

台灣金融機構間的薪資差異： 農漁會信用部 vs. 其他金融機構

黃芳玫^{*}、林巍^{**}、陸怡蕙^{***}

本文主要目的為探討 1997 至 2007 年台灣農漁會信用部相對於其他金融機構之受僱員工薪資差異。使用之資料分別來自四個資料庫，包括台灣地區「受僱員工薪資調查」、「受僱員工動向調查」、「台灣地區各級農會年報」、以及「臺灣省漁會督導工作總報告」。本研究首先利用母數與無母數檢定方法來檢定兩兩金融機構在各年之薪資分配是否顯著不同；由於，兩兩金融機構在各年之薪資分配的確顯著差異，再進一步利用 Mincer (1974) 之半對數工資函數，以人力資本理論、補償性工資理論以及效率工資理論來檢視農漁會信用部相對於其他金融機構薪資差異之源由。研究結果顯示，兩兩金融機構在各年之薪資分配有顯著不同，人力資本理論、補償性工資理論及效率工資理論可部分解釋台灣金融機構薪資之差異。控制了人力資本變數後銀行業相對農漁會信用部仍具薪資優勢。加入補償性薪資後，非經常性薪資反而擴大其他金融機構相對於農漁會信用部之薪資差異。效率工資理論之檢驗，顯示若提升員工總薪資水準，會降低員工之怠工情形，同時將有效降低員工自願離職率，此影響對於農漁會信用部最為有效。

關鍵詞：薪資差異、人力資本理論、效率工資理論、補償性工資理論

^{*} 國立台灣大學農業經濟學系副教授。

^{**} 國立台灣大學農業經濟學系碩士生。本文之通訊作者。

^{***} 國立台灣大學農業經濟學系教授。

本文感謝莊慧玲教授給予寶貴之意見與肯定。同時，感謝台灣大學生物資源暨農學院「提升人文研究」計劃補助，亦感謝中央研究院調查中心免費提供本研究所需之行政院主計處原始調查資料，謹誌謝忱。文內若有錯誤，均屬作者們之責任。

農業經濟叢刊 (Taiwanese Agricultural Economic Review), 19:1 (2013), 1-48。

臺灣農村經濟學會出版

I、前 言

農漁會信用部是台灣最具影響力的基層農業金融機構，其在農業金融體系中之重要性主要可歸納為對農漁會本身、農民與農家、以及農村與農業三個面向。首先，農漁會信用部之營運收入提供農漁會盈餘之最主要來源（雷立芬、傅祖壇、張靜貞，1996；楊宗明，1996）。其次，農漁會信用部提供農漁民的生產與農漁家生活最主要資金融通來源，亦是農漁家存款的主要往來之金融機構，雷立芬、傅祖壇與張靜貞 (1996) 研究估計有 80% 左右之農民將資金存放至農會信用部，同時，70% 之資金需求來自農會信用部。再者，為協助農漁民之生產、農業產業之發展與升級，農漁會信用部承辦政府之政策性農業專案貸款，以進行重要農漁業政策之推動，根據全國農業金庫統計資料顯示，2011 年 1,297 億元之政策性農業專案貸款約 98% 之貸款金額透過農漁會信用部進行融貸。由此可知，農漁會信用部在台灣農漁產業上以及農村經濟上扮演極特殊且重要的角色（註 1）。

然而，隨著農漁村人口快速老化及農漁民所得長期相對偏低，加上 90 年代金融自由化帶來之金融業之競爭，農漁會信用部逾期放款持續偏高，其事業盈餘在 90 年代呈現大幅虧損現象，屢現經營危機。為因應此危機事件，政府於 2000 年頒佈金融機構合併法，允許商業銀行合併農會信用部，並於 2003 年通過農業金庫法，成立農業金庫以建立農漁會信用部上層資金調節組織。面對此一連串之農漁會信用部危機事件及農業金融機構之改革，過去已有不少文獻針對農漁會信用部經營之缺失、改進之方案、以及農業金融機構之改革進行深入之討論（黃介良、陳美菁，1999；張靜貞、顏晃平、王泓仁，2000；周嘉玲，2001；林國慶，2002；陳永琦、傅祖壇，2004；Chen *et al.*，2007）。然而，過去文獻之討論仍有以下二點不足。第一、過去之文獻只針對農漁會信用部本身之問題及信用部之間的經營進行比較，並沒

有文獻針對同屬金融機構之農漁會信用部與其他金融機構之比較（註 2），雖然農漁會信用部有其特殊性，然而其存放款之基本金融特質與其他金融機構相同，在金融自由化與全球化的過程中，若不與其他金融機構進行比較，將無法全面了解農漁會信用部之癥結所在。第二、過去之文獻大多偏向於農漁會信用部之經營效率分析與放款品質（周嘉玲，2001；Chen *et al.*，2007），以及農漁會信用部合併之成本效益及規模效益分析（黃介良、陳美菁，1999；張靜貞、顏晃平、王泓仁，2000；林國慶，2002；陳永琦、傅祖壇，2004）。至於，影響農漁會經營效率之人事制度之深入探討則相當缺乏（黃芳玫、張竣翔、吳珮瑛，2010），特別是人事制度中的薪資制度。由於，薪資之高低關係著機構中人才之吸收與養成、員工人力資本之累積、以及員工勞動生產力及其流動率高低，其對農漁會經營之效率有決定性的影響。雖然，現今農漁會信用部逾期放款之現象已大幅改善，然而，農漁會信用部面對金融自由化之競爭卻是與日俱增，農漁會信用部員工薪資相較於其他金融機構長期以來顯著低落，此顯著低落之薪資水準將影響農漁會相對其他金融機構之經營效率。因此，本文之主要目的為探討農漁會信用部相對於其他金融機構員工之薪資差異，並進一步探討其薪資差異原因，主要來自於受僱員工之人力資本差異？來自於位處於都會區或非都會區之差異？還是來自於無法觀察之文化及管理制度的差異（註 3）？在控制了這些差異後，農漁會信用部相對於其他金融機構是否仍顯著低落？居於重要基層金融機構之農漁會信用部，若提高受僱員工薪資水準是否能顯著地提升其受僱員工之努力程度，進而增加農漁會生產力？若答案是肯定的，則提高受僱員工薪資水準之誘因大小為實證上及政策上之重要課題。

自 1987 年金融自由化以來，我國金融機構產生實質上的變化。商業銀行陸續開放設立分行，信用合作社多數改制為商業銀行，2001 年開放成立金控公司，2004 年行政院通過成立農業金融局，農漁會信用部的業務統一由農業金融局管理。圖 1 顯示本國銀行的分行數目，自 1996-2009 年間分行

機構增加了近 1,000 多家，而基層金融機構的農漁會信用部以及信用合作社之分行數目則有緩慢減少之趨勢；外國銀行數目最少，然而 2006 年開始有明顯上升趨勢（註 4）。在受僱員工薪資方面，根據主計處「受僱員工薪資調查」之經常性薪資與總薪資資料顯示，外國銀行員工薪資最高，其次為本國銀行，最低的信用合作社與農漁會信用部則沒有太大差別。同時，外國銀行員工薪資與其他金融機構員工薪資之差異，在 2000 年之後逐年擴大。一般而言，薪資水準較高的企業比較容易吸引優秀員工，受僱員工也因受到較高報酬之誘惑而願意努力工作，增加企業生產力，外國銀行受僱員工薪資水準相對較高，較容易吸引高水準之人才。而基層金融機構的薪資水準較低，但具在地性，且多位於非都會區，工作相對穩定。本研究利用主計處 1997-2007 年「受僱員工薪資調查」調查，輔以「受僱員工動向調查」以及「台灣區各級農會年報」資料，企圖了解同樣在金融體系下，外國銀行、本國銀行、信用合作社及農漁會信用部經常性平均薪資是否存在顯著差異？同時進一步檢定在不同規模別及都會與非都會（基層）金融機構經常性平均薪資分配是否有顯著不同？若有顯著不同，進一步採用 Mincerian 的工資函數來探討不同金融機構薪資差異之原由。首先，以人力資本理論來解釋金融機構薪資之差異；其次，加入補償性理論來討論不同金融機構間薪資的異同。最後加入效率工資模型來討論不同金融機構間薪資差異的來源。在檢驗效率工資理論上，我們檢驗金融機構若給予員工較高之薪資時，是否會減少員工之工作怠惰現象，同時減少員工自願性轉換工作之情形。

本研究共分為六節。第一節為緒論，第二節為文獻回顧，第三節為資料來源及處理，第四節為實證方法，針對可能導致薪資分配差異之影響因素進行實證分析，第五節為實證結果與分析，檢驗人力資本理論、補償性工資理論及效率工資理論對於金融機構間薪資差異之解釋，第六節為結論與政策建議。

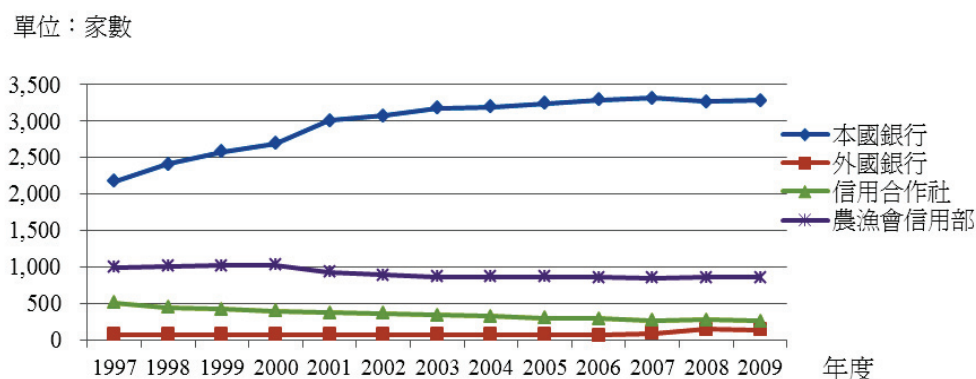


圖 1 台灣金融機構分機構家數

資料來源：行政院金融監督管理委員會(2009)與本研究。

II、產業間薪資差異之理論與文獻回顧

本文主要探討農漁會信用部相對於其他金融機構之薪資差異大小及其薪資差異來源，由於國外較少如台灣農漁會信用部般，針對農漁業及農漁民存放款服務之專責金融機構，文獻中對此種農漁業服務之專責金融機構與其他金融機構薪資差異之比較闕如。因此，我們針對一般產業之產業間或產業內薪資差異之理論與實證文獻進行回顧。產業間或產業內薪資結構的差異研究始於 1970 年代，早期研究主要將薪資結構之差異歸因於人力資本差異所致 (Mincer, 1958、1974)，在人力資本累積差異的假設前提下，相同勞動生產力以及相同社會經濟特質（包括教育、性別及年齡）之勞工應具有相同之薪資水準，然而，Krueger 與 Summers (1988) 利用產業資料分析發現，相同社會經濟特質之勞工在不同產業間其薪資水準有顯著性之差異，推翻了古典學派勞動理論中，勞工薪資水準會等於市場結清 (marketing cleaning) 時的薪資水準的假設。以下針對跨產業薪資差異之理論與實證文獻進行回顧與整理。

2.1 產業間與產業內薪資差異之理論

產業間薪資差異之理論主要包括人力資本理論、補償性工資理論、以及效率工資理論。關於薪資差異的早期研究大多從人力資本著眼，這些文獻認為個人的薪資差異來源為人力資本的差異 (Mincer, 1958、1974；Card, 1999)，Mincer 提出的人力資本的半對數薪資函數著重勞動者的人力資本存量如教育程度、工作經驗等對薪資影響，藉由學校教育與就業市場正式或非正式的在職訓練兩種人力資本投資，可以提高工作者的知識和技術，增加工作者的生產力並進一步影響所得分配。因此，勞動者本身能力的高低以及其本身進行之人力資本投資的多寡，是影響所得分配的主要原因。假若每一個工作者的能力相當，則投資更多人力資本的工作者，能夠獲得更高所得；反之，假若每一個工作者的人力資本投資相當，則具備更高能力的工作者將享有較高所得。因此，產業間與產業內工作者人力資本之不同為解釋其薪資差異之重要原因。

然而，具有相同人力資本之工作者在不同的工作環境下，可能會有不同之薪資水準。補償性工資理論強調產業間或產業內由於工作條件的不同，廠商提供不同薪資以補償工作條件的不同 (Smith, 1979；Viscusi, 1993；Ashenfelter & Greenstone, 2004)。例如：工作性質的不同，有些工作較為輕鬆，有些工作較為繁忙；工作場所的不同，有些工作場所較為安全舒適，有些工作場所較為危險；工作地點的不同，有些工作地點位於生活機能較強之都會區，有些工作地點位於生活機能較弱之鄉村地區；有些工作地點位於物價高之都會區，有些工作地點位於物價低之鄉村地區；有些工作地點位於氣候溫和、充滿陽光之地區，反之，有些工作地點位於冰天雪地、氣候寒冷之地區。工作者在意其所處之工作環境，意即工作條件之優劣影響其效用高低，進而影響其工作選擇，因此，廠商針對其工作條件提供補償性工資 (fringe benefit) 以彌補工作條件的不同。補償性工資理論預期：假若員工有

較優的補償性工資將有較低之工資水準，反之，廠商若提供較少之補償性工資將提供較高之工資水準。

效率工資理論是指勞動者在追求效用極大的原則下，依據廠商所給付的工資決定其努力程度。同時，廠商在追求利潤極大的前題下，考量勞動者的努力水準，決定工資與勞動僱用量的水準。為誘導出員工之努力程度，廠商願意支付高於完全競爭市場下之均衡工資 (Carmichael, 1990)。提高員工薪資將增加廠商之成本，然而，提高員工薪資亦同時增加勞動生產力 (Fehr & Goette, 2005; Charness & Kuhn, 2007)，進而增加廠商之收益，因此，廠商會在邊際成本與邊際收益下，決定其最適效率工資 (Carmichael, 1990)。

效率工資有關的理論基礎在文獻上有以下四種模型 (Akerlof & Yellen, 1986; Thaler, 1989)：1. 怠工模型 (shirking models)：在絕大多數工作中，由於監督成本太大或者企業無法對工人的努力程度進行完美的監督，在這種情況下，企業支付高於市場一般水平的工資，是一種激勵工人努力工作以解決偷懶問題的有效手段。由於工資高於其邊際產值，員工因怠工而被解職之機會成本較大，員工怠工可能性將有效降低。2. 勞工流動模型 (turnover models)：企業有強烈的動機採取各種措施將工人的工作轉換次數控制在一個合理的水準上。當工人獲得的工資高於其他工作機會所提供的報酬時，將降低其辭職意願。因此，在其他條件都不變的情況下，企業支付較高的工資可以降低工人的工作轉換率。3. 逆向選擇模型 (adverse selection models)：勞動力市場是個典型的資訊不對稱的市場。員工對自己的工作資訊（如能力、努力程度、承諾等）比僱主多，並儘量把自身素質的各種有利資訊傳遞給潛在的僱主。如果工人的能力和保留工資成正相關，那麼支付較高工資的企業將能吸引較有能力的求職者。4. 公平工資模型 (fair wage models)：當公司支付的激勵工資在公平競爭水準以上時，其工人的工資高於公平競爭的工資，則員工對公司的營運將具有較高的忠誠度。實證研究中常以此四種模型導引出檢驗效率工資是否存在之實證可檢驗之模型。

2.2 產業間與產業內薪資差異之實證研究

在探討產業間與產業內薪資差異實證研究中，被檢驗過的產業包括礦業、製造業、運輸業、零售業、傳統製造業、服務業及化學業等，被檢驗國家主要以美國為主 (Krueger & Summers, 1988; Thaler, 1989; Groshen, 1991; Fields & Wolff, 1995; Osburn, 2000)，歐美國家包括加拿大、瑞典等國家 (Edin & Zetterberg, 1992; Gera & Grenier, 1994)。開發中國家則包括巴西 (Gatica、Mizala & Romaguera, 1995)；而台灣的研究則有莊慧玲與蔡勝弘 (2006)。

Gera 與 Grenier (1994) 使用勞動市場活動調查為主要資料來源，估計加拿大一碼及兩碼產業間對於不同類型員工的薪資差異。結果顯示，產業間確實存在薪資差異且此差異隨著時間相對穩定。Edin 與 Zetterberg (1992) 利用跨國資料發現在長期均衡的完全競爭市場下，行業間在不同的工作特性和工人技術反映不同工資差距。Osburn (2000) 使用職業就業統計調查資料，利用效率工資來探討各行業的工資差別，解釋付出較高薪資可以解決如員工流動率高，曠工，或怠工等問題。Berman、Bound 與 Machin (1998) 指出提高人力資本使得產業內技術提升，是造成薪資差異的原因。Olson (2002) 發現美國已婚女性員工願意接受較低之工資以換取僱主所提供之健康保險。

Krueger 與 Summers (1988) 以不同產業之相同特質技術員工為研究對象，藉由檢視這些不同產業之相同特質技術員工的工資差異，以實證的方式反駁了古典競爭理論主張之勞工薪資水準會等於市場結清時薪資水準的假設。文中檢定方式為先估計不同產業間市場薪資的標準差，而後再進一步考量職業類別，勞工階級、性別、教育程度、婚姻狀況…等變數，採用聯合檢定及固定效果模型 (fixed effect model) 進行計量分析，檢定市場上薪資差異性與效率工資的存在。研究結果發現工人的離職率和工資差異有負向的關係，且工人所屬的產業會影響到他們的工資。亦即不同僱主會提供其員工不

同的工資，這種工資的差異，會影響其員工離職率的高低。Shapiro 與 Stiglitz (1984) 提出怠工模型，文中將高於市場結清水準的效率工資視為防止勞工怠工的一種方式。Cappelli 與 Chauvin (1991) 以廠商為單位探討同一公司內，怠工與薪資水準之關係，結果顯示支付員工較高的薪資可減少怠工行為。Weiss (1980) 提出員工能力具有異質性，廠商若願意支付高薪資將較容易吸引高品質員工，提高廠商獲利水準。

國內之實證研究，跨產業薪資差異之探討只有莊慧玲與蔡勝弘 (2006) 一文，此文探討電子產業與傳統產業薪資報酬差異，使用中研院社科所 1998 年「健康，工作與所得長期追蹤調查資料庫」，調查對象以 1998 年年齡介於 42-46 歲者為主。而模型設計方面則利用人力資本模型與 Heckman (1979) 兩階段估計法修正薪資報酬模型。為進一步瞭解薪資報酬差異情形，利用 Oaxaca 與 Ransom (1994) 薪資差異分解模型來探討電子產業與傳統產業薪資報酬差異的成因。研究結果發現，在固定薪資方面，電子製造業受僱者與傳統製造業受僱者沒有明顯差異。在非固定薪資報酬的估計結果則顯示，電子製造業與傳統製造業的報酬結構差異較為明顯，工作勝任程度對電子製造業受僱員工的非固定薪資報酬有顯著影響力，對傳統製造業受僱者則未呈現顯著影響結果。而職等與廠商規模等變數對傳統製造業受僱者之非固定薪資報酬影響效果顯著，與全體製造業之研究結果較為一致，但是這些變數對電子製造業受僱者之非固定薪資報酬則皆未呈現顯著影響結果。綜合國內國外之實證研究，跨產業薪資差異之探討大多以製造業為主，較少探及服務業內之不同產業之薪資差異；特別是在金融體系內不同金融機構之薪資差異之探討，更是闕如。本文之主要目的即針對台灣農漁會信用部與其金融機構之員工薪資差異，進行探討與比較。

III、資料來源與處理

3.1 資料說明

本研究所探討之金融機構包括農漁會信用部以及本國銀行、外國銀行、信用合作社。為能細分至此四種金融機構之員工薪資，並含蓋農漁會信用危機之前後期間，本研究之資料來源主要來自行政院主計處 1997 至 2007 年辦理之台灣地區「受僱員工薪資調查」。此資料為一廠商之個體月資料，其行業別分類為四碼，此四碼行業別分類以資區分農漁會信用部、本國銀行、外國銀行、以及信用合作社四種金融機構（註 5）。「受僱員工薪資調查」主要針對製造業及服務業廠商進行調查，在金融機構之調查屬母體調查，樣本數每年約 4,500-5,500 筆。此資料包含各金融機構男、女受僱員工人數、男、女受僱員工進退人數、月底在職受僱員工全月實際工作總時數、以及每月月底發放之全體在職受僱員工經常性薪資總額與非經常性薪資總額等。其中，全體受僱員工總薪資包括經常性薪資總額、非經常性薪資總額以及加班費總額；受僱員工進入人數包含新進、召回及其他進入人數，而受僱員工退出人數包含辭職、解僱及退休人數。因此，由此資料可計算該月此金融機構總受僱員工人數（包括經常員工及臨時員工），進而計算此金融機構受僱員工之男性比率、受僱員工之平均經常性薪資（註 6）、受僱員工之平均總薪資（註 7）、以及地區別及金融機構別之虛擬變數。同時，定義受僱員工自願離職率=（辭職人數/總受僱員工人數）×100，非自願離職率=（解僱或資遣人數/總受僱員工人數）×100。此調查資料之缺點包括：無公民營資訊、亦無受僱員工之人力資本（包括教育程度以及年齡或年資）資訊，同時，此資料庫雖為廠商長期追蹤調查資料，但由於「個人資料保護法」之限制，主計

處無法提供各金融機構之實際代碼，因此本研究無法串連每個月同一金融機構之資料，進而利用 panel data 之特性來控制個人不可觀察之能力，以及各金融機構無法觀察之文化及經營管理特質；同時，我們亦無法將「受僱員工薪資調查」之個體資料與「受僱員工動向調查」之個體資料進行同一金融機構之合併，以獲得各金融機構受僱員工之人力資本資料。此為本研究之限制。

然而，受僱員工之人力資本（包括教育程度以及年齡或年資）是決定員工邊際勞動生產力，進而決定員工薪資之重要因素，因此，本研究將「受僱員工薪資調查」資料與其他三個資料庫進行合併，以獲取各金融機構受僱員工人力資本訊息，此三個資料庫包含：行政院主計處 1997-2007 年於每年 3-4 月調查之台灣地區「受僱員工動向調查」年資料，台灣省農會 1997-2007 年每年編製之「台灣區各級農會年報」年資料（註 8），以及臺灣省漁會 1997-2007 年每年編製之「臺灣省漁會督導工作總報告」年資料（註 9）。雖然此三個資料庫中各金融機構受僱員工的平均教育程度以及平均年資變數是年資料，與受僱員工薪資之月資料合併，可能有衡量誤差之現象。然而，由於在一年之內受僱員工的平均教育程度以及平均年資變化很小，例如：1997-2007 年 11 年間受僱員工平均教育年數增加最多金融機構是本國銀行，其增加幅度為 11 年間增加了 1 年之教育年數，因此，其平均 1 年的增幅為 0.09 年之教育年數，此人力資本年資料的衡量誤差應可忽略。其中，本國銀行、外國銀行、信用合作社之員工教育程度及年資變數，合併「受僱員工動向調查」之人力資本資料。在農漁會信用部的受僱員工方面，則合併「台灣區各級農會年報」及「臺灣省漁會督導工作總報告」中有關農、漁會受僱員工之教育程度與年資資料。因此，我們首先將「受僱員工動向調查」、「台灣區各級農會年報」、「臺灣省漁會督導工作總報告」資料中之各金融機構員工教育程度及年資分配之變數，計算各金融機構受僱員工之平均教育年數與平均年資。其次，將各金融機構總受僱員工人數分為 18 組，地區別分為 22 組，再按不同地區別及受僱員工人數別，分別計算各組別的受僱員工教育及

年資之加權平均數。最後，合併到「受僱員工薪資調查」中相同地區別及相同受僱員工人數別之相同組別的金融機構。

3.2 基本統計量

本研究首先在表 1 中呈現並比較 1997-2007 年間各不同型態之金融機構各變數之平均值，同時，利用母數檢定 (parametric test) 與無母數檢定 (non-parametric test)，以檢定農漁會信用部相對於本國銀行、外國銀行以及信用合作社之各個變數的差異。在母數檢定中，假設各變數存在常態分配，因此，分別針對各變數之變異數及平均數進行差異檢定。首先針對各變數之變異數進行差異檢定 $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ vs. $H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ (註 10)，由於農漁會信用部相對於其他金融機構各變數之變異數皆拒絕虛無假設，亦即各變數之變異數皆顯著不同，因此，在變異數不同的條件下，進行第二步驟之平均數差異檢定 $H_0: \mu_1 = \mu_2$ vs. $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ (註 11)。由於我們無法得知研究樣本的母體分配狀況，因此我們在檢定的方法上亦採用無母數檢定方法中的 Kolmogorov-Smirnov test (註 12)，在無母數檢定中，不假設各變數為何種分配，進而進行機率分配差異之檢定 $H_0: F_1(w) = F_2(w)$ vs. $H_1: F_1(w) \neq F_2(w)$ ，其中 $F(w)$ 為該變數的機率分配函數。此母數檢定 (parametric test) 與無母數檢定 (non-parametric test) 皆用以檢定農漁會信用部相對於本國銀行、外國銀行以及信用合作社之各個變數是否有顯著差異。

表 1 中呈現，在 1997-2007 年間農漁會信用部之受僱員工平均經常性薪資與平均總薪資分別為 39,721 元與 47,108 元，除了經常性薪資略高於信用合作社之外，其平均經常性薪資與平均總薪資皆顯著低於本國銀行與外國銀行之受僱員工。其中，本國銀行受僱員工之平均薪資與總薪資約為農漁會信用部受僱員工的 1.4-1.5 倍，而外國銀行受僱員工之經常性薪資與總薪資則為農漁會信用部受僱員工的 2.0-2.4 倍。同時，農漁會信用部受僱員工之自願離職率與非自願離職率在 5% 的顯著水準下皆顯著小於本國銀行與外國銀

表 1 1997-2007 年各變數之平均值以及農漁會信用部相對其他金融機構各變數差異之檢定

應變數	農漁會信用部		農漁會信用部 v.s 外國銀行		農漁會信用部 v.s 本國銀行		農漁會信用部 v.s 外國銀行		農漁會信用部 v.s 外國銀行	
	農漁會信用部		農漁會信用部 v.s 外國銀行		農漁會信用部 v.s 本國銀行		農漁會信用部 v.s 外國銀行		農漁會信用部 v.s 外國銀行	
	農漁會信用部		農漁會信用部 v.s 外國銀行		農漁會信用部 v.s 本國銀行		農漁會信用部 v.s 外國銀行		農漁會信用部 v.s 外國銀行	
Sd-test	t-test		K-S test		Sd-test		t-test		K-S test	
	p-value		p-value		p-value		p-value		p-value	
經常性薪資	39,721	39,013	52,276	84,425	0	0	0	0	0	0
總薪資	47,108	52,463	69,169	111,908	0	0	0	0	0	0
自願離職率	0.045	0.057	0.085	0.180	0	0	0	0	0	0
非自願離職率	0.002	0.001	0.003	0.022	0	0.02	1	0	0.01	0
自變數										
教育年數	12.6	13.1	14.5	15.6	0	0	0	0	0	0
年資年數	14.3	12	9.2	6.2	0	0	0	0	0	0
男性比率	0.36	0.49	0.48	0.28	0	0	0	0	0	0
受僱員工人數	49	190	2,180	192	0	0	0	0	0	0

資料來源：本研究。
註：針對農漁會信用部相對其他金融機構各變數差異之檢定中，本研究分別採用母數檢定 (parametric test) 與無母數檢定 (non-parametric test)。在母數檢定中，假設各變數存在常態分配，因此，分別針對各變數之變異數及平均數進行差異檢定。首先針對各變數之變異數進行差異檢定 $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ vs. $H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ ，由於農漁會信用部相對其他金融機構各變數之變異數皆拒絕虛無假設，亦即各變數之變異數皆顯著不同，因此，在變異數不同的條件下，進行第二步驟之平均數差異檢定 $H_0: \mu_1 = \mu_2$ vs. $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ 。在無母數檢定中，不假設各變數為何種分配，進行機率分配差異之檢定 $H_0: F_u(w) = F_s(w)$ vs. $H_1: F_u(w) \neq F_s(w)$ 本研究採用 Kolmogorov-Smirnov test。

行，特別是外國銀行之自願離職率為農漁會信用部之 4 倍，而其非自願離職率亦為農漁會信用部之 11 倍。此結果顯示，農漁會信用部雖然薪資結構皆較本國銀行與外國銀行低，然而其工作相對穩定，亦不容易被裁員。在受僱員工之特質變數上，我們發現農漁會信用部受僱員工之教育年數相較於信用合作社、本國銀行以及外國銀行低，農漁會信用部受僱員工之平均教育程度為 12.6 年，相當於高中職畢業程度，而本國銀行與外國銀行之受僱員工平均教育水準大約在專科與大學畢業之程度。由於，農漁會信用部員工之自願離職率與非自願離職率較低，因此其員工的年資顯著為高，農漁會信用部受僱員工之平均年資為 14.3 年，相較於本國銀行與外國銀行的 9.2 年與 6.2 年高出甚多。此外，在男、女生比例方面，本國銀行之受僱員工之男、女生比例較為平均，外國銀行則相較多女性僱員。在受僱員工人數上，農漁會信用部人數最少，平均為 49 人，信用合作社與外國銀行之受僱員工人數接近 200 人，而本國銀行之受僱員工人數則高達 2,200 人左右。在統計檢定上，我們發現不管是母數檢定或非母數檢定皆顯示，農漁會信用部的薪資結構與員工特質皆顯著異於其他金融機構。

其次，我們進一步呈現並比較不同型態金融機構受僱員工之經常性薪資、總薪資、年資與教育程度逐年之變化，其平均值之變動趨勢分別呈現於圖 2-5。在平均經常性薪資方面，圖 2 顯示外國銀行在 1997 年之後，其受僱員工之經常性薪資與其他金融機構受僱員工之經常性薪資之差距逐年擴大，其中以 2001 年之後漲幅最大，2001-2007 年經常性薪資增加幅度約為 35%；本國銀行、信用合作社及農漁會信用部，其薪資水準則沒有太大的波動起伏，特別是農漁會信用部。圖 3 顯示在各金融機構平均總薪資水準方面，仍以外國銀行之平均總薪資水準最高，其次為本國銀行，最低則是信用合作社及農漁會信用部。信用合作社在 2001 年以後與農漁會信用部之平均總薪資差距明顯擴大，可能原因為信用合作社之非經常性薪資高於農漁會信用部。同樣地，外國銀行在民國 2001 年之後總薪資幅度明顯上漲，本國銀行則呈

現穩定情況，沒有太大變化。2007 年受景氣影響，金融市場惡化，外國與本國銀行之非經常性薪資下降，導致總薪資水準些微下降。

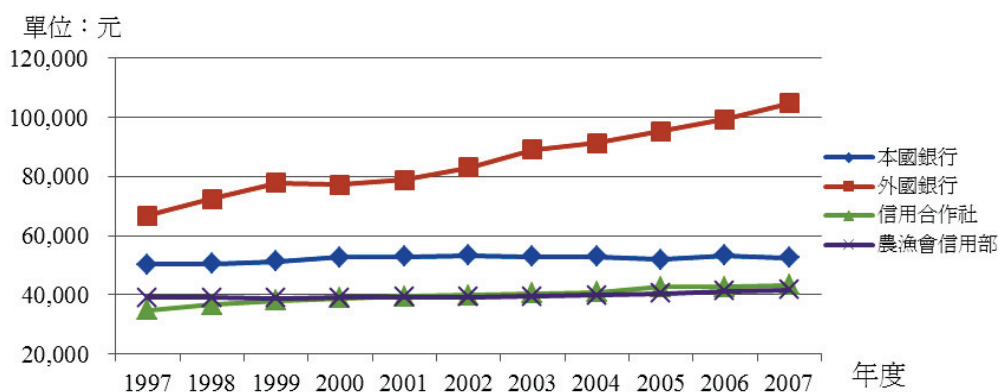


圖 2 各金融機構受僱員工平均經常性薪資趨勢圖

資料來源：行政院主計處 (1997-2007a) 與本研究。

在人力資本方面，由圖 4 可知，從 1997-2007 十年間外國銀行受僱員工之教育年數由 15.4 上升至 16.1 左右，平均為大學院校學歷。本國銀行受僱員工之教育年數由 14.1 上升至 15.1 左右，雖然比外國銀行受僱員工少了 1 年之教育年數，然而，這十年間受僱員工之教育年數提升幅度較外國銀行為大。在基層金融的信用合作社及農漁會信用部，受僱員工之教育年數顯著為低，受僱員工平均教育程度在高中職及專科學歷左右。這十年間信用合作社受僱員工之教育年數由 12.7 上升至 13.7 左右，而農漁會信用部受僱員工之教育年數則由 12.2 上升至 13.0 左右。至於在金融機構受僱員工的平均年資方面，圖 5 顯示這十年間信用合作社受僱員工之平均年資由 9 年上升至 15 年左右，漲幅最大，農漁會信用部受僱員工平均年資由 12.2 年上升至 15 年左右。由此基本統計量可知，相較於其他金融機構，農漁會信用部受僱員工屬於低教育、高年資、高年齡之員工。

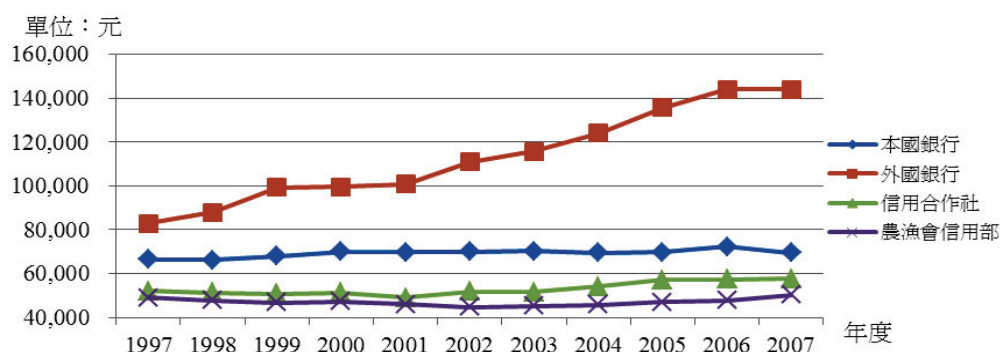


圖 3 各金融機構受僱員工平均總薪資趨勢圖

資料來源：行政院主計處 (1997-2007a) 與本研究。

由表 1 可知，農漁會信用部與其他金融機構之規模別有顯著差異，同時，農漁會信用部與信用合作社屬於地方金融，較多在非都會區。規模別與地區別因素亦影響其與本國銀行、外國銀行薪資結構不同之因素，因此，我們進一步再針對不同規模別、都會與非都會（基層）金融機構進行交叉比對。

表 2 為 1997-2007 年逐年農漁會信用部相對於外國銀行、本國銀行及信用合作社經常性薪資之 K-S 檢定結果。結果顯示農漁會信用部相對於外國銀行、本國銀行及信用合作社每年皆有顯著差異。其中以農漁會信用部與外國銀行之間的差異最大，其與信用合作社差異最小（註 13）。此外，由於金融機構規模大小以及其位置是否位於都會區，皆可能造成經常性薪資之差異。首先，我們進一步控制金融機構所在位置，表 2 分別檢定都市型態下與非都市型態下，各個金融機構員工之經常性薪資分配之異同，其中，由於外國銀行只設立於都市地區，故在非都市型金融機構之比較將外國銀行排除在外。由表 2 檢定結果顯示位於都會區之金融機構中，農漁會信用部相對於信用合作社、本國銀行以及外國銀行之經常性薪資，仍存在顯著差異，而進一步針對非都市型態之金融機構檢定（註 14），結果顯示在非都市型態下之金融機構，其經常性薪資亦均有顯著差異，其中以農漁會信用部與信用合作社間的經常性薪資結構差異最小，而農漁會信用部與本國銀行以及外國銀行間的差異最大。

表 2 K-S 檢定：經常性薪資分配之差異

年	農漁會信用部 v.s 信用合作社		農漁會信用部 v.s 本國銀行		農漁會信用部 v.s 外國銀行	
	J	p-value	J	p-value	J	p-value
全體						
1997	0.2535***	0.000	0.4329***	0.000	0.7106***	0.000
1998	0.1772***	0.000	0.4331***	0.000	0.7474***	0.000
1999	0.1017***	0.000	0.4755***	0.000	0.8111***	0.000
2000	0.0852***	0.002	0.4842***	0.000	0.8230***	0.000
2001	0.0812***	0.005	0.4407***	0.000	0.8459***	0.000
2002	0.1708***	0.000	0.4586***	0.000	0.8912***	0.000
2003	0.1858***	0.000	0.4735***	0.000	0.8872***	0.000
2004	0.2307***	0.000	0.4520***	0.000	0.8880***	0.000
2005	0.2436***	0.000	0.4485***	0.000	0.8647***	0.000
2006	0.2159***	0.000	0.4255***	0.000	0.8536***	0.000
2007	0.1758***	0.000	0.4300***	0.000	0.8412***	0.000
都市型金融機構						
1997	0.2333**	0.000	0.3370***	0.000	0.0925	0.336
1998	0.1531**	0.005	0.2640***	0.000	0.1414	0.128
1999	0.1334**	0.022	0.1617***	0.005	0.2598***	0.001
2000	0.1892***	0.000	0.1788***	0.000	0.2180**	0.013
2001	0.1765***	0.001	0.2586***	0.001	0.3587***	0.000
2002	0.1244*	0.079	0.2513***	0.000	0.3508***	0.000
2003	0.1396**	0.034	0.2748***	0.000	0.2917***	0.000
2004	0.1677***	0.006	0.2850***	0.000	0.2768***	0.001
2005	0.1238*	0.081	0.3129***	0.000	0.2078**	0.027
2006	0.1452**	0.025	0.4108***	0.000	0.2065**	0.033
2007	0.1538**	0.014	0.2830***	0.000	0.2598***	0.003
非都市型金融機構						
1997	0.2712***	0.000	0.2688***	0.000		
1998	0.1940***	0.000	0.3735***	0.000		
1999	0.1235***	0.000	0.4452***	0.000		
2000	0.0888***	0.002	0.4334***	0.000		
2001	0.0809**	0.010	0.3649***	0.000		
2002	0.1594***	0.000	0.4109***	0.000		
2003	0.1537***	0.000	0.3848***	0.000		
2004	0.2396***	0.000	0.3258***	0.000		
2005	0.2335***	0.000	0.2670***	0.000		
2006	0.1906***	0.000	0.2195***	0.000		
2007	0.1625***	0.000	0.2787***	0.000		

表 2 (接續)

年	農漁會信用部 v.s 信用合作社		農漁會信用部 v.s 本國銀行		農漁會信用部 v.s 外國銀行	
	J	p-value	J	p-value	J	p-value
大規模金融機構						
1997	0.7091***	0.000	0.4903***	0.007	0.3810	0.133
1998	0.7042***	0.000	0.5794***	0.001	0.4167*	0.071
1999	0.7222***	0.000	0.5277***	0.003	0.6296***	0.001
2000	0.5100**	0.012	0.3124	0.243	0.7045***	0.000
2001	0.4659**	0.020	0.6700***	0.000	0.9167***	0.000
2002	0.7752***	0.000	0.9948***	0.000	1.0000***	0.000
2003	0.8103***	0.000	0.9150***	0.000	0.9167***	0.000
2004	0.9040***	0.000	0.9167***	0.000	0.9167***	0.000
2005	0.8333***	0.000	0.8313***	0.000	0.8333***	0.000
2006	0.6905***	0.000	0.8084***	0.000	0.8333***	0.000
2007	0.8333***	0.000	0.9167***	0.000	0.9167***	0.000
中規模金融機構						
1997	0.3175***	0.000	0.7845***	0.000	0.7735***	0.000
1998	0.1453***	0.008	0.8300***	0.000	0.8050***	0.000
1999	0.0796	0.364	0.8440***	0.000	0.7752***	0.000
2000	0.0937	0.205	0.8269***	0.000	0.7697***	0.000
2001	0.2089***	0.000	0.8085***	0.000	0.7766***	0.000
2002	0.2224***	0.000	0.8095***	0.000	0.7755***	0.000
2003	0.2799***	0.000	0.7734***	0.000	0.7188***	0.000
2004	0.2635***	0.000	0.7565***	0.000	0.7565***	0.000
2005	0.2250***	0.002	0.7339***	0.000	0.6881***	0.000
2006	0.1660**	0.044	0.7037***	0.000	0.6667***	0.000
2007	0.1333	0.185	0.7451***	0.000	0.6765***	0.000
小規模金融機構						
1997	0.2933***	0.000	0.5234***	0.000	0.7221***	0.000
1998	0.2872***	0.000	0.6727***	0.000	0.7705***	0.000
1999	0.2011***	0.000	0.7852***	0.000	0.8355***	0.000
2000	0.1954***	0.000	0.7874***	0.000	0.8477***	0.000
2001	0.2409***	0.000	0.8418***	0.000	0.8666***	0.000
2002	0.1758***	0.002	0.8944***	0.000	0.9086***	0.000
2003	0.3177***	0.000	0.9021***	0.000	0.9102***	0.000
2004	0.2510***	0.000	0.9029***	0.000	0.9064***	0.000
2005	0.2440***	0.000	0.8923***	0.000	0.8936***	0.000
2006	0.3395***	0.000	0.8895***	0.000	0.8833***	0.000
2007	0.2739***	0.000	0.8525***	0.000	0.8609***	0.000

資料來源：本研究。

註：*、**、***分別表示 10%顯著水準、5%顯著水準、1%顯著水準下，拒絕虛無假設。

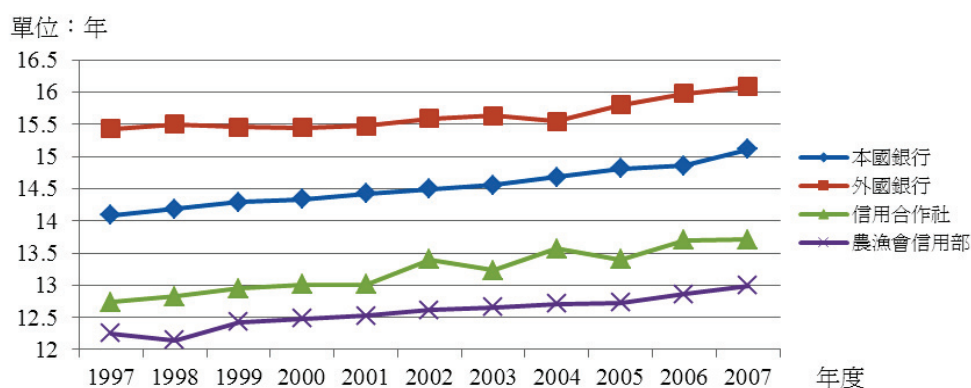


圖 4 各金融機構受僱員工平均教育年數

資料來源：行政院主計處 (1997-2007b) 與本研究。

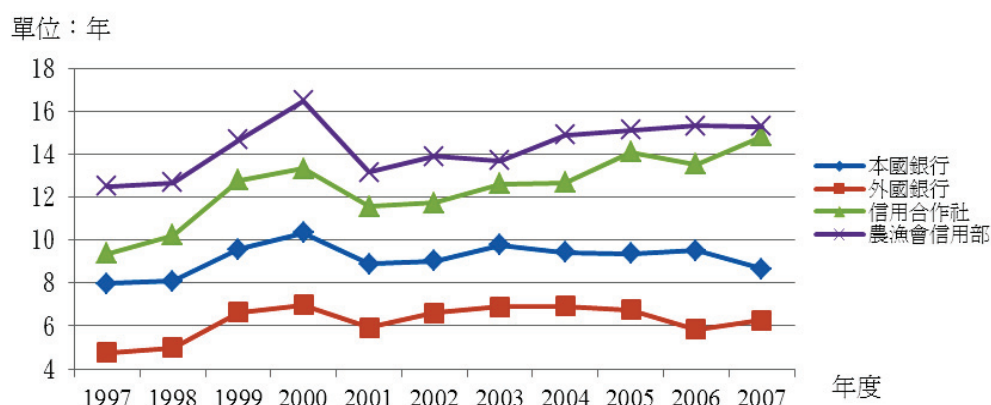


圖 5 各金融機構受僱員工平均年資數

資料來源：行政院主計處 (1997-2007b) 與本研究。

其次，分別檢定大規模（受僱員工 ≥ 300 人）、中規模（ $300 >$ 受僱員工 ≥ 100 人）、以及小規模金融機構（ $100 >$ 受僱員工）下，各個金融機構員工之經常性薪資分配之異同。大規模金融體系之檢定結果顯示，本國銀行、信用合作社以及農漁會信用部之經常性平均薪資均有顯著差異，僅1997年之農漁會信用部相對於外國銀行經常性薪資、2000年之農漁會信用

部相對於本國銀行經常性薪資沒有顯著差異。其中又以農漁會信用部與外國銀行的差異最大，其與信用合作社的差異最小。而中規模金融體系之檢定結果顯示，僅農漁會信用部與信用合作社之經常性薪資水準一項，於 1999、2000 以及 2007 年沒有顯著差異，其他檢定項目皆有顯著差異。最後，小規模金融體系之檢定結果顯示，農漁會信用部相對於外國銀行、本國銀行及信用合作社經常性薪資均有顯著差異。其中農漁會信用部相對於外國銀行差異最大，其次是本國銀行，信用合作社則是差異最小。

IV、實證模型

由於，母數與無母數統計檢定皆顯示台灣農漁會信用部相對於本國銀行、外國銀行及信用合作社之薪資分配存在顯著差異。本研究進一步利用採用 Mincer (1974) 之半對數 (semi-log model) 工資函數，以 OLS 估計方式來檢驗薪資差異之原因是否可被人力資本理論、補償性工資理論或效率工資所解釋？在效率工資之分析中，進一步探討當金融機構支付高於邊際勞動產值的工資時，是否能減少員工自願離職之可能性。

4.1 平均薪資之估計與估計問題

由於本研究之資料為各金融機構之受僱員工平均薪資、平均人力資本以及其他影響薪資之可觀察變數之平均值，而非受僱員工各人資料，因此，首先討論個別受僱員工之薪資迴歸式與金融機構之受僱員工平均薪資迴歸式之轉換，及其估計問題。定義在第 i 個金融機構的第 e 個別受僱員工之薪資迴歸式如下：

$$\log y_{i,e} = X_{i,e}\beta + \alpha_e + \gamma_i + \varepsilon_{i,e} \quad (1)$$

其中， $y_{i,e}$ 為第 i 個金融機構的第 e 個別受僱員工之薪資變數；

$X_{i,e} = (x_{i,e,0}, x_{i,e,2}, \dots, x_{i,e,k})$ 為會影響個別受僱員工薪資水準之個人以及金融機構可觀察之變數，包括人力資本變數以及金融機構之規模大小等； $\beta = (\beta_0, \dots, \beta_k)'$ $k+1$ 個未知參數； α_e 、 γ_i 分別為受僱員工以及金融機構不可觀察之變數，前者如受僱員工之能力(ability)，後者如金融機構之文化或經營特質等；而 $\varepsilon_{i,e}$ 為殘差項。同時，假設 $\alpha_e \sim N(0, \sigma_\alpha^2)$ ， $\gamma_i \sim N(0, \sigma_\gamma^2)$ ， $\varepsilon_{i,e} \sim N(0, \sigma^2)$ 。

由於本研究之資料為各金融機構之受僱員工平均薪資與平均人力資本以及其他影響薪資之可觀察變數，而非受僱員工各人資料，因此，將式(1)針對各金融機構之所有受僱員工求平均值可得下式：

$$\log y_i = X_i \beta + u_i \quad (2)$$

其中， y_i 為第 i 個金融機構受僱員工平均薪資， X_i 為第 i 個金融機構受僱員工平均人力資本以及其他影響薪資之可觀察變數之平均值， $u_i = \alpha_i + \gamma_i + e_i$ 包括了第 i 個金融機構受僱員工平均能力、金融機構不可觀察之文化或經營特質、以及殘差項之平均值。則 $u_i \sim N\left(0, \sigma_\gamma^2 + \left(\sigma_\alpha^2 / m_i\right) + \left(\sigma^2 / m_i\right)\right)$ ， m_i 為第 i 個金融機構受僱員工人數， u_i 之變異數隨著金融機構受僱員工人數而變動，因此變異數異質性為估計此模型之估計問題之一，本研究將採用 Heteroskedasticity-robust standard error 來修正變異數異質性問題。

同時，個別受僱員工薪資迴歸式(1)之主要估計問題，為受僱員工之能力與其人力資本變數之相關性（內生性），此內生性問題在將受僱員工之能力與其人力資本變數取得平均後將減弱（註 15）。由於「個人資料保護法」之限制，主計處無法提供各金融機構之實際代碼，因此本研究無法利用 panel data 之特性來控制平均受僱員工無法觀察之能力及各個金融機構無法觀察之文化及經營管理特質，本研究代以本國銀行、外國銀行及信用合作社之虛擬變數及地區別虛擬變數，來部分控制不同金融機構之無法觀察之特質差異，進一步減弱其內生性問題。

4.2 金融機構間薪資複迴歸分析

根據式(2)來進行農漁會信用部相對本國銀行、外國銀行、信用合作社之平均薪資差異之迴歸分析。首先，在基本迴歸模型中應變數為 $\ln$ 平均經常性薪資($fixwage$)，自變數包括不同金融機構員工以及機構本身之平均可觀察 (X_i)與不可觀察之特質(u_i)。不可觀察之員工、文化或經營特質(u_i)，本研究利用本國銀行、外國銀行及信用合作社之虛擬變數以及地區別虛擬變數部份控制之，並以農漁會信用部為基準。同時，控制各別金融機構可觀察之個人、文化或經營特質，包括男性比率以及金融機構之規模大小等。此「基本迴歸模型」設定如下：

$$\ln fixwage_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^3 \beta_j job_{ji} + \beta_4 mr_i + \sum_{k=5}^{27} \beta_k loc_{ki} + \beta_{28} sc_i + u_{1i} \quad (3)$$

其中 $i=1,2,\dots,N$ 為各個金融機構， job_1 代表本國銀行， job_2 代表外國銀行， job_3 代表信用合作社，農漁會信用部為基準金融機構。 mr 代表各金融機構之男性受僱員工佔總受僱員工之人數比率。 loc 代表地區別虛擬變數，並以台北市為基準城市。 sc 代表金融機構規模大小，並以受僱員工總人數衡量規模別變數。迴歸係數 β_0 衡量在控制了可觀察之員工、文化或經營特質差異後，農漁會信用部員工之 $\ln$ 平均薪資， β_j 係數則衡量在控制了可觀察之員工、文化或經營特質差異後，其他金融機構員工相較於農漁會信用部員工增加或減少之薪資比率。

為了解人力資本理論是否能解釋農漁會信用部相較於其他金融機構員工之薪資差異，在模型一中除了原來的基本模型外，模型一中之自變數再加入各金融機構員工平均教育年數與員工平均年資數。其「人力資本迴歸模型」表示如下：

$$\ln fixwage_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^3 \beta_j job_{ji} + \beta_4 edu_i + \beta_5 wexp_i + \beta_6 mr_i + \sum_{k=7}^{29} \beta_k loc_{ki} + \beta_{30} sc_i + u_{2i} \quad (4)$$

其中， edu 代表各金融機構員工平均教育年數，而 $wexp$ 則代表各金融機構員工平均年資數。類似地，迴歸係數 β_0 衡量在控制了金融機構員工之人力資本以及金融機構可觀察之員工、文化或經營特質差異後，農漁會信用部員工之平均薪資， β_j 係數則衡量在控制了人力資本以及可觀察之文化或經營特質差異後，其他金融機構員工相較於農漁會信用部員工增加或減少之薪資比率。

除了員工人力資本不同會造成員工薪資有差異之外，金融機構亦可能透過非平均經常性薪資來補償經常性薪資之差異，因此在模型二中我們試圖探討補償性薪資理論是否能解釋不同金融機構間的薪資差異。在補償性薪資理論中，我們將每人平均經常性薪資加入每人非平均經常性薪資了以及每人加班費後成為員工之平均每人總薪資，因此，在模型二中之應變數以 $\ln$ 平均每人總薪資 ($wage$) 取代之，自變數同模型一。「補償性薪資迴歸模型」表示如下：

$$\ln wage_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^3 \beta_j job_{ji} + \beta_4 edu_i + \beta_5 wexp_i + \beta_6 mr_i + \sum_{k=7}^{29} \beta_k loc_{ki} + \beta_{30} sc_i + u_{2i} \quad (5)$$

以上三模型皆利用普通最小平方法（Ordinary Least Square，以下簡稱 OLS）估計之，並以 Heteroskedasticity-robust standard error 來修正變異數異質性問題。

4.3 離職率分析

在控制了人力資本、男性比率、金融機構所在之地區別以及其規模別大小對於經常性薪資以及總薪資的影響後，假若農漁會信用部員工相較於其他金融機構員工依然存在薪資差異，表示人力資本理論與補償性薪資理論無法完全來解釋不同金融機構間之薪資差異。因此，我們進一步加入效率工資理論來解釋不同金融機構間之薪資差異。表 3 呈現 1997-2007 年各年金融機構每月自願離職率與非自願離職率之相對次數分配表，表 3 顯示約有 74% 之金

融機構每月自願離職率為零，相對地，約有 98%之金融機構每月非自願離職率為零。受台灣產業結構的改變、2001-2003 年之電腦網路泡沫以及 2008-2009 年的金融風暴之影響，2001 年以後台灣勞動市場之失業率居高不下，勞動者之實質薪資呈現負成長，在此勞動市場疲弱的狀態下（黃芳玫，2011），我們觀察到金融機構每月自願離職率為零之比率逐年下降，而每月非自願離職率為零之比率逐年上升。自願性離職率或非自願性離職率皆是金融機構在每個月的決策，假若金融機構決定不裁員任何人，此為經濟決策中的 corner solution。假若金融機構決定裁員，則其會決定其最適當的裁員比率，此為此經濟決策中的 interior solution。Tobit 模型被廣泛用來估計這種 corner solution 問題的計量方法，因此本文利用 Tobit 模型加以分析。

表 3 每個月自願離職率與非自願離職率次數分配表

年	每個月自願離職率				每個月非自願離職率			
	0	$0 < x \leq 0.01$	$0.01 < x \leq 0.03$	$0.03 < x \leq 0.10$	0	$0 < x \leq 0.01$	$0.01 < x \leq 0.03$	$0.03 < x \leq 0.10$
2007	0.805	0.188	0.005	0.001	0.971	0.028	0.000	0.001
2006	0.768	0.225	0.006	0.001	0.975	0.024	0.000	0.000
2005	0.761	0.230	0.007	0.002	0.980	0.018	0.001	0.001
2004	0.765	0.229	0.005	0.001	0.980	0.020	0.000	0.000
2003	0.751	0.244	0.005	0.001	0.969	0.031	0.001	0.000
2002	0.722	0.269	0.007	0.002	0.970	0.029	0.001	0.000
2001	0.730	0.262	0.006	0.002	0.985	0.014	0.000	0.000
2000	0.715	0.277	0.007	0.001	0.995	0.005	0.000	0.000
1999	0.716	0.273	0.007	0.004	0.996	0.003	0.001	0.000
1998	0.714	0.275	0.008	0.002	0.994	0.004	0.001	0.001
1997	0.714	0.279	0.007	0.000	0.995	0.005	0.000	0.000
全體	0.740	0.252	0.006	0.002	0.983	0.016	0.001	0.000

資料來源：本研究。

效率工資模型指出企業願意支付高於其邊際產值之工資率，其目的為了減少員工之怠工情形，同時減少員工之流動率以進一步減少企業之員工訓練成本。因此，在此效率工資模型中我們利用金融機構之非自願離職率來衡量

員工之怠惰情形，假若員工怠惰情況嚴重，便容易遭到企業之資遣，因此金融機構之非自願離職率可衡量員工之怠惰情形。反之，員工自願離職率反映著員工的流動率。員工之非自願離職率定義為該金融機構解僱或資遣之員工人數除以總僱用員工人數乘以 100。自願離職率則定義為該金融機構辭職人數除以總員工人數乘以 100。

在效率工資理論模型中，我們分別利用自願離職率以及非自願離職率來進行迴歸分析，估計總薪資的增加是否能減少員工怠惰以及員工之流動比率。此迴歸模型之應變數分別為非自願離職率以及自願離職率，自變數為 $\ln$ 總薪資、 $\ln$ 總薪資×本國銀行、 $\ln$ 總薪資×外國銀行、 $\ln$ 總薪資×信用合作社、年齡、地區及規模別。非自願離職率迴歸式表示如下：

$$\begin{aligned} \text{layoff}_i^* &= \delta_0 + \delta_1 \ln \text{wage}_i + \sum_{j=2}^4 \delta_j \ln \text{wage} \times \text{job}_{ji} + \delta_5 \text{edu}_i + \delta_6 \text{wexp}_i + \delta_7 \text{mr}_i \\ &\quad + \delta_8 \text{sc}_i + \sum_{k=9}^{31} \delta_k \text{loc}_{ki} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{cases} \text{layoff} = 0 & \text{if } \text{layoff}_i^* \leq 0 \\ \text{layoff} = \text{layoff}_i^* & \text{if } \text{layoff}_i^* > 0 \end{cases}$$

自願離職率 (turnover rate) 迴歸式則表示如下：

$$\begin{aligned} \text{tor}_i^* &= \lambda_0 + \lambda_1 \ln \text{wage}_i + \sum_{j=2}^4 \lambda_j \ln \text{wage} \times \text{job}_{ji} + \lambda_5 \text{edu}_i + \lambda_6 \text{wexp}_i + \lambda_7 \text{mr}_i \\ &\quad + \lambda_8 \text{sc}_i + \sum_{k=9}^{31} \lambda_k \text{loc}_{ki} + \nu_i \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{cases} \text{tor}_i = 0 & \text{if } \text{tor}_i^* \leq 0 \\ \text{tor}_i = \text{tor}_i^* & \text{if } \text{tor}_i^* > 0 \end{cases}$$

其中，殘差項 $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ， $\nu_i \sim N(0, \sigma_\nu^2)$ 。迴歸係數 δ_0 、 λ_0 衡量在控制了金融機構員工之人力資本以及金融機構之文化或經營特質差異後之平均非

自願離職率或自願離職率， δ_i 、 λ_i 係數衡量在控制了人力資本以及員工或經營特質差異後，農漁會信用部員工之總薪資增加百分之一，非自願離職率或自願離職率變動之大小。 δ_j 、 λ_j 係數則衡量在控制了人力資本以及可觀察之文化或經營特質差異後，其他金融機構員工之總薪資增加百分之一，相較於農漁會信用部員工非自願離職率或自願離職率增加或減少之幅度。

V、實證結果分析

5.1 金融機構薪資迴歸分析

由前節之母數與無母數檢定發現農漁會信用部之平均經常性薪資結構與其他金融機構皆有顯著差異，此小節進一步採用 Mincerian 的工資函數來探討不同金融機構薪資差異之原由。在基本迴歸模型中只控制男性受僱員工比率、受僱員工人數以及地區別虛擬變數，接著在人力資本理論模型中加入員工之教育程度來解釋金融機構薪資之差異；其次，加入非平均經常性薪資，以員工總薪資（補償性薪資理論）來討論不同金融機構間薪資的異同。最後加入效率工資模型來討論不同金融機構間薪資差異的來源。台北市為政治、經濟、文化中心，其發展程度較為進步，人民生活水準及受僱薪資普遍較高，故本研究各模型中金融機構所在之區域別皆以台北市作為比較基準城市。由於 1997 年到 2007 年逐年估計結果非常類似，本小節中只呈現 2007 年之迴歸結果於表 4 中。表 5 及表 6 分別呈現自 1997-2007 年本國銀行、外國銀行、信用合作社相對於農漁會信用部薪資差異之逐年迴歸係數估計值，以探討在控制人力資本以及補償性薪資之考量後，本國銀行、外國銀行及信用合作社相對於農漁會信用部之平均經常性薪資與總薪資之高低大小。

表 4 為 2007 年基本模型、人力資本理論模型以及補償性薪資模型之迴歸結果。表中第一欄為基本模型之迴歸結果，由其迴歸係數可估算控制了男

性比率、地區別及規模別等可觀察之文化或經營特質差異後，農漁會信用部平均經常性薪資平均約為四萬二千元，信用合作社平均經常性薪資約四萬一千元，而本國銀行平均經常性薪資約四萬八千元，外國銀行平均經常性薪資約九萬四千元（註 16）。第二欄為人力資本理論模型之迴歸結果，加入了人力資本變數後，其結果顯示本國銀行受僱員工平均經常性薪資在控制了人力資本以及其他可觀察之機構特質後，仍顯著高於農漁會信用部 27.5%，而外國銀行則高出 87.8%，信用合作社則顯著低於農漁會信用部 5.1%。在人力資本變數上顯示員工平均教育年數具有顯著正向影響，表示員工平均教育年數愈高之金融機構員工平均薪資較高，教育投資越多得到薪資報酬越高，當各金融機構之受僱員工平均教育程度增加 1 年時，其受僱員工之平均經常性薪資會增加 13.2%。相同地，員工平均年資數具有顯著正向影響（註 17），表示員工平均年資數愈高之金融機構員工平均薪資較高，金融機構之受僱員工之平均年資若增加 1 年，其受僱員工之平均經常性薪資將會增加 4.4%，相當符合人力資本理論。同時，銀行業係數估計值仍顯著高於農漁會信用部，表示銀行業相對於農漁會信用部之薪資優勢，可部分由人力資本理論來解釋。

表 4 之第三欄呈現補償性薪資理論之迴歸結果。在補償性薪資理論中，我們探討總薪資之差異，因為金融機構之經常性薪資差異可藉由非經常性薪資來補償。其結果顯示，加入非經常性薪資後，本國銀行及外國銀行之係數估計值仍顯著高於農漁會信用部，同時高於人力資本理論模型之估計值，迴歸結果顯示，本國銀行受僱員工之平均總薪資高於農漁會信用部受僱員工總薪資之 33.4%，外國銀行之總薪資則高於農漁會信用部員工之總薪資的 96.7%。在控制了人力資本之後，信用合作社之總薪資與農漁會信用部員工之總薪資則無顯著差異。本國銀行及外國銀行之係數估計值更高於基本模型之係數估計值，顯示非經常性薪資反而擴大銀行機構相對於農漁會信用部之薪資差異。

表 4 2007 年迴歸結果

變數名稱	經常性薪資		總薪資
	基本模型	模型一 (人力資本理論)	模型二 (補償性工資理論)
本國銀行	0.134 (0.023)***	0.275 (0.038)***	0.334 (0.085)***
外國銀行	0.806 (0.022)***	0.878 (0.050)***	0.967 (0.113)***
信用合作社	-0.008 (0.010)	-0.051 (0.016)**	0.032 (0.033)
教育		0.132 (0.018)***	0.122 (0.036)***
年資		0.044 (0.003)***	0.048 (0.007)***
男性比率	0.186 (0.030)***	0.130 (0.030)***	0.277 (0.058)***
員工人數 (千人)	0.002 (0.007)	-0.015 (0.005)**	-0.007 (0.012)
台北縣	-0.012 (0.015)	-0.052 (0.016)***	-0.135 (0.040)***
宜蘭縣	0.005 (0.017)	-0.093 (0.017)***	0.050 (0.044)
桃園縣	0.037 (0.018)*	0.108 (0.018)***	0.059 (0.042)
新竹縣	-0.004 (0.023)	-0.090 (0.023)***	0.137 (0.055)*
苗栗縣	-0.001 (0.015)	-0.102 (0.016)***	0.064 (0.040)
台中縣	-0.107 (0.015)***	-0.033 (0.015)*	-0.042 (0.041)
彰化縣	-0.095 (0.016)***	-0.005 (0.016)	-0.045 (0.039)
南投縣	-0.001 (0.014)	-0.107 (0.016)***	0.026 (0.040)
雲林縣	-0.057 (0.017)***	-0.035 (0.018)*	-0.024 (0.042)
嘉義縣	-0.098 (0.020)***	-0.027 (0.019)	-0.043 (0.042)
台南縣	-0.137 (0.016)***	-0.045 (0.016)**	-0.093 (0.039)*
高雄縣	-0.249 (0.017)***	-0.176 (0.017)***	-0.265 (0.038)***
屏東縣	-0.186 (0.019)***	-0.058 (0.021)**	-0.101 (0.046)*
台東縣	-0.036 (0.016)*	-0.118 (0.023)***	0.074 (0.050)
花蓮縣	-0.003 (0.017)	-0.094 (0.018)***	0.073 (0.048)
澎湖縣	-0.110 (0.032)***	-0.025 (0.037)	-0.082 (0.059)
基隆市	-0.057 (0.020)**	-0.024 (0.021)	-0.091 (0.064)
新竹市	0.046 (0.025)	0.125 (0.023)***	0.090 (0.060)
台中市	-0.049 (0.014)***	-0.017 (0.012)	-0.007 (0.050)
嘉義市	-0.222 (0.022)***	-0.158 (0.031)***	-0.213 (0.074)**
台南市	-0.140 (0.021)***	-0.132 (0.024)***	-0.247 (0.048)***
高雄市	-0.065 (0.020)**	-0.061 (0.022)**	-0.130 (0.047)**
常數項	10.640 (0.185)***	8.192 (0.256)***	8.347 (0.522)***
R-squared	0.676	0.692	0.379
N	4404	4404	4404

資料來源：本研究。

註：*、**、***分別表示 10%顯著水準、5%顯著水準、1%顯著水準下。

此外，觀察其他自變數，發現男性比率高之金融機構，受僱員工平均薪資較高，此與男女薪資之文獻一致（黃芳玫，2011）。規模別變數以受僱員工人數衡量之，其迴歸結果顯示在控制了人力資本以及金融機構之可觀察變數後，受僱員工人數越多之金融機構，其員工之經常性薪資則顯著為低。假若受僱員工人數每增加 1,000 人，該金融機構每受僱員工之平均經常性薪資將顯著下降 1.5%（註 18），然而，員工人數之多寡對總薪資並沒有顯著影響。在人力資本模型中，在地區別變數中，除新竹市、台中市及高雄市三個地區外，其他台北縣、宜蘭縣及桃園縣等縣市係數估計值皆顯著低於台北市，新竹市因為具有科學園區，台中市、高雄市與台北市同為都市型態，此為沒有明顯差異之因素。加入補償性薪資後，顯示除宜蘭縣、桃園縣、新竹縣、新竹市、台中市及高雄市外，其他台北縣、苗栗縣及台中縣等縣市係數估計值皆顯著低於台北市，顯示台北縣、苗栗縣及台中縣等縣市總薪資水準低於台北市。此外，宜蘭縣、桃園縣及新竹縣等縣市之總薪資與台北市沒有很大差異，這些地區員工鄰近台北市與新竹市，可能較多通勤族，廠商給予往返這些地區員工較多補償性薪資，如交通費等。

表 4 為單年之迴歸估計結果，表 5 則呈現 1997-2007 年本國銀行、外國銀行以及信用合作社相對於農漁會信用部平均經常性薪資之模型一迴歸係數估計值。表 5 顯示本國銀行相對於農漁會信用部平均經常性薪資之迴歸係數估計值，除了 2001 年之外，各年皆呈現平均經常性薪資係數估計值顯著高於農漁會信用部，表示在此十年間本國銀行相對於農漁會信用部有平均經常性薪資上的優勢，而平均經常性薪資係數估計值在 2000 年達到高點，之後幾年明顯下降，但在 2004 年之後慢慢回升至 2007 年的最高點。而外國銀行相對於農漁會信用部平均經常性薪資之迴歸係數估計值皆為呈現顯著正向差異，表示在 1997-2007 年外國銀行相對於農漁會信用部有平均經常性薪資上的優勢，同樣的在 2001 年之後係數估計值明顯下降但接著慢慢回到 2007 年的最高點。而信用合作社相對於農漁會信用部平均經常性薪資之迴歸係數估

計值在 1997-2001 年間顯著低於農漁會信用部，表示在控制了人力資本以及男性比率、地區別及規模別等可觀察之文化或經營特質差異後，1997-2001 年信用合作社相對於農漁會信用部平均經常性薪資水準較低，雖然 2000 年顯著為正，但大致上在 2001 年之後信用合作社相對於農漁會信用部平均經常性薪資之迴歸係數估計值沒有顯著差異。台灣產業結構的改變以及 2001-2003 年之電腦網路泡沫所形成的 2001-2003 經濟蕭條，對工商業之影響大於對農業的影響，因此以工商業為主要存貸對象之本國銀行與外國銀行所受影响較以農漁民為存貸對象之農漁會信用部及信用合作社為大，此解釋在這 11 年間除了各金融機構之人力資本以及男性比率、地區別及規模別等可觀察之員工與經營特質差異外，本國銀行、外國銀行以及信用合作社相對於農漁會信用部平均經常性薪資之逐年變化，特別是 2001-2003 之差異。進一步將表 5 之歷年平均經常性薪資係數估計值劃於圖 6，我們發現控制了員工教育、年資、地區別及規模別後，外國銀行相對於農漁會信用部平均經常性薪資優勢最高，本國銀行次之，信用合作社則最低，此外，本國銀行與外國銀行震盪週期相當一致。

表 5 1997-2007 年金融機構間經常性薪資差異

年	本國銀行	外國銀行	信用合作社
1997	0.100 (0.026)***	0.446 (0.037)***	-0.101 (0.010)***
1998	0.168 (0.022)***	0.633 (0.031)***	-0.035 (0.010)***
1999	0.061 (0.012)***	0.457 (0.020)***	-0.065 (0.010)***
2000	0.234 (0.032)***	0.650 (0.045)***	0.028 (0.012)**
2001	-0.001 (0.023)	0.385 (0.033)***	-0.059 (0.009)***
2002	0.143 (0.032)***	0.575 (0.046)***	-0.021 (0.016)
2003	0.068 (0.028)*	0.548 (0.042)**	-0.051 (0.012)***
2004	0.151 (0.029)***	0.669 (0.042)***	-0.028 (0.016)
2005	0.153 (0.022)***	0.689 (0.034)***	0.001 (0.011)
2006	0.173 (0.031)***	0.673 (0.049)***	-0.026 (0.017)
2007	0.275 (0.038)***	0.878 (0.050)***	-0.051 (0.016)**

資料來源：本研究。

註：*、**、***分別表示 10%顯著水準、5%顯著水準、1%顯著水準下，拒絕虛無假設。

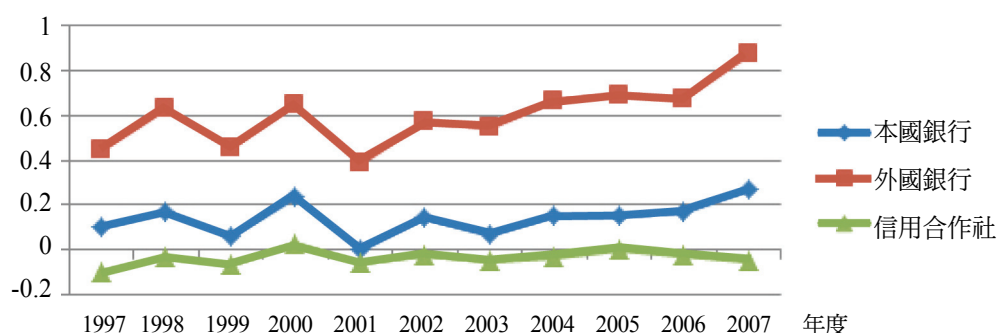


圖 6 經常性薪資迴歸係數估計值圖

資料來源：本研究。

表 6 呈現 1997-2007 本國銀行、外國銀行以及信用合作社相對於農漁會信用部總薪資之迴歸係數估計值，表 6 顯示本國銀行相對於農漁會信用部總薪資之迴歸係數各年皆呈現總薪資顯著高於農漁會信用部，總薪資係數估計值在 2000 年達到高點，之後幾年明顯下降但接著慢慢回到 2007 年之另一高點。表示本國銀行相對於農漁會信用部有總薪資上的優勢。外國銀行相對於農漁會信用部總薪資之迴歸係數估計值亦顯著高於農漁會信用部。表示在 1997-2007 年外國銀行相對於農漁會信用部有總薪資上的優勢，同時，在大部份的年份，本國銀行及外國銀行之係數估計值更高於經常性薪資模型之係數估計值，顯示非經常性薪資反而擴大銀行機構相對於農漁會信用部之薪資差異。而信用合作社相對於農漁會信用部總薪資之迴歸係數估計值在大部分的年數裡無顯著差異，除了 1999、2002 以及 2005 年之外。同樣地，圖 7 依據表 6 之歷年總薪資係數估計值，劃出不同金融機構在控制了教育、地區別及規模別後平均總薪資趨勢，由圖 7 看出總薪資係數估計值與圖 6 平均經常性薪資迴歸係數估計值趨勢大致一樣。本國銀行、外國銀行及信用部合作社震盪週期相當一致，由於 2001-2003 年受到全球電腦網路泡沫及不景氣影響，在金融機構逾放比率方面由 2000 年第一季的 5.86% 一路升高 2002 年第一季的 8.78%（陳尚懋，2007），增加幅度相當高，間接影響金融機構資薪

報酬。此後總薪資係數 2002 由最高點陸續下降，而在政府極力推動金融改革逐漸改善，例如執行金融重建委員會，2004 年係數估計值明顯上升。此後係數大幅成長。

表 6 1997-2007 年金融機構間總薪資差異

年	本國銀行	外國銀行	信用合作社
1997	0.189 (0.085)**	0.466 (0.115)***	0.042 (0.032)
1998	0.116 (0.069)*	0.489 (0.096)***	0.042 (0.031)
1999	0.299 (0.031)***	0.827 (0.043)***	0.031 (0.011)**
2000	0.353 (0.079)***	0.775 (0.106)***	0.153 (0.031)***
2001	0.081 (0.065)	0.466 (0.088)***	0.014 (0.023)
2002	0.302 (0.080)***	0.779 (0.111)***	0.146 (0.038)***
2003	0.108 (0.063)*	0.557 (0.085)***	0.018 (0.026)
2004	0.203 (0.075)**	0.744 (0.094)***	0.092 (0.038)*
2005	0.202 (0.062)**	0.724 (0.084)***	0.104 (0.029)***
2006	0.333 (0.082)***	0.885 (0.117)***	0.109 (0.043)*
2007	0.334 (0.085)***	0.967 (0.113)***	0.032 (0.033)

資料來源：本研究。

註：*、**、***分別表示 10%顯著水準、5%顯著水準、1%顯著水準下，拒絕虛無假設。

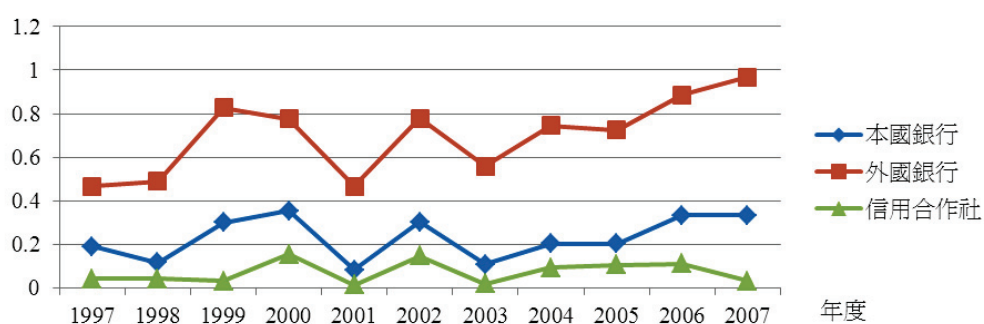


圖 7 總薪資迴歸係數估計值圖

資料來源：本研究。

5.2 效率工資理論

效率工資理論之迴歸估計亦從 1997-2007 年逐年估計，在表 7 只呈現 2007 年自願離職率與非自願離職率之迴歸結果，而在表 8 中省略其他自變數只陳列自 1997-2007 年 $\ln$ 總薪資以及 $\ln$ 總薪資與本國銀行、外國銀行及信用合作社之虛擬變數交乘項之迴歸係數估計值及其邊際效果（註 19），以下之說明以邊際效果為主。表 7 中， $\ln$ 總薪資之係數衡量在控制了人力資本以及可觀察之經營特質差異後，農漁會信用部員工之總薪資每增加 1%，金融機構之每月自願離職率或非自願離職率之變動大小； $\ln$ 總薪資與其他金融機構交乘項之係數則衡量在控制了人力資本以及可觀察之經營特質差異後，其他金融機構員工之總薪資每增加 1%，其自願離職率或非自願離職率相較於農漁會信用部員工自願離職率或非自願離職率之變動大小。結果顯示，在 2007 年各金融機構若增加總薪資將顯著地降低員工的自願離職率以及非自願離職率，若將農漁會信用部員工之總薪資增加 10%，將顯著降低其員工之自願離職率 1.9%。同時，亦可顯著性地降低非自願離職率 0.03%。在第一、二行之自願離職率的迴歸結果中，我們發現若將農漁會信用部員工之總薪資增加 10%，可顯著地降低 1.9%之員工自願離職率。 $\ln$ 總薪資與本國銀行、外國銀行及信用合作社之交乘項顯著為正，此表示對於本國銀行、外國銀行、及信用合作社而言，若提升 10%之總薪資，將分別降低 0.13%、0.14%、以及 0.14%之自願離職率，提升總薪資對農漁會信用部降低自願離職率效果最大，對降低員工流動率最多。在第三、四行之非自願離職率的迴歸結果中，我們發現 $\ln$ 薪資與本國銀行、外國銀行及信用合作社之交乘項皆不顯著，此表示其他金融機構提升 10%之總薪資，其效果與農漁會信部之影響是相同的，將有效降低其非自願離職率 0.03%。

表 7 2007 年自願離職率與非自願離職率之迴歸結果

	自願離職率		非自願離職率	
	係數估計值	邊際效果	係數估計值	邊際效果
ln 總薪資	-0.161 (0.046)***	-0.0185 (0.005)***	-0.511 (0.245)**	-0.003 (0.002)**
ln 總薪資*本國銀行	0.052 (0.018)***	0.006 (0.002)***	0.088 (0.090)	0.001 (0.001)
ln 總薪資*外國銀行	0.045 (0.022)**	0.005 (0.003)**	-0.037 (0.109)	-0.000 (0.000)
ln 總薪資*信用合作社	0.042 (0.008)***	0.005 (0.000)***	-0.036 (0.053)	-0.000 (0.000)
教育	-0.013 (0.075)	-0.0015 (0.009)	0.217 (0.336)	0.001 (0.002)
年資	-0.034 (0.013)***	-0.004 (0.002)***	-0.189 (0.061)***	-0.001 (0.000)***
男性比率	0.278 (0.184)	0.032 (0.021)	1.035 (1.060)	0.007 (0.007)
員工人數 (千人)	0.027 (0.020)	0.003 (0.002)	0.092 (0.086)	0.001 (0.001)
台北縣	-0.166 (0.095)*	-0.019 (0.011)*	-0.124 (0.456)	-0.001 (0.003)
宜蘭縣	-0.125 (0.118)	-0.015 (0.014)	0.711 (0.491)	0.005 (0.003)
桃園縣	-0.433 (0.138)***	-0.044 (0.016)***		
新竹縣	-0.165 (0.138)	-0.019 (0.016)	0.536 (0.616)	0.004 (0.004)
苗栗縣	-0.280 (0.118)**	-0.032 (0.014)**	0.181 (0.585)	0.001 (0.004)
台中縣	-0.476 (0.130)***	-0.055 (0.015)***		
彰化縣	-0.346 (0.101)***	-0.040 (0.012)***		
南投縣	-0.167 (0.125)	-0.019 (0.014)		
雲林縣	-0.382 (0.124)***	-0.044 (0.014)***		
嘉義縣	-0.145 (0.115)	-0.017 (0.013)	0.162 (0.602)	0.001 (0.004)
台南縣	-0.112 (0.101)	-0.013 (0.012)	-0.134 (0.571)	-0.001 (0.006)
高雄縣	-0.290 (0.107)***	-0.033 (0.012)***	-0.166 (0.558)	-0.001 (0.004)
屏東縣	-0.461 (0.148)***	-0.053 (0.017)***		
台東縣	-0.359 (0.164)**	-0.041 (0.019)**	-0.144 (0.966)	-0.001 (0.006)
花蓮縣	-0.255 (0.129)**	-0.029 (0.015)**	0.508 (0.622)	0.003 (0.004)
澎湖縣	-0.171 (0.165)	-0.020 (0.019)	1.196 (0.731)	0.008 (0.005)
基隆市	-0.148 (0.154)	-0.017 (0.018)		
新竹市	-0.111 (0.125)	-0.013 (0.014)	1.045 (0.437)**	0.007 (0.003)**
台中市	-0.032 (0.106)	-0.004 (0.012)	-0.471 (0.403)	-0.003 (0.003)
嘉義市	-0.557 (0.221)**	-0.064 (0.025)**		
台南市	-0.009 (0.131)	-0.001 (0.015)	-0.116 (0.571)	-0.001 (0.004)
高雄市	0.025 (0.116)	0.003 (0.013)	-0.542 (0.605)	-0.004 (0.004)
常數項	1.577 (1.170)	0.182 (0.135)	0.921 (5.258)	0.006 (0.034)
σ^2	0.672 (0.018)***		1.565 (0.106)***	
R-squared	0.2237		0.2913	
N	4404		4404	

資料來源：本研究。

註：1.*、**、***分別表示 10%顯著水準、5%顯著水準、1%顯著水準下，拒絕虛無假設。

2.邊際效果為 $\partial E(y|X)/\partial x_i = \Phi(\beta'X/\sigma)\beta_i$ 。

觀察其他自變數之影響效果顯示，教育對自願離職率或非自願離職率無顯著影響；然而，年資對於員工之自願離職率以及非自願離職率皆有顯著負向相關，表示年資越高之金融機構，其員工流動率越低。對於地區別迴歸係數估計值方面，以台北市為比較基準地區，迴歸結果顯示在自願離職率中，桃園縣、苗栗縣、台中縣、彰化縣、雲林縣、高雄縣、屏東縣、台東縣以及花蓮縣比台北市自願離職率較低，其他縣市迴歸估計值則無顯著影響。而在規模別之迴歸係數估計值中對於非自願離職率與自願離職率皆無顯著性，表示金融機構不會因規模別的不同而有顯著不同的員工自願離職率與非員工自願離職率。對於非自願離職率，新竹市非自願離職率較台北市為高，其他縣市迴歸估計值則無顯著影響。新竹市因為具有科學園區，金融機構所服務之客群多為高科技產業，對金融機構之服務品質要求較高，較容易有被裁員之可能性。在非自願離職率的迴歸中，有些縣市（如桃園縣、台中縣等）2007年沒有任何金融機構有員工被裁撤，非自願離職率為 0，因此無法估出其係數估計值。

表 8 呈現 1997-2007 年逐年金融機構自願離職率與非自願離職率之迴歸係數估計值，表 8 第一、二行為金融機構自願離職率之迴歸結果，顯示 1997-2007 年總薪資係數估計值皆呈現顯著為負之效果，表示若提升總薪資將有效降低農漁會信部員工之自願離職率，減少員工流動率之情形，其中係數估計值最高是在 1999 年，此年提升總薪資 10%，將有效降低 0.68%自願離職率。此後幾年係數估計值開始下降，直到 2007 年之 0.12%自願離職率之低比率。此外，在 $\ln$ 總薪資與本國銀行、外國銀行及信用合作社之虛擬變數交乘項係數估計值皆顯著為正，表示若提高總薪資，對於農漁會信用部自願離職率之減少效果最大。

表 8 第三、四行之非自願離職率的迴歸結果顯示 1997-2005 年 $\ln$ 總薪資迴歸係數估計值沒有顯著性，直到 2007 才呈現顯著為負。表示 1997-2006 年農漁會信用部提升總薪資並不會顯著地降低非自願離職率，反之，農漁會

信用部在 2007 年提升 10%之總薪資將有效降低 0.03%之非自願離職率。此外，我們發現 $\ln$ 薪資與本國銀行、外國銀行及信用合作社之交乘項皆不顯著，此表示其他金融機構提升總薪資，其效果與農漁會信用部之影響是相同的。由表 3 可以知道，從 1997-2007 年，在非自願離職中，有高達 98%之廠商非自願離職率為 0，因此，在非自願離職率的估計中，除了 2007 年可估的出其邊際效果外，其他年度均無法估計出邊際效果。

表 8 1997-2007 年金融機構間自願與非自願離職率迴歸結果

年		自願離職率		非自願離職率	
		係數估計值	邊際效果	係數估計值	邊際效果
1997	$\ln$ 總薪資	-0.042 (0.020)**	-0.009 (0.004)**	-0.032 (0.131)	
	$\ln$ 總薪資*本國銀行	0.021 (0.008)***	0.004 (0.002)***	0.023 (0.042)	
	$\ln$ 總薪資*外國銀行	0.034 (0.011)***	0.007 (0.002)***	-0.253 (0.230)	
	$\ln$ 總薪資*信用合作社	0.027 (0.003)***	0.006 (0.001)***	-0.002 (0.019)	
1998	$\ln$ 總薪資	-0.062 (0.033)*	-0.012 (0.007)*	0.402 (0.578)	
	$\ln$ 總薪資*本國銀行	0.034 (0.013)***	0.007 (0.002)***	0.380 (0.206)*	
	$\ln$ 總薪資*外國銀行	0.048 (0.017)***	0.010 (0.003)***	0.598 (0.294)**	
	$\ln$ 總薪資*信用合作社	0.039 (0.006)***	0.008 (0.001)***	-0.002 (0.126)	
1999	$\ln$ 總薪資	-0.395 (0.076)***	-0.068 (0.013)***	0.242 (0.461)	
	$\ln$ 總薪資*本國銀行	0.097 (0.029)***	0.017 (0.005)***	0.313 (0.251)	
	$\ln$ 總薪資*外國銀行	0.093 (0.040)**	0.016 (0.007)**	0.264 (0.337)	
	$\ln$ 總薪資*信用合作社	0.091 (0.012)***	0.016 (0.002)***	0.200 (0.106)*	
2000	$\ln$ 總薪資	-0.143 (0.036)***	-0.027 (0.007)***	0.169 (0.102)*	
	$\ln$ 總薪資*本國銀行	0.048 (0.013)***	0.009 (0.002)***	0.026 (0.043)	
	$\ln$ 總薪資*外國銀行	0.047 (0.017)***	0.009 (0.003)***	0.021 (0.056)	
	$\ln$ 總薪資*信用合作社	0.043 (0.006)***	0.008 (0.001)***	-0.018 (0.025)	
2001	$\ln$ 總薪資	-0.278 (0.065)***	-0.046 (0.011)***	-0.125 (0.094)	
	$\ln$ 總薪資*本國銀行	0.097 (0.020)***	0.016 (0.003)***	0.052 (0.026)**	
	$\ln$ 總薪資*外國銀行	0.097 (0.028)***	0.016 (0.005)***	0.043 (0.034)	
	$\ln$ 總薪資*信用合作社	0.070 (0.009)***	0.012 (0.002)***	-0.004 (0.016)	
2002	$\ln$ 總薪資	-0.187 (0.044)***	-0.037 (0.009)***	0.004 (0.061)	
	$\ln$ 總薪資*本國銀行	0.055 (0.015)***	0.011 (0.003)***	-0.017 (0.019)	
	$\ln$ 總薪資*外國銀行	0.045 (0.020)**	0.009 (0.004)**	-0.026 (0.026)	
	$\ln$ 總薪資*信用合作社	0.033 (0.008)***	0.006 (0.001)***	-0.016 (0.011)	

表 8 (接續)

年		自願離職率		非自願離職率	
		係數估計值	邊際效果	係數估計值	邊際效果
2003	ln 總薪資	-0.067 (0.027)**	-0.011 (0.005)**	0.010 (0.048)	
	ln 總薪資*本國銀行	0.031 (0.009)***	0.005 (0.001)***	-0.023 (0.014)*	
	ln 總薪資*外國銀行	0.032 (0.011)***	0.005 (0.002)**	-0.043 (0.018)**	
	ln 總薪資*信用合作社	0.027 (0.004)***	0.005 (0.001)***	-0.030 (0.010)***	
2004	ln 總薪資	-0.113 (0.033)***	-0.018 (0.005)***	-0.054 (0.054)	
	ln 總薪資*本國銀行	0.040 (0.010)***	0.006 (0.002)***	0.002 (0.016)	
	ln 總薪資*外國銀行	0.031 (0.012)**	0.005 (0.002)**	-0.018 (0.018)	
	ln 總薪資*信用合作社	0.031 (0.006)***	0.005 (0.001)***	0.008 (0.009)	
2005	ln 總薪資	-0.076 (0.038)**	-0.012 (0.006)**	0.178 (0.209)	
	ln 總薪資*本國銀行	0.031 (0.012)***	0.005 (0.002)**	0.096 (0.068)	
	ln 總薪資*外國銀行	0.009 (0.015)	0.001 (0.002)	0.064 (0.085)	
	ln 總薪資*信用合作社	0.039 (0.006)***	0.006 (0.001)***	-0.108 (0.070)	
2006	ln 總薪資	-0.164 (0.044)***	-0.023 (0.006)***	-0.139 (0.087)	
	ln 總薪資*本國銀行	0.019 (0.015)	0.003 (0.002)	0.057 (0.029)**	
	ln 總薪資*外國銀行	-0.011 (0.021)	-0.002 (0.003)	0.028 (0.037)	
	ln 總薪資*信用合作社	0.026 (0.009)***	0.004 (0.001)**	0.014 (0.021)	
2007	ln 總薪資	-0.161 (0.046)***	-0.019 (0.005)***	-0.511 (0.245)**	-0.003(0.002)**
	ln 總薪資*本國銀行	0.052 (0.018)***	0.006 (0.002)***	0.088 (0.090)	0.001(0.001)
	ln 總薪資*外國銀行	0.045 (0.022)**	0.005 (0.003)**	-0.037 (0.109)	-0.000(0.000)
	ln 總薪資*信用合作社	0.042 (0.008)***	0.005 (0.000)***	-0.036 (0.053)	-0.000(0.000)

資料來源：本研究。

註：*、**、***分別表示 10%顯著水準、5%顯著水準、1%顯著水準下，拒絕虛無假設。

VI、結論與建議

6.1 結論

本研究主要探討台灣金融體系中農漁會信用部相對於本國銀行、外國銀行、信用合作社之薪資差異。使用之資料分別來自四個資料庫，包括自行政

院主計處 1997-2007 年於每月辦理 1 次的台灣地區「受僱員工薪資調查」月資料；自行政院主計處 1997-2007 年於每年 3 至 4 月之台灣地區「受僱員工動向調查」年資料；台灣省農會 1997-2007 年每年編製之「台灣區各級農會年報」年資料；以及臺灣省漁會 1997-2007 年於每年編制之「臺灣省漁會督導工作總報告」年資料（行政院主計處，1997-2007a、1997-2007b；台灣省農會，1997-2007；臺灣省漁會，1997-2007）。

利用母數與無母數檢定農漁會信用部相對其他金融機構之薪資差異，發現本國銀行、外國銀行以及信用合作社相對於農漁會信用部之平均經常性薪資分配皆有顯著差異，同時，在相同規模別及相同都市或鄉村別上，農漁會信用部之平均經常性薪資與總薪資皆顯著低於其他金融機構。因此，我們進一步採用 Mincerian 的工資函數來探討不同金融機構薪資差異之原由。結果顯示 1997-2007 年本國銀行受僱員工平均經常性薪資在控制了人力資本以及其他可觀察之機構特質後，仍顯著高於農漁會信用部 6.1%-27.5%，而外國銀行則高出 38.5%-87.8%，此差距逐年擴大，以 2007 年差距最大。信用合作社則顯著低於農漁會信用部 2.1%-10.1%，近幾年與農漁會信用部之差距縮小至沒有差異之現象。在總薪資方面，在控制了人力資本以及其他可觀察之機構特質之後，本國銀行受僱員工之平均總薪資高於農漁會信用部受僱員工總薪資之 10.8%-33.4%，外國銀行之總薪資則高於農漁會信用部員工之總薪資的 44.6%-96.7%。信用合作社之總薪資與農漁會信用部員工之總薪資則大部份年無顯著差異，最近幾年則顯著高於農漁會信用部。本國銀行及外國銀行之係數估計值更高於人力資本模型之係數估計值，顯示非經常性薪資反而擴大銀行機構相對於農漁會信用部之薪資差異。

最後加入效率工資理論來討論不同金融機構間薪資差異之原因。結果發現各金融機構若增加總薪資將顯著地降低員工自願離職率與非自願離職率，若提升 10%之總薪資，將有效降低農漁會信部 0.09%-0.68%之自願離職率。同時，亦可顯著地降低其員工 0.03%之非自願離職率。自願離職率的迴歸結

果中，本國銀行、外國銀行及信用合作社皆顯著為正，此表示對於本國銀行、外國銀行、及信用合作社而言，提升總薪資對其員工之自願離職率之影響較農漁會信用部為低，提高總薪資，對於降低農漁會信用部自願離職率之最為有效。非自願離職率的迴歸結果中，其他金融機構提升總薪資之效果與農漁會信用部是相同的，此顯示提升總薪資將有效降低非自願離職率，減少怠工行為之發生。

6.2 政策建議與研究限制

農漁會信用部受僱員工經常性薪資與總薪資皆低於其他金融機構，其員工低教育、高年資、高年齡之特質可解釋其薪資低落之部份原因。然而，控制了人力資本以及其他可觀察之機構特質之後，農漁會信用部員工經常性薪資仍遠低於本國與外國銀行，在總薪資上，則皆低於其他金融機構，此現象與農漁會獨特之薪資制度有密切關係。台灣農漁會雖然屬於民間法人組織，但在員工薪資制度上却有公務體系的色彩。各級農漁會實施單一俸給制，除薪給外，不得支領任何津貼，農漁會員工之每月薪給是以該員工薪點數乘上該農漁會每薪點支付金額計算之，而每薪點支付金額限制在最多 500 元。此僵固之給薪制度是農漁會經營障礙之一。本研究發現非經常性薪資進一步擴大銀行機構相對於農漁會信用部之薪資差異，同時，提高總薪資，對於降低農漁會信用部自願離職率最為有效。因此，除去每薪點支付金額上限之限制，並加入獎金分紅制度，以提高總薪資，特別是年輕、教育程度高之員工應給予更多之薪資誘因。如此，才能吸收更高人力資本之員工，亦減少其流動性，以因應全球化與自由化之浪潮。

本研究之研究限制主要為以下二點：第一點、本研究所使用之資料庫雖為廠商長期追蹤調查資料，但由於「個人資料保護法」之限制，主計處無法提供各金融機構之實際代碼，因此本研究無法串連每個月同一金融機構之資料，進而，利用 panel data 之特性來控制個人不可觀察之能力，以及各金融

機構無法觀察之文化及經營管理特質，以解決薪資迴歸式中教育變數所產生的內生性問題；同時，我們亦無法將「受僱員工薪資調查」之個體資料與「受僱員工動向調查」之個體資料進行同一金融機構之合併，以獲得準確之受僱員工人力資本資料。持續向主計處商量「受僱員工薪資調查」之月與月的串連，以及與「受僱員工動向調查」之串連是未來研究之重點。第二點、在非自願離職中，有高達 98%之廠商非自願離職率為 0，因此，在非自願離職率的估計中，除了 2007 年可估的出其邊際效果外，其他年度均無法估計出邊際效果。因此，在效率工資模型中只能提出總薪資水準的提高對於自願離職率的影響之政策建議，至於對於非自願離職率則無法作出適當之政策建議。

附 註

1. 楊宗明 (1996) 歸納農漁會信用部對農村金融市場貢獻主要表現在下列五個層面：(1) 協助政府推行節約儲蓄政策，安定農村社會，一方面增加儲蓄，另一方面藉以充裕農漁會信用部資金規模。(2) 吸收基層游資，擴大農業投資，農會信用部在農村加強吸收贊助會員游資，轉貸農民從事農業生產或開發農業資源。(3) 增加農業推廣的經費來源，農會運作經費泰半係以信用部盈餘為支柱。(4) 辦理小額貸款，消除農村貧窮與高利貸情況，除由信用部提供自有資金辦理貸款外，各地農會並且接受政府委託，代辦專案貸款業務。(5) 承辦政府委託專案轉貸工作：農會信用部也經常接受各級政府與農業行庫所辦理之農業專案放款，農會僅收取手續費。
2. 台灣之金融體系 (finance system) 可區分為金融機構及金融市場兩大類，金融市場包括貨幣市場、資本市場、外匯市場及期貨市場等；而金融機構由存款貨幣機構及其他金融機構二大類所組成，前者如本國銀行、外國銀行、信用合作社及農漁會信用部等，其他金融機構則包括郵政儲金匯業局、信託投資公司等。在存款貨幣機構中，本國商銀、專業銀行與外國商銀屬於銀行業，信用合作社及農漁會信用部則屬於基層金融。銀行業在金融市場以提供一般銀行信用為主，吸收資金賦予支票做為交易媒介特性，成為金融體系的重要清算機構。基層金融的性質則介於商業銀行與民間借貸中間，主要功能為幫助農漁民解決資金貸放問題，承辦政府與農業行庫委託之農業貸款

業務，或是支援農漁會其他事業部之資金，以促進農業生產，提高農家生活品質及繁榮農村經濟等（雷立芬、傅祖壇、張靜貞，1996；楊宗明，1996）。

3. 銀行業與基層金融機構的經營業務也存在許多差異與限制，例如銀行業可以辦理信用狀的業務，而基層金融機構卻可辦理農業產銷所需設備之租賃。
4. 本國銀行機構之家數於 1995 年總機構有 42 家，到 2009 年則減少到 37 家，在分機構方面則由 1807 家增加到 3289 家，增加幅度達 1.8 倍之多。外國銀行在台分行總機構由 1995 年的 38 家減少到 2009 年的 32 家，在台分機構於 2009 時則增加到 133 家。反觀信用合作社從 1995 年總機構由 73 家減少為 2009 年的 26 家，分機構亦由 556 家一路下降到 2009 年的 258 家，顯示其業務量減少很多。農漁會信用部總機構及分機構維持一定家數，沒有太大變化。本國銀行不但規模最大且尚在不斷擴大成長中。
5. 行政院主計處之「人力資源與運用調查」資料有每位受僱員工之平均月所得資料，然而其行業編碼只有兩碼，只能知道此人是受僱於金融業，而無法確認其受僱於金融業的何種金融機構，因此，無法用來進行農漁會信用部與其金融機構員工之薪資差異之探討與比較。
6. 經常性薪資：指每月給付受僱員工之工作報酬，包括本薪與按月給付之固定津貼及獎金；如房租津貼、交通費、膳食費、水電費、按月發放之工作（生產績效、業績）獎金及全勤獎金等；若以實物方式給付者，應按實價折值計入；以上均不扣除應付所得稅、保險費及工會會費。在職受僱員工包括監督及專技人員加非監督專技人員或職員加工員之本月底在職受僱員工人數（人）。
7. 總薪資＝經常性薪資＋非經常性薪資。非經常性薪資：係指非按月發放之工作（生產、績效、業績）獎金、年終獎金、員工紅利（含股票紅利及現金紅利）、端午、中秋或其他節慶獎金、差旅費、誤餐費、補發調薪差額等。
8. 直轄市及縣轄市各地區農會信用部學歷詳細資料則是從 85 年後才有紀錄，且本研究中「受僱員工動向調查」年資料缺少 84、85 年資料，故選用民國 86 年以後資料。農會方面選取「台灣區各級農會年報」具有信用部的農會。在資料篩選方面，只有選擇在業務類金融事業統計表中，金融業務具有存款及放款的農會做為篩選依據。不具有信用部資料的農會包括：桃園縣觀音鄉；新竹縣新豐鄉；台中縣豐原市、神岡鄉；彰化縣彰化市、福興鄉、芬園鄉、鹽埔鄉、芳苑鄉；雲林縣林內鄉；台南縣七股鄉、楠西鄉、南化鄉；高雄縣大樹鄉、六龜鄉、內門鄉；屏東縣屏東市、潮州鎮、萬丹鄉、高樹鄉、萬巒地區、竹田鄉、枋寮地區、新園鄉、林邊鄉、長治鄉、佳冬鄉、車城地區；台北市中山區、大安區、松山區以及高雄市小港區。
9. 「臺灣省漁會督導工作總報告」包括了全省的漁會，然而本研究只研究具有信用部的漁會。故在資料篩選方面，只選擇在業務類金融事業統計表中，金融業務具有收入及

支出的漁會做為篩選依據。不具有信用部的漁會包括：省漁會、貢寮漁會、金山漁會、淡水漁會、中壢漁會、台中漁會、日月潭漁會、梓官漁會、枋寮漁會、恆春漁會、台東漁會、綠島漁會、花蓮漁會、金門漁會、以及馬祖漁會。

10. 變異數檢定： $H_0: \sigma_X^2 = \sigma_Y^2$ vs. $H_1: \sigma_X^2 \neq \sigma_Y^2$

$$\text{Critical Region: } \frac{S_x^2}{S_y^2} \geq F_{\alpha/2}(n-1, m-1) \text{ or } \frac{S_y^2}{S_x^2} \geq F_{\alpha/2}(n-1, m-1)$$

11. 平均數檢定： $H_0: \mu_X = \mu_Y$ vs. $H_1: \mu_X \neq \mu_Y$

$$\text{Critical Region: } |\bar{x} - \bar{y}| \geq Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{S_x^2}{n} + \frac{S_y^2}{m}}$$

12. 假設 $X_1 \dots X_m$ 與 $Y_1 \dots Y_n$ 為自兩個連續變數之分配函數 F_m 與 G_n 中所抽出之兩組獨立隨機樣本，在母體分配未知之情況下，欲了解樣本 X 與樣本 Y 之機率分配是否有顯著的不同，檢定假設為：

$$H_0: F_m(D_{(i)}) = G_n(D_{(i)}) , H_1: F_m(D_{(i)}) \neq G_n(D_{(i)})$$

其中 $D_{(i)}$ 為將樣本 X 與 Y 合併並進行排序後之統計量，若 $N = m + n$ ，則 $D_1 \leq \dots \leq D_{(N)}$ 。K-S 檢定方法之檢定步驟如下：首先，求得樣本 X 與 Y 之機率分配函數

$$F_m(D_{(i)}) = \frac{X \leq D_{(i)} \text{ 的樣本數}}{m} , F_n(D_{(i)}) = \frac{Y \leq D_{(i)} \text{ 的樣本數}}{n}$$

其次，以前項之結果求取檢定統計量： $J = \frac{mn}{d} \max_{i=1 \dots N} \{|F_m(D_{(i)}) - G_n(D_{(i)})|\}$

$$\text{在大樣本下檢定統計量則為：} J^* = \left(\frac{mn}{N}\right)^2 \max_{i=1 \dots N} \{|F_m(D_{(i)}) - G_n(D_{(i)})|\} = \frac{d}{(mnN)^{\frac{1}{2}}} \cdot J$$

其中， d 為兩樣本數 m 、 n 的最大共同乘數。

最後，在 α 之顯著水準之下，若 J^* （或 J ） $> J_\alpha$ 則拒絕 H_0 ，表示樣本 X 與 Y 之機率分配在 α 的顯著水準下有顯著的不同，其中 J_α 可由查表得知。詳細說明可以參考 Hollander 與 Wolfe (1999) 一書。

13. 在金融機構別之 K-S 檢定結果中（表 1），若以時間別進行檢視，則農漁會信用部相對信用合作社於 1997 年顯著差異最大，2001 年差異最小；農漁會信用部相對本國銀行於 2000 年顯著差異最大，2006 年差異最小；農漁會信用部相對外國銀行於 2002 年顯著差異最大，1997 年差異最小。
14. 由於非都市地區無外國銀行。因此，外國銀行沒有辦法比較都市型態與非都市型態之情況。此處僅針對農漁會信部與信用合作社，農漁會信用部與本國銀行進行交叉檢定。

$$15. Cov\left(\frac{x_1 + \dots + x_{m_i}}{m_i}, \frac{\alpha_1 + \dots + \alpha_{m_i}}{m_i}\right) = \frac{Cov(x_e, \alpha_e)}{m_i}$$

16. 農漁會信用部經常性薪資： $e^{10.64}=41,773$ （元）

本國銀行經常性薪資： $e^{(10.64+0.134)}=47,763$ （元）

外國銀行經常性薪資： $e^{(10.64+0.806)}=93,526$ （元）

信用合作社經常性薪資： $e^{(10.64+0.008)}=41,440$ （元）

17. 由於員工平均年資變數之平方項對薪資之影響不顯著，同時，平方項與年資變數有高度相關，因此，在模型中沒有考慮年資之平方項變數。

18. 在文獻中個人薪資迴歸式的估計，員工人數和個人薪資多呈現正向顯著或不顯著之結果。由於本研究探討金融機構員工之平均薪資，可能在除以員工人數後，對於員工人數較多之金融機構可能有低估其員工平均薪資之狀況。由於本研究探討金融機構員工之平均薪資，可能在除以員工人數後，對於員工人數較多之金融機構可能有低估其員工平均薪資之狀況。

19. Tobit 模型之邊際效果為 $\partial E(y|X)/\partial x_i = \Phi(\beta'X/\sigma)\beta_i$ 。

參考文獻

- 台灣省農會，1997-2007。『台灣區各級農會年報』。臺中：台灣省農會。
- 行政院主計處，1997-2007a。『受僱員工薪資調查』。臺北：行政院主計處。
- 行政院主計處，1997-2007b。『受僱員工動向調查』。臺北：行政院主計處。
- 行政院金融監督管理委員會，2009。『金融統計指標』。新北市：行政院金融監督管理委員會。
- 周嘉玲，2001。「台灣農業信用部放款品質及跨期成本效率之研究：隨機成本邊界法之應用」。碩士論文，國立台灣大學農業經濟學系研究所。
- 林國慶，2002。「農業金融改革」，『農業經濟叢刊』。7 卷，2 期，189-204。
- 張靜貞、顏晃平、王泓仁，2000。「農會信用部之合併—成本結構與規模經濟之分析」，發表於臺灣經濟學會 2000 年年會。台北：中華經濟研究院。12 月 17 日。
- 莊慧玲、蔡勝弘，2006。「電子“薪”貴嗎？—電子製造業與傳統製造業受僱員工薪資報酬差異之研究」，『管理學報』。23 卷，1 期，1-22。
- 陳永琦、傅祖壇，2004。「臺灣地區農會信用部合併之成本節省效益分析」，『農業經濟叢刊』。9 卷，2 期，1-26。
- 陳尚懋，2007。「台灣金融改革的政治分析：ACTA 模型的檢驗」，『東吳政治學報』。25 卷，1 期，115-160。
- 黃介良、陳美菁，1999。「基層金融機構合併效益分析」，『管理學報』。16 卷，2 期，315-348。
- 黃芳玫，2011。「台灣人力資本與薪資不均之研究」，『台灣經濟預測與政策』。42 卷，1 期，1-37。
- 黃芳玫、張竣翔、吳珮瑛，2010。「台灣漁會每薪點支付金額與盈餘之研究」，『農業與經濟』。44 期，1-38。
- 楊宗明，1996。「當前台灣基層金融機構之問題分析與因應對策—以農會信用部為例」，『商學學報』。4 期，293-319。
- 雷立芬、傅祖壇、張靜貞，1996。「農業信用部對台灣農村經濟發展之影響」，『基層金融』。32 期，117-151。

臺灣省漁會，1997-2007。『臺灣省漁會督導工作總報告』。新北市：臺灣省漁會。

Akerlof, G. A. and J. L. Yellen, 1986. *Introduction in Efficiency Wage Models of the Labor Market*. Cambridge: Cambridge University Press.

Ashenfelter, O. and M. Greenstone, 2004. "Using Mandated Speed Limits to Measure the Value of a Statistical Life," *Journal of Political Economy*. 112: 226-267.

Berman, E., J. Bound, and S. Machin, 1998. "Implications of Skill-Biased Technological Change: International Evidence," *Quarterly Journal of Economics*. 113(4): 1245-1279.

Cappelli, P. and K. Chauvin, 1991. "An Interplant Test of the Efficiency Wage Hypothesis," *Quarterly Journal of Economics*. 106(3): 769-787.

Card, D. E., 1999. "The Causal Effect of Education on Earnings," In *Handbook of Labor Economics*, Volume 3. Edited by O. Ashenfelter and D. E. Card. New York: North-Holland.

Carmichael, L. H., 1990. "Efficiency Wage Models of Unemployment-One View," *Economic Inquiry*. 28(2): 269-295.

Charness, G. and P. Kuhn, 2007. "Does Pay Inequality Affect Worker Effort? Experimental Evidence," *Journal of Labor Economics*. 25(4): 693-723.

Chen, P. C., M. M. Yu, C. C. Chang, and S. H. Hsu, 2007. "Productivity Change in Taiwan's Farmers' Credit Unions: A Nonparametric Risk-Adjusted Malmquist Approach," *Agricultural Economics*. 36: 221-231.

Edin, P. A. and J. Zetterberg, 1992. "Interindustry Wage Differentials: Evidence from Sweden and a Comparison with the United States," *American Economic Review*. 82(5): 1341-1349.

Fehr, E. and L. Goette, 2005. "Do Workers Work More If Wages Are High? Evidence from a Randomized Field Experiment," *American Economic Review*. 97(1): 298-317.

Fields, J. and E. N. Wolff, 1995. "Interindustry Wage Differentials and the Gender Wage Gap," *Industrial and Labor Relations Review*. 49(1): 105-120.

Gatica, J., A. Mizala, and P. Romaguera, 1995. "Interindustry Wage Differentials in Brazil," *Economic Development and Cultural Change*. 43(2): 315-331.

Gera, S. and G. Grenier, 1994. "Interindustry Wage Differentials and Efficiency Wages: Some Canadian Evidence," *Canadian Journal of Economics*. 27(1): 81-100.

- Groshen, E. L., 1991. "Sources of Intra-Industry Wage Dispersion: How Much Do Employers Matter?" *Quarterly Journal of Economics*. 106(3): 869-884.
- Heckman, J. J., 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*. 47(1): 153-161.
- Hollander M. and D. A. Wolfe, 1999. *Nonparametrical Statistical Methods*. New York: Wiley.
- Krueger, A. B. and L. H. Summers, 1988. "Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure," *Econometrica*. 56(2): 259-293.
- Mincer, J., 1958. "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution," *The Journal of Political Economy*. 66(4): 281-302.
- Mincer, J., 1974. *Schooling, Experience, and Earnings*. New York and London: Columbia University Press.
- Oaxaca, R. L. and M. R. Ransom, 1994. "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials," *Journal of Econometrics*. 61(1): 5-21.
- Olson, C. A., 2002. "Do Workers Accept Lower Wages in Exchange for Health Benefits?" *Journal of Labor Economics*. 20: 91-114.
- Osburn, J., 2000. "Interindustry Wage Differentials: Patterns and Possible Sources," *Monthly Labor Review*. 123(2): 34-46.
- Shapiro, C. and J. E. Stiglitz, 1984. "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device," *American Economic Review*. 74(3): 433-444.
- Smith, R., 1979. "Compensating Wage Differentials and Public Policy: A Review," *Industrial and Labor Relations Review*. 32(3): 339-352.
- Thaler, R. H., 1989. "Interindustry Wage Differentials," *Journal of Economic Perspectives*. 3(2): 181-193.
- Viscusi, K. W., 1993. "The Value of Risks to Life and Health," *Journal of Economic Literature*. 31: 1912-1946.
- Weiss, A. W., 1980. "Job Queues and Layoffs in Labor Markets with Flexible Wages," *Journal of Political Economy*. 88(3): 526-538.

Intra-industry Wage Differentials in Taiwanese Financial Industry -Credit Union of Farmers' and Fishermen's Association vs. Banks

Fung-Mey Huang*, Wei Lin**, and Yirhueih Luh***

The main purpose of this study is to investigate the wage differentials among the full-time employees of different financial institutions in Taiwan's financial sector. The data used in this study are merged from four databases. They are "Employees' Earnings Survey", "Employees' Turnover Survey", "Farmers' Associations Year Book", and "Supervision report of Taiwanese Fishermen's Association" from 1997 to 2007. To examine the wage differentials of employees in Taiwanese financial sector, we firstly apply a nonparametric test (Kolmogorov-Smirnov test) to inspect the equality of wage distributions between financial institutions. We, then, exercised the Mincer's semi-logarithmic wage function to identify the sources of wage differential, in which human capital theory, compensated wage theory, and efficiency wage theory are examined. The Kolmogorov-Smirnov tests suggest that there are substantial wage differentials among the full-time employees of different financial

* Associate Professor, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.

** Master Student, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.
(Corresponding Author)

*** Professor, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.

We are indebted to Professor Hui-Ling Chuang for her constructive suggestion and comments. We wish to thank the "Raising Humanistic research" program of college of Bioresources and agriculture, NTU for granting research fund. We also appreciate the center for survey research, RCHSS, Academic Sinica offering the original data of DGBAS. Any errors or shortcomings are the authors' responsibility.

institutions. After controlling for human capital, the wage advantage of employees in banks is still substantial. By adding bonus to regular salary, the wage differentials between bank system and Credit departments of farmers' and fishermen' associations are reinforced. Finally, the role of efficiency wage theory reveals that raising total salary can provide substantial incentives to full-time employees in financial sector to decrease their shirking situation and voluntary turnover rates. Raising total salary has largest impacts in the Credit departments of farmers' and fishermen' associations.

Keywords: *Wage Differential, Human Capital, Efficiency Wage, Compensation Wage Theory*