	0.48	0.38	0.48	0.38	0.49	0.40	0.49
dlmid	0.25	0.43	0.25	0.43	0.25	0.43	0.25	0.43	0.24	0.43
dleast	0.05	0.21	0.04	0.20	0.04	0.20	0.04	0.21	0.04	0.20
age	46.26	11.89	47.44	11.53	47.32	11.69	48.51	11.35	49.48	11.56
age^2	2,281.35	1,062.18	2,383.77	1,035.83	2,375.84	1,045.86	2,481.59	1,033.22	2,581.38	1,064.82
dedu1 × age	11.59	18.91	12.53	20.00	12.60	20.23	14.53	21.80	14.83	22.42
dedu2 × age	4.55	13.05	5.84	15.08	6.65	15.76	7.12	16.38	8.04	17.39
dedu3 × age	0.15	2.58	0.25	3.24	0.32	3.76	0.33	3.78	0.56	5.12
dmarr × age	1.78	7.57	2.06	8.36	2.84	9.63	2.55	9.52	2.76	10.18
childsum	2.15	1.43	2.02	1.40	1.93	1.39	1.91	1.35	2.18	1.20
無薪樣本數	8,342		8,075		7,870		7,692		7,397	

註: 1. 表中上半部及下半部分別是有薪及無薪樣本的敘述統計量。2. wage 與 hour 爲月薪資及月工時。3. wage 已經過消費者物價指數平減。

臺灣大學學術期刊資料庫

4.2 假說設定

類似 Hofler and Murphy (1992) 與相關研究, 本研究提出以下6個假說, 檢定造成本國勞動市場上薪資低付原因並與過去文獻比較。

假說 1. 薪資低付程度會因年齡層不同而不同, 處於壯年時期 (26到44歲) 的勞工, 預期薪資低付程度較低。Hofler and Murphy (1992) 認爲壯年勞工無工作原因, 通常爲被資遣, 可以請領失業救濟金, 面臨經濟上的壓力較輕, 可以花較長的時間尋找低付程度輕微的工作。青年勞工無工作狀態通常來自初次踏入職場, 無法請領失業補助, 故面臨較大經濟壓力, 尋找工作時可能會壓低自身的保留薪資, 因此預期青年的薪資無效率程度較高。

假說 2. 薪資低付的程度與勞工的工作經驗有關, 預期工作經驗愈長, 薪資遭受低付程度愈輕。Hofler and Murphy (1992) 認爲隨現職工作期間愈長以及人力資本的累積, 勞工薪資成長速度會大於邊際勞動產值, 進而降低薪資低付程度。由於無工作者無法調查現職工作經驗, 本文以潛在工作經驗代替現職工作經驗, 進行檢定。

假說 3. 勞工的教育程度愈高, 薪資低付程度愈低。Hofler and Murphy (1992) 認爲教育程度愈高的人, 保留薪資也較高, 且願意付出較多心力搜尋工作。此外, 教育程度較高者在搜尋工作時可能較有效率, 相關資訊比較充足, 故提出教育程度會影響薪資低付程度的假說。

假說 4. 工作身分會影響薪資低付程度, 預期在私部門工作的男性以及在公部門工作的女性, 薪資低付程度較低; 根據劉錦添與詹方冠 (1990) 的結論, 女性在私部門薪資被歧視的程度比較嚴重, 故推測女性在私部門的薪資效率較低, 男性則相反。

假說 5. 已婚男性的薪資低付程度低於未婚男性; 已婚女性的薪資低付程度高於未婚女性。Díaz and Sánchez (2013) 的實證研究, 發現已婚女性的薪資低付程度高於未婚女性, 但已婚與未婚男性的薪資低付程度孰高孰低, 尚無相關研究, 故提出本假說進行檢定, 釐清此議題。

假說 6. 工作地點影響薪資低付程度, 預期在北部工作的勞工薪資低付程度最低。Hofler and Murphy (1992) 認爲, 若在都市地區工作, 搜尋工作的

臺灣大學學術期刊資料庫

機會成本比鄉村地區小, 因此保留薪資會提高, 薪資低付程度會降低。北部地區因爲都市化程度高, 預期薪資低付程度較輕微。

5 實證分析

男女兩性的薪資結構因爲性別差異或其他因素有所不同, 分開估計兩性的薪資邊界方程式可能比較適當。本研究採用概似比檢定 (likelihood-ratio test) 探討兩性的薪資邊界是否有結構性差異, 合併估計與分別估計薪資邊界方程式, 利用對數概似函數值計算得到的概似比檢定統計量, 5個年度分別等於14,946、6,621.8、4,245.4、3,000.2和5,435.8, 自由度均爲26, 皆達到1%顯著水準, 確認兩性之薪資邊界方程式存在結構性差異, 不應將兩性樣本合併估計。

5.1 各年度迴歸係數估計結果

本文的對數薪資迴歸式挑選的變數係依據 Mincer (1974) 的薪資方程式並加以擴充, 第 (3) 與 (7) 式分別設定如下:

$$\begin{aligned}\ln W &= \beta_0 + \beta_1 \text{edu} + \beta_2 \text{edu}^2 + \beta_3 \text{dmarr} + \beta_4 \text{expe} + \beta_5 \text{expe}^2 \\ &\quad + \beta_6 \text{dmarr} \times \text{expe} + v_2 - u_2, \\ \ln W_R &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln H + \alpha_2 \text{dedu1} + \alpha_3 \text{dedu2} + \alpha_4 \text{dedu3} + \alpha_5 \text{dlnorth} \\ &\quad + \alpha_6 \text{dlnid} + \alpha_7 \text{dleast} + \alpha_8 \text{dmarr} + \alpha_9 \text{age} + \alpha_{10} \text{age}^2 \\ &\quad + \alpha_{11} \text{dedu1} \times \text{age} + \alpha_{12} \text{dedu2} \times \text{age} + \alpha_{13} \text{dedu3} \times \text{age} \\ &\quad + \alpha_{14} \text{dmarr} \times \text{age} + v_1,\end{aligned}$$

各變數定義請參見 4.1 節之說明, 由此不難導出 (8) 式 $\ln H$ 的迴歸方程式, 組成 (9) 式並利用 (12) 式的概似函數進行迴歸分析。3.2小節特別提到, 爲能辨認 (9) 式中 $\ln W$ 與 $\ln H$ 等兩條迴歸方程式全部的迴歸係數, $\ln W$ 與 $\ln W_R$ 的解釋變數至少須有一個以上不相同。[15]

[15]因爲本研究的迴歸方程式同時考慮有工作和無工作者, 造成一些有工作者才能觀察到的變數, 例如行、職業別變數和現職工作經驗等, 無法放入迴歸模型中, 大幅限縮可以放入的自變數個數。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 男性樣本之迴歸係數 — 考慮樣本選擇

	94	96	98	100	102
β_0	10.4420***	11.2623***	11.0092***	10.5328***	10.6151***
edu	−0.0484***	−0.0325***	−0.0718***	0.0462	0.0409
edu^2	0.0066***	0.0056***	0.0074***	0.0020***	0.0024***
dmarr	−0.3262***	−0.8427***	−0.5644*	−0.5955***	−0.6338***
expe	0.0441***	−0.0224***	0.0150***	0.0043**	−0.0047***
expe^2	−0.0006***	0.0001***	−0.0003***	−0.0003***	0.0001***
dmarr × expe	0.0139***	0.0278***	0.0160**	0.0116	0.0181***
α_0	−55.4724***	−73.4383***	−45.5404***	−27.5328***	−53.2984***
ln H	12.1897***	15.0240***	10.0843***	6.7577***	11.6661***
dedu1	−0.6331***	−0.6033***	−0.0952***	−0.1274	−0.5831***
dedu2	−0.2484***	−0.5947***	−0.5801***	−0.3198***	−0.6983***
dedu3	0.6868	0.4165	−0.5354*	0.0254	−0.5955*
dlnorth	0.1000***	−0.1011***	−0.2085***	−0.1273***	−0.2138***
dlmid	0.0384	−0.0907***	0.0996***	−0.0001	−0.1055**
dleast	−0.4609***	0.3638***	−0.2769***	−0.0068	0.2323**
dmarr	0.7844***	1.7681***	0.7416***	0.6144***	0.7981***
age	0.0583***	0.1966***	0.1472***	0.1047***	0.1045***
age^2	−0.0005***	−0.0019***	−0.0016***	−0.0010***	−0.0010***
dedu1 × age	0.0157***	0.0081*	−0.0053***	0.0009	0.0039
dedu2 × age	0.0216***	0.0249***	0.0167***	0.0148***	0.0171***
dedu3 × age	0.0172*	0.0117	0.0243***	0.0158***	0.0306***
dmarr × age	−0.0223***	−0.0437***	−0.0200***	−0.0164***	−0.0204***
Ω_{12}	0.6674***	0.6597***	0.7381***	0.8754***	0.7059***
σ_{v_1}	1.8073***	2.2203***	1.6421***	1.1788***	1.6984***
σ_{v_2}	0.2503***	0.2276***	0.2165***	0.3312***	0.2541***
σ_{u_2}	5.0164***	5.8467***	6.9278***	6.0142***	6.1013***
樣本數	14,696	15,157	14,662	14,587	14,132
Log-likelihood	−27,388.6	−28,808.9	−30,544.9	−28,428.2	−27,850.5

註: * 代表達到10%顯著水準; ** 代表達到5%顯著水準; *** 代表達到1%顯著水準。

男性與女性樣本薪資與保留薪資方程式的迴歸係數估計結果, 分別列在表3與表4, 其中上半部是薪資迴歸方程式的係數估計結果, 下半部則是保留薪資迴歸方程式的係數估計結果。[16] 不考慮樣本選擇的狀況下, 只使

[16]根據 (7) 式, 因爲 ln H 的係數估計值 α_1 在表3和4中皆爲正值, 表示保留工資與工時具同向關係, 符合預期, 而附錄一的推導也要求 $\alpha_1 > 0$。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 女性樣本之迴歸係數 — 考慮樣本選擇

	94	96	98	100	102
β_0	10.7303***	10.4586***	9.5751***	10.6884***	10.4924***
edu	−0.0872***	0.0038***	0.0508***	0.0236	−0.0067
edu^2	0.0096***	0.0051***	0.0029***	0.0028***	0.0058***
dmarr	−0.1209***	−0.4506***	−0.1202*	−0.2327***	−0.6137***
expe	0.0159***	−0.0185***	0.0366***	0.0137**	−0.0168***
expe^2	−0.0005***	0.0002***	−0.0005***	−0.0005***	0.0003***
dmarr × expe	0.0186***	0.0220***	0.0103**	0.0047	0.0272***
α_0	−25.8558***	−105.3840***	−33.0937***	−19.2160***	−71.5050***
ln H	6.3614***	21.5496***	7.9352***	5.0486***	15.1296***
dedu1	0.7392***	−0.9823***	−0.0256	0.3467***	−0.7681***
dedu2	1.0361***	0.6077**	0.0087	0.3804***	−0.1365***
dedu3	1.6665***	1.3617*	1.2292***	1.0566***	1.1356**
dlnorth	0.2680***	0.1232***	0.0640**	0.0601***	0.0975***
dlmid	0.0392	0.0126	0.0153	0.0219	−0.0278
dleast	−0.2639***	0.2095	−0.0285	0.0477	0.1849
dmarr	0.0901	0.6677**	0.3228*	0.4205***	1.0916***
age	0.1064***	0.0774***	0.0694***	0.1137***	0.0893***
age^2	−0.0011***	−0.0005***	−0.0007***	−0.0011***	−0.0006***
dedu1 × age	−0.0096***	0.0345***	0.0025	−0.0030	0.0163***
dedu2 × age	−0.0025	0.0280***	0.0187***	0.0090***	0.0235***
dedu3 × age	−0.0135	0.0278	0.0001	0.0046	0.0027
dmarr × age	−0.0061*	−0.0248***	−0.0125***	−0.0100***	−0.0309***
Ω_{12}	0.9499***	0.7713***	0.9021***	0.9691***	0.8249***
σ_{v_1}	1.7183***	3.1884***	1.5063***	1.3133***	2.4431***
σ_{v_2}	0.4430***	0.2541***	0.2637***	0.3800***	0.2321***
σ_{u_2}	13.6423***	13.0499***	13.1744***	14.2024***	12.5035***
樣本數	17,805	17,936	17,123	17,269	16,760
Log-likelihood	−31,639.2	−31,016.5	−30,555.1	−31,050.8	−29,460.4

註: * 代表達到10%顯著水準; ** 代表達到5%顯著水準; *** 代表達到1%顯著水準。

用有工作者樣本的迴歸係數估計結果, 放在附錄 2, 以資比較。由於兩個表中有許多二次項與交乘項, 不易直接看出個別自變數對應變數的邊際效果, 本文另外算出這些自變數的邊際效果, 並按男、女性分別整理至表 5 與表 6, 表中上半部是各自變數對 ln W 的邊際效果, 下半部則是對 ln W_R 的邊際效果, 單位爲百分比。例如在 102 年, 給定其他條件不變之下, 男性受

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 男性邊際效果 (%)

		94	96	98	100	102
薪資	edu	11.2646	10.7225	11.5225	9.6930	10.2943
	expe	2.7322	−0.8539	0.9770	−0.2759	0.5349
	dmarr	−6.0750	−25.9598	−22.0361	−30.4241	−23.0853
保留	dedu1	−3.3935	−28.7834	−30.4956	−9.2413	−42.5608
薪資	dedu2	57.5643	37.3605	7.9941	27.1514	−0.2347
	dedu3	134.2991	86.9195	42.1952	65.4397	64.5717
	age	2.2669	4.3226	2.1258	2.3318	2.8353
	dmarr	−6.2491	7.4133	−4.5679	−3.8069	−2.9108

表 6: 女性邊際效果 (%)

		94	96	98	100	102
薪資	edu	15.1420	13.1979	12.5070	9.6280	14.7080
	expe	0.7285	−0.4498	2.2668	−0.2707	0.6554
	dmarr	22.2884	−5.1733	7.4913	−13.542	−7.5799
保留	dedu1	39.7525	28.4129	6.6284	23.4035	−13.4218
薪資	dedu2	94.8316	163.6334	71.1295	72.0211	77.6375
	dedu3	118.3427	238.2858	123.4244	123.0058	123.9346
	age	2.2782	5.4135	2.3078	2.7627	4.3187
	dmarr	−11.9373	−21.503	−13.6347	4.4994	−10.5024

教育年數增加1年, 薪資平均增加10.29%。若變數爲虛擬變數, 則邊際效果指高於基準組的百分比。[17] 例如在98年, 給定其他條件不變之下, 未婚女性的薪資平均高出已婚女性7.49%。以下綜合表3至表6的結果說明之。值得一提者, (15) 式中 $\Phi^{-1}(F_1(\varepsilon_1))$ 與 $\Phi^{-1}(F_2(\varepsilon_2))$ 的相關係數 Ω_{12} 估計值皆爲正且顯著, 表示 $\ln W$ 與 $\ln H$ 具正相關, 符合預期, 也凸顯聯立迴歸模型的重要性。

[17]其中 dmarr 爲虛擬變數, 其偏導數與連續變數的偏導數經濟意義不同, 本文根據 Hill, Griffiths, and Lim (2012, 頁 272, 7.3.2 節) 的公式計算在其他條件相同下, 與基準組的平均薪資差距, 並將其定義爲虛擬變數的「邊際效果」。

臺灣大學學術期刊資料庫

薪資迴歸式估計結果

- 受教育年數 (edu):
  在5個樣本年度中, 男性的一次項係數在94、96與98年皆顯著爲負, 二次項則顯著爲正; 女性除100與102年之外一次項皆顯著, 其中94年爲負, 96與98年爲正, 二次項皆顯著爲正。計算對 edu 的偏導數, 若一次項爲負, 其轉折點約介在0.5–4年之間, 表示不論男女, 在受完小學教育 (受教育年數爲6) 之前, 教育對薪資報酬的影響即開始有邊際報酬遞增的現象, 若一次項爲正, 教育對薪資自始即有報酬遞增現象。表5與6顯示男性受教育的薪資報酬率約爲10%, 女性大約爲12%。
- 潛在工作經驗 (expe):
  男性除了100年之外一次項皆顯著, 但正負號各年不盡相同; 女性一次項皆顯著, 各年正負號也有差異。男、女性平方項係數皆顯著, 各年正負亦不相同。男性在94、98、100年爲凹性 (concavity), 轉折點介在15–42年之間; 在96與102年爲凸性 (convexity), 轉折點分別爲59年與 −12年。女性在94、98與100年爲凹性, 轉折點介在15–42年之間; 在96與102年爲凸性, 轉折點分別爲32年與9年。表示在同一年度, 男、女性的潛在工作經驗對薪資報酬的影響方向相同。在94、98與100等三年的影響型態, 與人力資本文獻一致, 也就是潛在工作經驗增加, 提高薪資報酬, 但邊際影響遞減。
- 婚姻狀態 (dmarr):
  不論男、女性, 所有年度的婚姻狀態一次項迴歸係數爲負且皆顯著, 未婚者的薪資水準較已婚者低; 本文另外放入婚姻狀態與潛在工作經驗的交乘項, 而男女性所有年度交乘項的係數皆爲正且顯著, 表示婚姻狀態與潛在工作經驗有顯著的交互影響, 不論男或女性, 若保持未婚, 潛在工作經驗的增長有利於薪資增加; 一旦結婚, 則潛在工作經驗的增加不利薪資提高。過往文獻認爲已婚女性可能因照顧家庭而中斷工作, 回到職場時必須重新累積經驗與人力資本, 故薪資並不隨著潛在工作經驗的增加而增長, 本文發現不只女性, 男性也可能出現類似情況。根據表5, 男性在5個樣本年度中, 未婚者的平均薪資皆低於已婚者, 94年約低6%, 往後年份約低22%–30%。表6顯示女性未婚者在94及98年

臺灣大學學術期刊資料庫

的平均薪資分別高出已婚者22%與7%, 其他年份則約低5%到13%之間。以往的人力資本文獻大多發現男性較女性易有「婚姻溢酬」; 換言之, 已婚男性的薪水較未婚男性高, 但已婚女性薪水則未必比未婚女性高。此處的發現也與人力資本文獻的預測吻合。

保留薪資迴歸式

- 對數工時 (ln H):
  兩性在5個年度係數估計值皆爲正且達1%顯著水準, 表示對數工時提高勞工要求的對數保留薪資也提高, 符合預期。其中100年時兩性的係數皆最低, 可能與我國教育部「大專畢業生至企業職場實習方案」政策有關, 使得保留薪資對工時的彈性下降。在這段政策持續的期間, 勞工工時增加, 對保留薪資增加幅度不若以往來的強。[18]
- 教育程度 (dedu1、dedu2、dedu3):
  根據表5與6的邊際效果估計值, 高中職畢業的男性其保留薪資低於國中以下畢業者, 大學、專科畢業的男性除了102年之外的其他年度保留薪資皆高於國中以下畢業者, 碩、博士的男性的保留薪資則是皆高於國中以下畢業者。女性除了102年的高中職之外, 5個年度中所有教育程度的女性的保留薪資皆高於國中以下畢業者。雖然不同年度間的效果有所不同, 但兩性在同一年度中若有受到大專以上高等教育, 保留薪資同時提高, 其中女性尤其明顯。
- 戶籍地 (dlnorth、dlmid、dleast):
  男性除了94年之外, 其餘年度戶籍在北部的保留薪資較南部低; 戶籍在北部的女性在所有年度保留薪資皆較南部爲高。
- 婚姻狀態 (dmarr):
  96年的男性與100年的女性, 未婚者保留薪資高於已婚者, 其餘年皆是已婚者的保留薪資高於未婚者, 本文推測可能是未婚者需要養活自己,

[18]「大專畢業生至企業職場實習方案」, 是我國教育部爲因應金融海嘯所導致的企業職缺減少, 於民國98年4月至100年9 月間, 分兩階段實施的就業補助方案。第一階段爲98年4月至99年9月; 第二階段爲99年9月至100年9月。由於第一階段補助之實領薪資爲新台幣22,000元, 因此被俗稱爲 22K 政策。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 各年度平均薪資效率 — 考慮樣本選擇

	94	96	98	100	102
男	0.422	0.469	0.417	0.431	0.411
女	0.354	0.446	0.397	0.333	0.404
平均每人 GDP 年增率		7.38%	−6.45%	7.30%	2.91%

故要求的保留薪資較低。將子女數變數納入女性迴歸模型後, 各年的邊際效果方向不變。

- 年齡 (age):
  兩性在所有年度邊際效果皆爲正, 表示年齡增長使保留薪資增加。隨著年齡增長, 勞工累積較多的知識與技術, 因而要求較高的保留薪資。

5.2 各年度薪資效率估計結果

使用表 3 與 4 的迴歸係數估計值, 透過 (6) 式可計算兩性平均薪資效率, 表 7 顯示考慮樣本選擇模型, 男性的平均薪資效率約介在 41%–47%, 女性約介在 33%–44% 易言之, 男性薪資被低付的程度相對女性比較輕微; 檢定兩性平均薪資效率差異, 皆達到 1% 顯著水準。[19] 若將低付程度與平均每人實質 GDP 年增率對照, 可以發現有中度負相關, 例如 94 至 96 年間經濟成長率約 7.38%, 男女性的薪資效率程度也都提高 (薪資低付程度都降低); 96 至 98 年間發生全球金融海嘯, 台灣經濟負成長約 6.45%, 男女性的薪資效率均降低; 98 至 100 年間經濟成長率回到 7.30%, 男性薪資效率略升但女性的薪資效率持續下降; 100 至 102 年間經濟成長率約 2.91%, 男性薪資效率略降惟女性的薪資效率上升。整體而言, 女性薪資效率的波動程度比男性高, 女性薪資效率似乎較易受到景氣循環的衝擊。

[19] 作者們感謝本刊評審建議, 將子女數納入女性迴歸方程式中, 重新估計的結果置於附錄 3, 與表 4 的結果大致接近。子女數變數的係數估計值僅 100 年爲正且顯著, 根據 (7) 式表示有子女的已婚婦女, 保留工資較高, 符合預期。然而, 其餘四個年度皆未達到統計顯著, 故整體而言, 此變數扮演的角色不重。根據這五個年度迴歸係數值計算得到的效率值, 94 至 102 年分別爲 0.314、0.377、0.383、0.353 和 0.399, 與原估計結果相比, 除 100 年略高外, 其餘四年皆略低。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 8: 各年度平均薪資效率 — 不考慮樣本選擇

	94	96	98	100	102
男	0.777	0.815	0.808	0.842	0.816
女	0.743	0.787	0.772	0.808	0.781
平均每人 GDP 年增率		7.38%	−6.45%	7.30%	2.91%

表8是利用附錄2的迴歸係數估計值, 計算得到未考慮樣本選擇下兩性平均薪資效率值, 大約是表7中數字的兩倍。5個樣本年度中, 男性薪資效率介於78%與84%之間, 高於女性的介於74%與81%之間, 且兩性平均薪資效率也與平均每人實質 GDP 年增率呈中度相關。與同樣未考慮樣本選擇的文獻相比, Hofler and Murphy (1992) 估計1983年美國的薪資效率程度約在90%; Díaz and Sánchez (2011) 發現1995年到2001年歐洲5個國家的薪資效率程度約介在60%–94%之間; 劉錦添與詹方冠 (1990) 估計民國77年的我國女性薪資效率約爲56%。檢定表7和表8中, 男、女兩性各年薪資效率差異有無達到統計顯著, 發現各樣本年度男性平均薪資效率皆顯著高於女性, 表示男性的薪資低付情況較女性輕微。

與表7相比, 不考慮樣本選擇問題的迴歸模型, 兩性平均薪資效率傾向高估。可能的原因, 在於不考慮樣本選擇的迴歸模型未納入無工作者, 僅使用有工作勞工樣本, 這些人可能就是薪資無效率程度比較輕微者, 才願意進入勞動市場從事某種工作。換言之, 表8的結果只適用於有工作勞工, 而表7的結果, 有無工作者皆可適用。[20]

5.3 分群比較薪資效率

本小節將依序以年齡、工作經驗、教育程度、工作身分、婚姻狀態、工作地等6大類, 進行薪資效率分類比較。其中薪資效率程度仍根據 (6) 式計算,

[20]作者們感謝本刊評審建議, 嘗試挑選25–55歲男性樣本, 未工作比例約爲10%; 原先15–65歲男性樣本, 未工作比例約爲17%。考慮樣本選擇重新估計, 94至102年薪資效率值與表7相近。由此推論, 考慮樣本選擇模型的薪資效率值低於不考慮樣本選擇模型, 歸因於將無工作者納入迴歸模型, 影響薪資方程式的迴歸係數估計值, 利用這些係數值計算得到的平均薪資效率之差異亦因而較大。將薪資無效率程度比較高的無工作者納入迴歸模型, 拉低整體平均值。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 9: 男性樣本之分群薪資效率 — 考慮樣本選擇

	分類	94	96	98	100	102
年齡	youth	0.4766	0.4483	0.4514	0.4204	0.4162
	prime	0.4281	0.4458	0.4097	0.4156	0.4032
	middle	0.3919	0.5203	0.4233	0.4591	0.4232
工作經驗	< 6	0.4574	0.4169	0.4160	0.4061	0.3956
	$6 \sim 15$	0.4430	0.4301	0.4116	0.4107	0.4022
	> 15	0.4025	0.5006	0.4191	0.4459	0.4184
學歷	Below high	0.4317	0.5327	0.4460	0.4761	0.4512
	high	0.4328	0.4736	0.4272	0.4279	0.4137
	university	0.4146	0.4344	0.4028	0.4136	0.3944
	大學以上	0.3319	0.3569	0.3306	0.3984	0.3810
受雇部門	private	0.4225	0.4669	0.4136	0.4279	0.4084
	public	0.4183	0.4869	0.4348	0.4534	0.4338
婚姻狀態	not married	0.4495	0.4665	0.4377	0.4380	0.4244
	married	0.4076	0.4710	0.4048	0.4269	0.4038
工作地區	north	0.4339	0.4746	0.4285	0.4383	0.4204
	mid	0.4165	0.4614	0.4056	0.4282	0.4094
	east	0.4099	0.4541	0.4163	0.4194	0.3968
	south	0.4100	0.4694	0.4069	0.4237	0.4005

定義「薪資低付程度 $= 1 -$ 薪資效率」。

各年度男、女兩性考慮樣本選擇的分群薪資效率, 置入表 9 與 10, 不考慮樣本選擇的分群薪資效率置於表 11 及 12。由於本研究期間包括五個年度, 若要針對假說 1 至 6, 檢定所有分群差異性, 結果將十分冗長, 且各年檢定結果類似, 故僅列出針對 102 年資料的檢定結果於表 13 至表 18; 各群之中, 若此五個年度間的薪資低付趨勢變動有值得探討之處, 將特別說明。此外, 若考慮樣本選擇的薪資效率相較於未考慮樣本選擇, 出現明顯不同者, 會一併說明。

依據年齡分爲青年 (youth)、壯年 (prime) 及中年 (middle) 等 3 類, 根據表 9 與 10, 考慮樣本選擇下, 男性壯年勞工在 5 個年度中, 薪資效率都是最低的一群; 女性壯年勞工則只在最近期的 102 年最低, 其餘年度皆居中。但

臺灣大學學術期刊資料庫

表 10: 女性樣本之分群薪資效率 — 考慮樣本選擇

	分類	94	96	98	100	102
年齡	youth	0.3234	0.4029	0.4355	0.3060	0.4046
	prime	0.3404	0.4273	0.3940	0.3158	0.3927
	middle	0.4127	0.5132	0.3905	0.3806	0.4255
工作經驗	< 6	0.3067	0.3859	0.4195	0.3024	0.3806
	$6 \sim 15$	0.3315	0.4113	0.4030	0.3119	0.3837
	> 15	0.3856	0.4852	0.3871	0.3543	0.4193
學歷	Below high	0.4179	0.5252	0.4161	0.3796	0.4571
	high	0.3621	0.4473	0.3921	0.3291	0.4216
	university	0.3187	0.4122	0.3935	0.3191	0.3812
	大學以上	0.2520	0.3612	0.3824	0.3351	0.3321
受雇部門	private	0.3525	0.4424	0.3928	0.3278	0.4016
	public	0.3615	0.4660	0.4194	0.3675	0.4181
婚姻狀態	not married	0.3163	0.4184	0.4025	0.3238	0.3999
	married	0.3792	0.4631	0.3931	0.3397	0.4064
工作地區	north	0.3598	0.4553	0.4111	0.3433	0.4117
	mid	0.3487	0.4375	0.3858	0.3246	0.3993
	east	0.3553	0.4340	0.3897	0.3266	0.3981
	south	0.3483	0.4386	0.3841	0.3257	0.3959

不考慮樣本選擇之下, 5個年度中, 男性壯年勞工有3年薪資效率反而最高, 而女性壯年勞工的所有薪資效率皆居中; 然各年齡層平均薪資效率極爲接近, 彼此差異不大。不考慮樣本選擇的情況下, 本文的實證結果與 Hofler and Murphy (1992) 的年齡假說結果大致相符, 也就是壯年男性有過半數年度的薪資效率高於青年男性, 而壯年男性的薪資效率高於所有年齡層的女性。

根據表13, 聯合檢定3類勞工薪資低付是否有差異的 F 統計量, 兩性勞工皆達1%顯著水準, 確認本國兩性勞工不同年齡層的薪資低付程度有顯著影響。該表下半部列出兩兩比較的 t 檢定統計量, 壯年勞工的薪資低付程度較青年及中年嚴重, 推翻本文的假說1。壯年勞工薪資低付程度比較嚴重, 可能因爲他們潛在薪資水準是這三類勞工中最高者, 導致他們的

臺灣大學學術期刊資料庫

表 11: 男性樣本之分群薪資效率 — 未考慮樣本選擇

	分類	94	96	98	100	102
年齡	youth	0.7614	0.8164	0.8113	0.8434	0.8195
	prime	0.7816	0.8169	0.8099	0.8436	0.8191
	middle	0.7707	0.8097	0.8031	0.8389	0.8118
工作經驗	< 6	0.7670	0.8134	0.8073	0.8419	0.8144
	$6 \sim 15$	0.7904	0.8212	0.8146	0.8452	0.8236
	> 15	0.7716	0.8114	0.8043	0.8404	0.8136
學歷	Below high	0.7769	0.8153	0.8093	0.8444	0.8198
	high	0.7712	0.8112	0.8024	0.8378	0.8131
	university	0.7823	0.8174	0.8111	0.8434	0.8159
	大學以上	0.7778	0.8162	0.8129	0.8482	0.8250
受雇部門	private	0.7723	0.8115	0.8039	0.8398	0.8135
	public	0.8028	0.8359	0.8321	0.8580	0.8386
婚姻狀態	not married	0.7786	0.8173	0.8109	0.8437	0.8191
	married	0.7756	0.8131	0.8060	0.8409	0.8148
工作地區	north	0.7911	0.8238	0.8197	0.8492	0.8250
	mid	0.7677	0.8069	0.7979	0.8392	0.8146
	east	0.7642	0.7927	0.7937	0.8285	0.7988
	south	0.7641	0.8089	0.7986	0.8350	0.8064

實際薪資與潛在薪資水準的差距也最大, 值得政府當局重視此議題, 因爲我國壯年勞工占人口比例最高, 這些中堅人口將潛在薪資水準轉化成實際薪資的能力卻低於其他年齡層勞工, 是勞動市場薪資過低的警訊。

依照 Hofler and Murphy (1992) 的分類法, 依潛在工作經驗分成6年以下、6–15年以及15年以上等3群。在考慮樣本選擇的5個年度中, 男性幾乎所有年度、女性則是所有年度, 有15年以上潛在工作經驗者的薪資效率最高, 符合 Hofler and Murphy (1992) 的工作經驗假說;[21] 但若不考慮樣本選擇, 不論男、女性, 所有年度皆是有6–15年潛在工作經驗者的薪資效率最高 (如表12)。表14變異數分析結果顯示, 男女兩性皆是工作經驗愈長者薪資低付程度較輕微, 支持假說2。

[21]值得注意者, Hofler and Murphy (1992) 是以現職工作經驗分群。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 12: 女性樣本之分群薪資效率 — 未考慮樣本選擇

	分類	94	96	98	100	102
年齡	youth	0.7459	0.7942	0.7828	0.8153	0.7910
	prime	0.7432	0.7873	0.7730	0.8089	0.7828
	middle	0.7396	0.7830	0.7657	0.8044	0.7751
工作經驗	< 6	0.7422	0.7877	0.7750	0.8089	0.7828
	$6 \sim 15$	0.7567	0.7948	0.7815	0.8140	0.7885
	> 15	0.7340	0.7820	0.7657	0.8045	0.7769
學歷	Below high	0.7392	0.7873	0.7715	0.8079	0.7796
	high	0.7389	0.7809	0.7674	0.8065	0.7766
	university	0.7487	0.7924	0.7752	0.8088	0.7835
	大學以上	0.7381	0.7802	0.7763	0.8147	0.7897
受雇部門	private	0.7366	0.7817	0.7655	0.8038	0.7753
	public	0.7792	0.8175	0.8082	0.8352	0.8170
婚姻狀態	not married	0.7483	0.7913	0.7775	0.8114	0.7852
	married	0.7391	0.7842	0.7684	0.8060	0.7783
工作地區	north	0.7635	0.8018	0.7903	0.8192	0.7947
	mid	0.7242	0.7761	0.7572	0.8012	0.7738
	east	0.7205	0.7673	0.7585	0.7941	0.7571
	south	0.7271	0.7740	0.7565	0.7982	0.7681

教育程度分爲高中以下 (below high)、高中職 (high)、大學與專科 (university)、大學以上等4群。考慮樣本選擇的實證結果顯示無論男女性, 在本文研究的5年中, 學歷愈高的勞工薪資低付的程度愈嚴重, 而且此現象非常明確且無例外, 表15的檢定結果亦同, 故不支持本文的假說3。

學歷提高雖有助於提升薪資水準, 但勞工將潛在薪資水準轉化成實際薪資的能力, 卻隨著教育程度的提高而下降, 是一個值得深思的問題。依據經濟學理論, 技術進步可以促進經濟成長, 而教育是技術進步的原動力, 也是增加勞工生產力進而提升國民福祉的關鍵要素。此外, 教育也能提升國民素質, 減少犯罪和政府行政管理成本等, 產生正向的外部性 (externality)。本研究估計結果, 發現教育程度的提高不利薪資效率的提升, 高學歷勞工無法領到自身潛在薪資報酬, 不利一國人力資本的累積與人力素質的提升,

臺灣大學學術期刊資料庫

表 13: 年齡與薪資低付程度 (假說1) — 102年

	男			女		
分類	效率平均	薪資平均	樣本數	效率平均	薪資平均	樣本數
youth	0.4162	21,591	621	0.4046	20,295	708
prime	0.4032	33,344	6,620	0.3927	22,330	5,715
middle	0.4232	29,213	4,292	0.4255	11,400	2,940
F 統計量	74.04***			125.04***		
效率平均						
兩兩比較	平均差	*t* 統計量		平均差	*t* 統計量	
youth-prime	0.0130	3.86***		0.0120	3.43	
prime-middle	−0.0200	−12.04***		−0.0328	−15.75	
youth-middle	−0.0070	−1.81*		−0.0208	−5.13	

註: * 代表達到1%顯著水準; ** 代表達到5%顯著水準; *** 代表達到1%顯著水準。

表 14: 潛在工作經驗與薪資低付程度 (假說2) — 102年

	男			女		
分類	效率平均	薪資平均	樣本數	效率平均	薪資平均	樣本數
< 6	0.3956	25,910	1,359	0.3806	23,740	1,296
6 ∼ 15	0.4022	33,905	3,107	0.3837	24,226	2,649
> 15	0.4184	30,690	7,067	0.4193	14,005	5,418
F 統計量	66.16***			186.04***		
效率平均						
兩兩比較	平均差	*t* 統計量		平均差	*t* 統計量	
(> 15) − (< 6)	0.0228	9.07***		0.0387	13.68***	
(> 15) − (6 ∼ 15)	0.0162	8.79***		0.0356	16.33***	
(< 6) − (6 ∼ 15)	−0.0066	−2.47**		−0.0031	−1.04	

註: ** 代表達到5%顯著水準; *** 代表達到1%顯著水準。

上述正向的外部效果不復存在。長期而言, 更易阻礙一國技術進步速度, 不利於經濟成長。反觀未考慮樣本選擇的情況, 無論男女性, 四種學歷勞工的薪資效率皆極爲接近, 彼此間差異很小, 且上述高學歷、低薪資效率的情況不復見。

在工作身分方面, 考慮樣本選擇的狀況下, 94年男性的薪資低付程度在私部門 (private) 較輕微, 但96年以後皆是公部門 (public) 較輕微; 女性

臺灣大學學術期刊資料庫

表 15: 勞工的教育程度與薪資低付程度 (假說3) — 102年

分類	男			女		
	效率平均	薪資平均	樣本數	效率平均	薪資平均	樣本數
below high	0.4512	21,157	2,303	0.4571	65,460	1,558
high	0.4137	27,588	3,992	0.4216	14,405	2,977
university	0.3944	35,384	4,337	0.3812	25,800	4,295
大學以上	0.3810	56,238	901	0.3321	43,572	533
F 統計量	284.38***			458.91***		
效率平均 兩兩比較	平均差	*t* 統計量		平均差	*t* 統計量	
below high-high	0.0374	18.34***		0.0355	13.48***	
high-university	0.0193	10.77***		0.0404	19.04***	
university-大學以上	0.0134	4.21***		0.0492	12.08***	

註: *** 代表達到1%顯著水準。

表 16: 工作身分與薪資低付程度 (假說4) — 102年

分類	男			女		
	效率平均	薪資平均	樣本數	效率平均	薪資平均	樣本數
private	0.4084	34,687	10,197	0.4016	27,703	8,080
public	0.4338	51,554	1,336	0.4181	42,659	1,283
F 統計量	105.93***			35.07***		
效率平均 兩兩比較	平均差	*t* 統計量		平均差	*t* 統計量	
public-private	0.0254	10.29***		0.0165	5.92***	

註: *** 代表達到1%顯著水準。

較爲穩定, 都是公部門較輕微。表16的檢定統計量均達到1%顯著水準, 表示若選擇在薪資較穩定的公部門工作, 無論男女性勞工, 平均薪資皆較靠近潛在薪資, 部分支持假說4, 顯示在私部門工作薪資低付程度較爲嚴重。不考慮樣本選擇之下, 兩性的所有年度的薪資效率仍皆是公部門較高。

根據樣本資料, 已婚男性的平均薪資高於未婚男性; 但已婚女性的薪資只有未婚女性一半, 與過往文獻相同。[22] 考慮樣本選擇的狀況下, 表9至10

[22]已婚女性薪資爲何較未婚女性低, 可參考 Díaz and Sánchez (2013) 或是本文第2節的

臺灣大學學術期刊資料庫

表 17: 婚姻狀態與薪資低付程度 (假說5) — 102年

分類	男 效率平均	男 薪資平均	男 樣本數	女 效率平均	女 薪資平均	女 樣本數
not married	0.4244	27,418	4,267	0.3999	26,231	3,690
married	0.4038	32,818	7,266	0.4064	13,854	5,673
F 統計量	159.72***			11.07***		
效率平均 兩兩比較	平均差	*t* 統計量		平均差	*t* 統計量	
married-not married	−0.0206	−12.64***		0.0065	3.33***	

註: *** 代表達到1%顯著水準。

顯示已婚男性 (除96年外) 與未婚女性 (除98年外) 的薪資低付程度較爲嚴重。表17顯示檢定統計量皆達到統計顯著, 實證結果推翻本文的假說5。已婚男性薪資低付程度嚴重, 可能因爲大多數已婚男性必須負擔家庭主要經濟責任, 即使薪資被低付, 爲維持家庭經濟還是得接受, 不會隨意變換工作; 未婚男性若處在薪資被低付狀態時, 相對於已婚男性較無家庭罣礙, 可以選擇其他薪資低付程度較輕微的工作。多數已婚女性不是家庭主要經濟來源者, 有比較多的時間搜尋薪資給付比較合理的工作, 降低勞動市場的資訊不對稱, 可能因此降低薪資低付程度。由此可見結婚後, 兩性在家庭中扮演的角色似乎仍維持「男主外、女主內」。若不考慮樣本選擇, 男、女性在所有年度之薪資效率, 都是未婚者高於已婚者。

工作地分爲北 (north)、中 (mid)、東 (east) 和南 (south) 等4區。在北部工作者薪資低付程度較輕微, 可能因爲北部地區工作機會遠多於其他地區, 就業資訊較透明, 勞工遭受薪資低付時較易轉換工作。表18的 F 統計量顯示四個地區男、女性勞工的薪資效率有顯著差異, 且不論有無考慮樣本選擇, 兩性在所有年度間的薪資效率皆是工作地在北部者最高。

文獻回顧。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 18: 工作地與薪資低付程度 (假說6) — 102年

	男			女		
分類	效率平均	薪資平均	樣本數	效率平均	薪資平均	樣本數
north	0.4204	39,911	5,130	0.4117	32,724	4,199
mid	0.4094	34,396	2,766	0.3993	27,813	2,201
east	0.3968	30,103	339	0.3981	24,229	296
south	0.4005	33,979	3,298	0.3959	27,240	2,667
F 統計量	41.56***			18.77***		
效率平均 兩兩比較	平均差	*t* 統計量		平均差	*t* 統計量	
north-mid	0.0111	5.60***		0.0124	5.10***	
north-east	0.0236	4.97***		0.0136	2.43***	
north-south	0.0199	10.48***		0.0158	6.87***	

註: *** 代表達到1%顯著水準。

6 結論

過去採用隨機邊界法估計薪資方程式和效率, 進而探討兩性薪資效率差異的文獻, 皆未考慮樣本選擇問題, 本文採民國94、96、98、100與102等五個年度的「人力運用調查」資料, 利用關聯結構法推導組合誤差間的聯合機率密度函數與概似函數, 建構隨機邊界關聯結構模型, 解決勞動市場上樣本選擇性問題。分別估計男性及女性隨機薪資與保留薪資 (工時) 邊界方程式, 進而探討男女性勞工的薪資效率議題。接著提出六個假說, 將男、女性勞工按年齡、工作經驗、教育程度、工作身分、婚姻狀態以及工作地分成6類, 分別比較與檢定薪資效率差異。爲凸顯考慮樣本選擇的重要性, 本文也將未考慮樣本選擇模型進行相同分析。

實證結果顯示, 工作身分與工作地等2類, 不論有無考慮樣本選擇, 同一性別的薪資效率變動趨勢大致一致, 但其餘4類, 考慮樣本選擇的薪資效率明顯不同於未考慮樣本選擇。要而言之, 考慮樣本選擇之後, 壯年勞工的薪資效率最低、潛在工作經驗年數較多者的薪資效率最高; 教育程度不論男或女性, 皆存在學歷愈高, 薪資效率愈低的情況; 未婚女性薪資效率較已婚女性低、未婚男性薪資效率高於已婚男性。以上發現有些與以往文

臺灣大學學術期刊資料庫

獻相異, 他們未考慮樣本選擇是可能的原因之一, 易導致係數估計值出現偏誤。

薪資不效率可能來自資訊不充分與性別差異, 政府應提供就業與失業者更多就業資訊與職業訓練, 增加轉職與就業機會, 以利薪水提升, 降低薪資無效率程度。至於性別差異方面, 宜透過教育灌輸性別平等觀念, 消彌薪資上的性別差異。

附錄 1: $\varepsilon_1 = V_1 - U_1$ 之機率密度函數推導

已知 $\varepsilon_1 = V_1 - U_1 = (v_2 - v_1)/\alpha_1 - u_2/\alpha_1$, 令

$$y = \frac{v}{\alpha_1},\ v = v_2 - v_1,$$

因爲假設 v_1 與 v_2 相互獨立, v 的變異數等於 $\sigma_v^2 = \sigma_{v_1}^2 + \sigma_{v_2}^2$。利用統計學變數變換原理, 得到 y 的機率密度函數

$$f(y) = |\alpha_1|\, f(v) = \alpha_1 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_v} \exp\left(\frac{-1}{2}\frac{v^2}{\sigma_v^2}\right), \quad \text{因爲 } \alpha_1 > 0。$$

再令

$$z = \frac{u_2}{\alpha_1},$$

利用相同原理, 得到 z 的機率密度函數

$$f(z) = |\alpha_1|\, f\,(u_2) = \alpha_1 \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma_{u2}} \exp\left(\frac{-1}{2}\frac{u_2^2}{\sigma_{u2}^2}\right),$$

令 $\varepsilon_1 = (v/\alpha_1) - (u_2/\alpha_1) = y - z$, 則 y 與 z 的聯合機率密度函數爲

$$\begin{aligned} f(y,z) &= f(y)f(z) = f\,(\varepsilon_1 + z)\, f(z) = f(\varepsilon_1, z) \\ &= \frac{\alpha_1^2}{\pi\sigma_{u_2}\sigma_v} \exp\left(\frac{-1}{2}\frac{\alpha_1^2 z^2}{\sigma_{u_2}^2} - \frac{\alpha_1^2\,(\varepsilon_1 + z)^2}{2\sigma_v^2}\right) \\ &= \frac{1}{\pi\sigma_{u_2}\sigma_v/\alpha_1^2} \exp\left(\frac{-1}{2}\frac{z^2}{\sigma_{u_2}^2/\alpha_1^2} - \frac{(\varepsilon_1 + z)^2}{2\sigma_v^2/\alpha_1^2}\right) \end{aligned}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

$$= A \times \exp\left[\frac{-1}{2}\frac{z^2\sigma_v^2/\alpha_1^2 + \left(\varepsilon_1^2 + z^2 + 2\varepsilon_1 z\right)\sigma_{u_2}^2/\alpha_1^2}{\sigma_{u_2}^2\sigma_v^2/\alpha_1^4}\right],$$

$$A = \frac{1}{\pi\sigma_{u_2}\sigma_v/\alpha_1^2}$$

$$= A \times \exp\left[\frac{-1}{2}\frac{z^2\sigma_v^2/\alpha_1^2 + \varepsilon_1^2\sigma_{u_2}^2/\alpha_1^2 + z^2\sigma_{u_2}^2/\alpha_1^2 + 2\varepsilon_1 z\sigma_{u_2}^2/\alpha_1^2}{\sigma_{u_2}^2\sigma_v^2/\alpha_1^4}\right]$$

$$= A \times \exp\left[\frac{-1}{2}\frac{z^2\left(\frac{\sigma_v^2}{\alpha_1^2} + \frac{\sigma_{u_2}^2}{\alpha_1^2}\right) + 2\varepsilon_1 z\frac{\sigma_{u_2}^2}{\alpha_1^2} + \varepsilon_1^2\frac{\sigma_{u_2}^2}{\alpha_1^2}}{\sigma_{u_2}^2\sigma_v^2/\alpha_1^4}\right]。$$

對上式中的 z 積分可導得 ε_1 的機率密度函數

$$f(\varepsilon_1) = \int_0^\infty f(\varepsilon_1, z)\,dz$$

$$= A\int_0^\infty \exp\left\{\frac{-1}{2}\cdot B\right\}dz$$

$$= A\int_0^\infty \exp\left\{\frac{-1}{2}\frac{\left(z + \varepsilon_1\frac{\sigma_{u_2}^2}{\sigma_v^2+\sigma_{u22}^2}\right)^2}{\sigma_{u_2}^2\sigma_v^2/\left[\alpha_1^2\left(\sigma_v^2+\sigma_{u_2}^2\right)\right]}\right\}dz\times$$

$$\exp\left\{\frac{-1}{2}\frac{\frac{\varepsilon_1^2\sigma_{u_2}^2\sigma_v^2}{\left(\sigma_v^2+\sigma_{u_2}^2\right)^2}}{\sigma_{u_2}^2\sigma_v^2/\left[\alpha_1^2\left(\sigma_v^2+\sigma_{u_2}^2\right)\right]}\right\},$$

其中，$B = \dfrac{z^2 + 2z\varepsilon_1\frac{\sigma_{u_2}^2}{\sigma_v^2+\sigma_{u_2}^2} + \varepsilon_1^2\frac{\sigma_{u_2}^2}{\sigma_v^2+\sigma_{u_2}^2} + \varepsilon_1^2\frac{\sigma_{u_2}^4}{\left(\sigma_v^2+\sigma_{u_2}^2\right)^2} - \varepsilon_1^2\frac{\sigma_{u_2}^4}{\left(\sigma_v^2+\sigma_{u_2}^2\right)^2}}{\sigma_{u_2}^2\sigma_v^2/\left[\alpha_1^2\left(\sigma_v^2+\sigma_{u_2}^2\right)\right]}$。

令

$$t = \frac{z + \varepsilon_1\frac{\sigma_{u_2}^2}{\sigma_v^2+\sigma_{u_2}^2}}{\sigma_{u_2}\sigma_v/\left[\alpha_1\left(\sigma_v^2+\sigma_{u_2}^2\right)^{0.5}\right]},$$

$$\lambda = \frac{\sigma_{u_2}}{\sigma_v}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

$$
\begin{aligned}
&= \frac{1}{\pi\sigma_{u_2}\sigma_v/\alpha_1^2}\int_{\frac{\varepsilon_1\lambda_1\alpha_1}{\left(\sigma_v^2+\sigma_{u_2}^2\right)^{0.5}}}^{\infty}\exp\left(\frac{-1}{2}t^2\right)dt\ \frac{\sigma_{u_2}\sigma_v}{\alpha_1\left(\sigma_v^2+\sigma_{u_2}^2\right)^{0.5}}\times \\
&\quad \exp\left(\frac{-1}{2}\frac{\varepsilon_1^2\alpha_1^2}{\sigma_v^2+\sigma_{u_2}^2}\right) \\
&= \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}\left(\sigma_v^2+\sigma_{u_2}^2\right)^{0.5}/\alpha_1}\left[1-\Phi\left(\frac{\varepsilon_1\lambda_1\alpha_1}{\left(\sigma_v^2+\sigma_{u_2}^2\right)^{0.5}}\right)\right]\times \\
&\quad \exp\left(\frac{-1}{2}\frac{\varepsilon_1^2}{\left(\sigma_v^2+\sigma_{u_2}^2\right)/\alpha_1^2}\right) \\
&= \frac{2}{\left(\sigma_v^2+\sigma_{u_2}^2\right)^{0.5}/\alpha_1}\left[1-\Phi\left(\frac{\varepsilon_1\lambda_1}{\left(\sigma_v^2+\sigma_{u_2}^2\right)^{0.5}/\alpha_1}\right)\right]\times \\
&\quad f\left[\frac{\varepsilon_1}{\left(\sigma_v^2+\sigma_{u_2}^2\right)^{0.5}/\alpha_1}\right] \\
&= \frac{2}{\sigma_1/\alpha_1}\left[1-\Phi\left(\frac{\varepsilon_1\lambda_1}{\sigma_1/\alpha_1}\right)\right]f\left(\frac{\varepsilon_1}{\sigma_1/\alpha_1}\right),
\end{aligned}
$$

其中 $\sigma_1 = (\sigma_v^2 + \sigma_{u_2}^2)^{0.5}$。

臺灣大學學術期刊資料庫

附錄2: 未考慮樣本選擇的係數估計結果

附表1: 男性樣本對數薪資邊界方程式

	94	96	98	100	102
cons	9.8520***	9.9380***	9.5640***	9.6280***	9.7520***
edu	0.0169***	−0.0028	0.0304***	0.0231***	0.0058
edu^2	0.0023***	0.0029***	0.0020***	0.0022***	0.0028***
dmarr	−0.1120***	−0.0719***	−0.0686***	−0.0827***	−0.0840***
expe	0.0353***	0.0341***	0.0342***	0.0319***	0.0292***
$expe^2$	−0.0005***	−0.0005***	−0.0005***	−0.0005***	−0.0004***
ddmarr × expe	−0.0004	−0.0037***	−0.0031***	−0.0031***	−0.0013
sigu	0.3460***	0.2740***	0.2860***	0.2270***	0.2710***
sigv	0.2730***	0.2810***	0.2930***	0.3000***	0.2900***

附表2: 女性樣本對數薪資邊界方程式

	94	96	98	100	102
cons	9.5940***	9.6390***	9.3620***	9.5360***	9.4960***
edu	0.0058	−0.0072	0.0162***	−0.0167***	0.0100
edu^2	0.0038***	0.0041***	0.0033***	0.0045***	0.0032***
dmarr	−0.0794***	−0.0436**	−0.0097	−0.0155	−0.0359*
expe	0.0259***	0.0224***	0.0270***	0.0281***	0.0226***
$expe^2$	−0.0004***	−0.0003***	−0.0003***	−0.0004***	−0.0003***
ddmarr × expe	0.0054***	0.0027***	0.0009	0.0008	0.0017*
sigu	0.4170***	0.3250***	0.3540***	0.2860***	0.3370***
sigv	0.2590***	0.2680***	0.2650***	0.2860***	0.2670***

臺灣大學學術期刊資料庫

附錄3

附表3: 女性樣本之迴歸係數 — 考慮樣本選擇 (加入子女數)

	94	96	98	100	102
β_0	10.8532***	10.3541***	10.0248***	10.4628***	10.6046***
edu	0.0109	−0.0276***	0.0561***	−0.0120	−0.0044
edu^2	0.0056***	0.0062***	0.0032***	0.0071***	0.0056***
dmarr	−0.3809**	−0.1751*	−0.6328***	−0.6049***	−0.7034***
expe	−0.0187*	0.0231***	0.0155	−0.0077	−0.0226***
expe^2	0.0003*	−0.0004***	−0.0001	0.0002	0.0004***
dmarr × expe	0.0321***	0.0168**	0.0413***	0.0249***	0.0331***
α_0	−32.9221***	−63.6843***	−19.4429***	−51.3894***	−73.4533***
ln H	7.8522***	13.8564***	5.1698***	11.5041***	15.4698***
dedu1	0.0124	−0.4402	0.3759***	−0.4975	−0.5864**
dedu2	0.4451**	0.5750	0.2686**	−0.7871**	−0.0680***
dedu3	1.0505**	2.0648***	1.0122***	0.6255	1.1136**
dlnorth	0.2636***	0.1291	0.0655***	0.0923	0.1219***
dlmid	0.0446	0.0273	0.0145	0.0483	−0.0231
dleast	−0.3866***	0.2427*	−0.0143	0.1495	0.1273
dmarr	0.4978**	0.6014	0.8134***	0.6056**	1.1449***
age	0.0769***	0.0234	0.1007***	0.0576**	0.0970***
age^2	−0.0007***	0.0000	−0.0010***	−0.0005*	−0.0007***
dedu1 × age	0.0081*	0.0165	−0.0066**	0.0113	0.0098*
dedu2 × age	0.0149***	0.0182*	0.0094***	0.0342***	0.0218***
dedu3 × age	0.0092	−0.0069	0.0026	0.0115	0.0045
dmarr × age	−0.0184***	−0.0248	−0.0238***	−0.0126	−0.0335***
childsum	−0.0125	0.0329	0.0120	0.0742***	−0.0381
Ω_{12}	0.9488***	0.8717***	0.9527***	0.9063***	0.8305***
σ_{v_1}	2.1383***	2.3567***	1.2266***	2.4744***	2.5480***
σ_{v_2}	0.4923***	0.3115***	0.1210***	0.2683***	0.2511***
σ_{u_2}	15.2624***	13.3220***	14.2101***	13.2700***	12.7028***
樣本數	17,805	17,936	17,123	17,269	16,760
Log-likelihood	−31,638.1	−31,015.3	−30,554.0	−30,166.2	−29,459.0

註: * 代表達到10%顯著水準; ** 代表達到5%顯著水準; *** 代表達到1%顯著水準。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

王素彎與連文榮 (1989), “台灣地區勞動市場的性別歧視,” 《台灣銀行季刊》, 40, 363–381。(Wang, Su-Wan and Wen-Jung Lien (1989), “T’ai Wan Ti Ch’ü Lao Tung Shih Ch’ang Ti Hsing Pieh Ch’i Shih,” *T’ai Wan Yin Hsing Chi K’an*, 40, 363–381.)

江錦淑 (2008), “台灣地區民營金融業男性從業人員薪資效率分析 — 薪資邊界模型之應用,” 碩士論文, 國立中正大學國際經濟研究所。(Chiang, Sandra (2008), “Estimating the Male Banking Workers’ Wage Structure of Private Banks in Taiwan Using a Stochastic Frontier,” Master thesis, Graduate Institute of International Economics, National Chung Cheng University.)

林忠正 (1988), “初入勞動市場階段之工資性別差異,” 《經濟論文叢刊》, 16, 205–322。(Lin, Chung-Cheng (1988), “Gender Wage Differentials in Early Career Stage,” *Taiwan Economic Review*, 16, 205–322.)

邱曉培 (1997), “台灣地區工資的性別差異,” 《勞工研究》, 128, 43–85。(Chiou, Sheau-Peir (1997), “Wage Differential Between Men and Women in Taiwan,” *Journal of Labour Research*, 128, 43–85.)

徐美, 陳明郎, 與方俊德 (2006), “台灣產業結構變遷和性別歧視對男女薪資溢酬變動趨勢之影響,” 《經濟論文》, 34, 505–539。(Hsu, Mei, Been-Lon Chen, and Jiun-Der Fang (2006), “The Effects of Industrial Structure and Sex Discrimination on Changes in Female and Male Wage Differential in Taiwan 1978–2003,” *Academia Economic Papers*, 34, 505–539.)

高長 (1990), “職業選擇與性別工資差異: 台灣地區之實證分析,” 人口變遷與經濟社會發展研討會, 台北: 中央研究院經濟研究所, 363–393。(Kao, Charng (1990), “Chih Yeh Hsüan Tsê Yü Hsing Pieh Kung Tzu Ch’a I: T’ai Wan Ti Ch’ü Chih Shih Chêng Fên Hsi,” in Jên K’ou Pien Ch’ien Yü Ching Chi Shê Hui Fa Chan Yen T’ao Hui, Taipei: Institute of Economics, Academia Sinica, 363–393.)

陳建良與管中閔 (2006), “台灣工資函數與工資性別歧視的分量迴歸分析,” 《經濟論文》, 34, 435–468。(Chen, Chien-Liang and Chung-Ming Kuan

臺灣大學學術期刊資料庫

(2006), "Taiwan's Wage Equation and Gender Wage Discrimination: Evidence from Quantile Regression Analysis," *Academia Economic Papers*, 34, 435–468.)

曾敏傑 (2001), "台灣地區兩性薪資差異與變遷: 1982、1992及2000年的比較," 《人口學刊》, 23, 147–209。(Tseng, Min-Chieh (2001), "The Change of Gender Differences in Earnings in Taiean: 1982, 1992, and 2000," *Journal of Population Studies*, 23, 147–209.)

黃台心與熊一鳴 (1992), "台灣地區男女全職與兼職工作工資差異之研究," 《台灣銀行季刊》, 43, 327–347。(Huang, Tai-Hsin and I-Ming Hsiung (1992), "T'ai Wan Ti Ch'ü Nan Nü Ch'üan Chih Yü Chien Chih Kung Tso Kung Tzu Ch'a I Chih Yen Chiu," *T'ai wan yin hsing chi k'an*, 43, 327–347.)

劉佳芩 (1997), "台灣地區之職業性別隔離," 《勞工研究》, 130, 75–94。(Liu, Chia-Lin (1997), "Occupational Segregation by Sex in Taiwan Area," *Journal of Labour Research*, 130, 75–94.)

劉錦添與詹方冠 (1990), "隨機性工資邊界函數與工資報酬的性別歧視," 人口變遷與經濟社會發展研討會, 台北: 中央研究院經濟研究所, 291–310。(Liu, Jin-Tan and Fang-Kuan Chan (1990), "Sui Chi Hsing Kung Tzu Pien Chieh Han Shu Yü Kung Tzu Pao Ch'ou Ti Hsing Pieh Ch'i Shih," in Jên K'ou Pien Ch'ien Yü Ching Chi Shê Hui Fa Chan Yen T'ao Hui, Taipei: Institute of Economics, Academia Sinica, 291–310.)

劉錦添與劉錦龍 (1987), "台灣地區男女工資率的差異," 《中國經濟學會年會論文集》, 107–136。(Liu, Jin-Tan and Jin-Long Liu (1990), "T'ai Wan Ti Ch'ü Nan Nü Kung Tzu Shuai Ti Ch'a I," *Chung Kuo Ching Chi Hsüeh Hui Nien Hui Lun Wên Chi*, 107–136.)

劉鶯釧 (1989), "台灣地區受雇人員工資的性別歧視," 《經濟論文叢刊》, 17, 359–388。(Liu, Ying-Chuan (1989), "Wage Discrimination by Sex in Taiwan," *Taiwan Economic Review*, 17, 359–388.)

薛立敏 (1988), "就業市場性別歧視的經濟分析," 《經濟前瞻》, 10, 131–132。(Hsueh, Li-Min (1988), "Chiu Yeh Shih Ch'ang Hsing Pieh Ch'i

臺灣大學學術期刊資料庫

Shih Ti Ching Chi Fên Hsi," *Economic Outlook Bimonthly*, 10, 131–132.)

Adamchik, Vera A. and Arthur E. King (2007), "Labor Market Efficiency in Poland: A Stochastic Wage Frontier Analysis," *International Journal of Business and Finance Research*, 1, 41–50.

Aigner, Dennis, Charles Albert Knox Lovell, and Peter Schmidt (1977), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models," *Journal of Econometrics*, 6, 21–37.

Battese, George E. and Tim J. Coelli (1988), "Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data," *Journal of Econometrics*, 38, 387–399.

Bishop, John A., Andrew Grodner, Haiyong Liu, and Jong-Rong Chiou (2007), "Gender Earnings Differentials in Taiwan: A Stochastic Frontier Approach," *Journal of Asian Economics*, 18, 934–945.

Brown, Sarah, Jennifer Roberts, and Karl Taylor (2011), "The Gender Reservation Wage Gap: Evidence from British Panel Data," *Economics Letters*, 113, 88–91.

Cotton, Jeremiah (1988), "On the Decomposition of Wage Differentials," *Review of Economics and Statistics*, 70, 236–243.

Díaz, M. Ángeles and Rosario Sánchez (2011), "Gender and Potential Wage in Europe: A Stochastic Frontier Approach," *International Journal of Manpower*, 32, 410–425.

——— (2013), "Young Workers, Marital Status and Wage Gap," *Revista de economía aplicada*, 21, 57–70.

Gannicott, Kenneth (1986), "Women, Wages, and Discrimination: Some Evidence from Taiwan," *Economic Development and Cultural Change*, 34, 721–730.

Gørgens, Tue (2002), "Reservation Wages and Working Hours for Recently Unemployed US Women," *Labour Economics*, 9, 93–123.

Heckman, James J. (1974), "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply," *Econometrica*, 42, 679–694.

——— (1976), "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models," *Annals of Economic and Social Measurement*, 5, 475–492.

臺灣大學學術期刊資料庫

Hill, R. Carter, William E. Griffiths, and Guay C. Lim (2012), *Principles of Econometrics, International Student Version*, 4th ed., New Jersey: John Wiley and Sons.

Hofler, Richard A. and Kevin J. Murphy (1992), "Underpaid and Overworked: Measuring the Effect of Imperfect Information on Wages," *Economic Inquiry*, 30, 511–529.

——— (1994), "Estimating Reservation Wages of Employed Workers Using a Stochastic Frontier," *Southern Economic Journal*, 961–976.

Hofler, Richard A. and Solomon W. Polachek (1985), "A New Approach for Measuring Wage Ignorance in the Labor Market," *Journal of Economics and Business*, 37, 267–276.

Jondrow, James, Charles Albert Knox Lovell, Ivan S. Materov, and Peter Schmidt (1982), "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model," *Journal of Econometrics*, 19, 233–238.

Lai, Hung-Pin and Cliff J. Huang (2013), "Maximum Likelihood Estimation of Seemingly Unrelated Stochastic Frontier Regressions," *Journal of Productivity Analysis*, 40, 1–14.

Lang, Günter (2005), "The Difference between Wages and Wage Potentials: Earnings Disadvantages of Immigrants in Germany," *Journal of Economic Inequality*, 3, 21–42.

Mincer, Jacob (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: Columbia University Press.

Oaxaca, Ronald (1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets," *International Economic Review*, 14, 693–709.

Ogloblin, Constantin and Gregory Brock (2005), "Wage Determination in Urban Russia: Underpayment and the Gender Differential," *Economic Systems*, 29, 325–343.

Pannenberg, Markus (2010), "Risk Attitudes and Reservation Wages of Unemployed Workers: Evidence from Panel Data," *Economics Letters*, 106, 223–226.

Polachek, Solomon W. and Jun Jeff Xiang (2006), "The Effects of Incomplete Employee Wage Information: A Cross-Country Analysis," *Research in Labor Economics*, 24, 35–75.

Polachek, Solomon W. and Bong Joon Yoon (1987), "A Two-Tiered Earnings Frontier Estimation of Employer and Employee Information in the Labor Market," *Review of Economics and Statistics*, 296–302.

臺灣大學學術期刊資料庫

Robinson, Michael D. and Phanindra V. Wunnava (1989), "Measuring Direct Discrimination in Labor Markets Using a Frontier Approach: Evidence from CPS Female Earnings Data," *Southern Economic Journal*, 1, 212–218.

Sklar, Abe (1959), "Fonctions de Répartition à n Dimensions et Leurs Marges," *Publications de l'Institut de Statistique de l'Université de Paris*, 8, 229–231.

Tsay, Wen-Jen, Cliff J. Huang, Tsu-Tan Fu, and I-Lin Ho (2013), "A Simple Closed-Form Approximation for the Cumulative Distribution Function of the Composite Error of Stochastic Frontier Models," *Journal of Productivity Analysis*, 39, 259–269.

Wang, Hung-Jen (2002), "Heteroscedasticity and Non-Monotonic Efficiency Effects of a Stochastic Frontier Model," *Journal of Productivity Analysis*, 18, 241–253.

Webb, Robert, Duncan Watson, and Tim Hinks (2003), "Testing for Wage Over-Payment in UK Financial Services: A Stochastic Frontier Approach," *Service Industries Journal*, 23, 123–136.

投稿日期: 2016年1月7日, 接受日期: 2016年9月6日

臺灣大學學術期刊資料庫

Analyzing Gender Wage Underpayment with Sample Selection: A Copula-based Stochastic Frontier Approach

Tai-Hsin Huang

Department of Money and Banking, National Cheng-Chi University

Hung-Chen Liu

Department of Money and Banking, National Cheng-Chi University

Chu-Nan Hu

Ph. D. stndent, Department of Money and Banking, National Cheng-Chi University

This paper compiles the "Manpower Utilization Survey" data, to study the issue of wage underpayment. Assuming sample selection, we apply copula methods to derive the joint probability density function for composed errors in the equations of wage and hours of work. The likelihood function can take both workers, who have observed wages, and non-workers, who have no observed wages, into account. Non-workers are usually excluded by previous researchers, studying similar issues, since they overlook the role of sample selection. The empirical results show that the trend of wage efficiency in the categories of working identity and working area are almost the same in each gender, whether correcting for the sample selection problem or not. However, in the remaining 4 categories, the sample selection bias appears to play an important role on the determination of wage efficiency. With the correction of the samples election bias, most of the findings differ from the past literature that considers only workers with wages and salary.

Keywords: sample selection, wage underpayment, composed errors, copula methods, stochastic frontier copula model, wage efficiency

JEL classification: C34, J31

臺灣大學學術期刊資料庫