



國立臺灣大學管理學院財務金融學系暨研究所

碩士論文

Department of Finance

College of Management

National Taiwan University

Master Thesis

員工薪酬與公司的經營績效和市場績效之關聯性研究

Is Employee Compensation Related to Firms' Operating

Performance and Market Performance?

金宇祥

Yu-Hsiang Chin

指導教授：李存修 博士

Advisor : Dr. Lee, Tsun-Siou

中華民國 105 年 6 月

June 2016

臺灣大學 (碩) 博士學位論文  
口試委員會審定書



員工薪酬與公司的經營績效和市場績效之關聯性研究

Is Employee Compensation Related to Firms' Operating  
Performance and Market Performance?

本論文係金字祥君 (R03723052) 在國立臺灣大學財務  
金融學系完成之碩士學位論文，於民國 105 年 05 月 25 日承  
下列考試委員審查通過及口試及格，特此證明

口試委員：

李存修

(簽名)

(指導教授)

陳明賓

林姿婷

系主任 (所長)

張森林

(簽名)

## 誌謝辭

此篇論文代表著二年碩士生涯的一個里程碑，研究所訓練我們思考及看待事物的方法，從設立前提假設及檢定、提出自己的假說，再透過層層得推論去檢驗假說，進而得出結論，其實就是一套處理事務及論證的方法。非常感謝指導教授李存修老師，在撰寫論文的過程中給予我許多寶貴的建議，同時也感謝二位口試委員陳明賢及林姿婷老師，於百忙之中細心審查本論文並提供多項修正方向，使本研究能夠更加完備。

就讀台大財金所是我這生中做過最好的決定，在這裡我遇見許多溫暖又強大的朋友，大家一同學習、一同成長、一起嬉鬧，學習過程中或許遭遇挫折，但感謝各位總是不吝伸出援手，使我順利度過難關。

此外，也要感謝我的母親始終支持著我，讓我能夠無憂地專心學習，沒有她就沒有現在的我。最後，以柏拉圖的一句話自我勉勵

「成功的唯一秘訣就是堅持到最後一分鐘」

謹以本論文獻給所有關心我、協助我的人。

金宇祥 謹誌

臺灣大學財金所

2016年6月

## 摘要

本研究中使用常見的會計及市場指標衡量公司績效表現，探討基層員工薪酬和公司績效表現是否存在正向關係及遞延效果。考慮不同的員工薪酬水準衡量方式及異質變異、序列相關、橫斷面相依等統計問題後，研究結果顯示，會計績效指標和員工薪酬的關係不明確，無法推論薪酬和會計績效間具有正向關係或遞延效果。

然而，在市場績效指標中，不論是否處理相關統計問題，基層員工薪酬和公司的市場績效指標具有正向關係，且為正向的遞延效果。而市場績效指標同時反應了未來預期及股東的財富，因此本文認為股東相較於會計指標，應會更加重視市場績效指標，故提高基層員工薪酬能夠增進公司的股票價值，進而創造股東財富，達成員工及股東雙贏的局面。

關鍵詞：員工薪酬、公司績效表現、追蹤資料、Driscoll and Kraay estimator

## Abstract

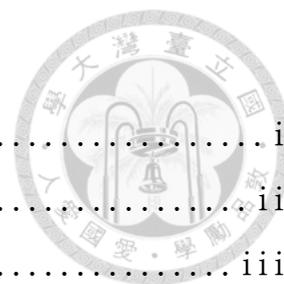


This paper uses both accounting and market indexes to measure firms' performance and study whether rank- and-file employee compensation has positive and time lag effect to performance. After considering heteroscedasticity 、 serial correlation and cross sectional dependence, no evidence shows there is a relationship between rank- and-file employee compensation and firms' performance in accounting measurement.

However, in the market indexes measurement, whether dealing with related statistic issues or not, evidence shows rank- and-file employee compensation has positive and time lag effect to performance. Shareholder should pay more attention to market indexes rather than accounting indexes because market indexes imply both future expectation and wealth of shareholder, while accounting does not. So raising rank- and-file employee compensation can improve value of firm and shareholders' wealth, making a win-win situation.

Key Word: employee compensation 、 firms' performance 、 panel data 、 Driscoll and Kraay estimator

## 目錄



口試委員會審定書.....	i
誌謝辭.....	ii
摘要.....	iii
英文摘要.....	iv
第一章 緒論.....	1
一、研究背景及動機.....	1
二、研究目的.....	3
三、研究流程.....	4
第二章 文獻探討.....	5
一、薪資定義.....	5
二、績效衡量.....	5
三、薪資與績效的關係.....	7
四、研究假說.....	10
第三章 研究方法.....	11
一、資料來源.....	11
二、變數定義.....	11
三、實證模型設定.....	15
第四章 實證結果.....	21
一、樣本一：2009-2014年，以基層員工薪酬占營收淨額比衡量.....	21
二、樣本二：2009-2013年，以基層員工年薪衡量.....	26
三、模型檢定.....	30
第五章 結論與建議.....	38
一、結論.....	38
二、研究限制與建議.....	39
參考文獻.....	40

## 圖目錄

圖 1 台灣每人每月薪資.....	1
圖 2 平均每人 GDP.....	2
圖 3 研究流程圖.....	4
圖 4 模型設定流程.....	19

## 表目錄

表 1 過往文獻績效衡量指標.....	6
表 2 不同效率工資理論模型.....	9
表 3 變數定義.....	14
表 4 樣本一敘述統計.....	21
表 5 樣本一實證結果.....	24
表 6 樣本二敘述統計.....	26
表 7 樣本二實證結果.....	29
表 8 模型檢定結果.....	31
表 9 不同估計法結果.....	32
表 10 樣本一 Driscoll and Kraay 法估計結果.....	34
表 11 樣本二 Driscoll and Kraay 法估計結果.....	36
表 12 樣本一結論.....	38
表 13 樣本二結論.....	38

# 第一章 緒論



## 一、研究背景及動機

近年台灣的低薪問題受到高度關注，2014 年 3 月中國時報之報導，前任台北市長郝龍斌「低薪是國恥」的言論更是引起多方討論。冰凍三尺非一日之寒，由下圖 1 可以看出台灣名目薪資成長自 2000 年開始趨緩，加計通貨膨脹影響後的實質薪資更是倒退回 2008 年的水準。但若對比近年台灣實質每人 GDP(圖 2)走勢將會發現，實質每人 GDP 依舊穩步上揚。換句話說，平均每人實質 GDP 成長但實質工資卻沒有增加，這暗示著絕大部分的受薪階級沒有享受到經濟成長的成果，反而與資本階級的所得差距逐年拉大，因此近 20 年來在台灣的工資停滯問題是一個所得分配問題(陳香如、郭哲璋，2014)。探究其背後原因，方俊德(2014) 利用台灣資料來做實證分析，認為全球化、金融化、高等教育擴張、就業市場環境等因素是造成台灣勞動生產力與實質薪資差異擴大之原因。

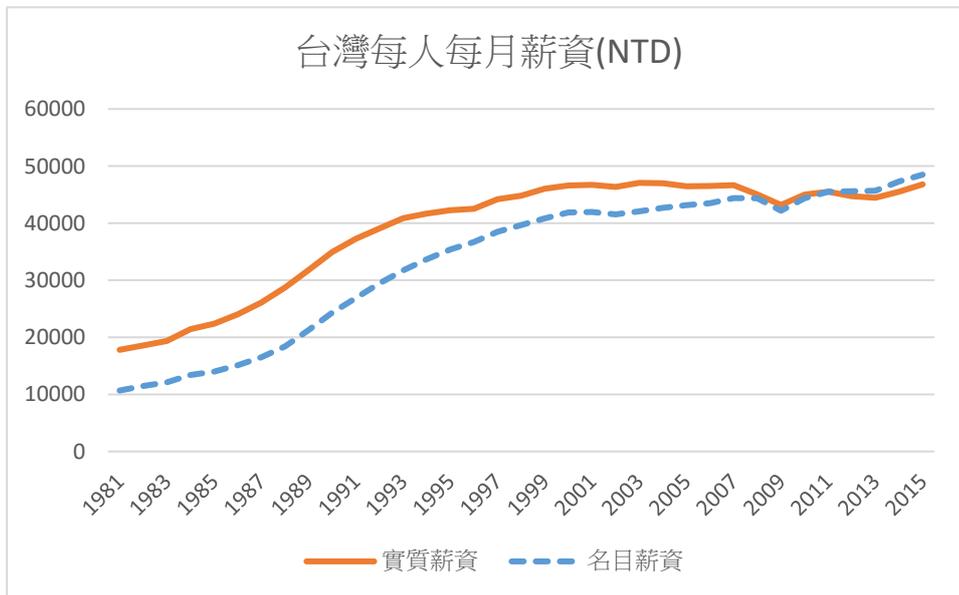


圖 1 台灣每人每月薪資

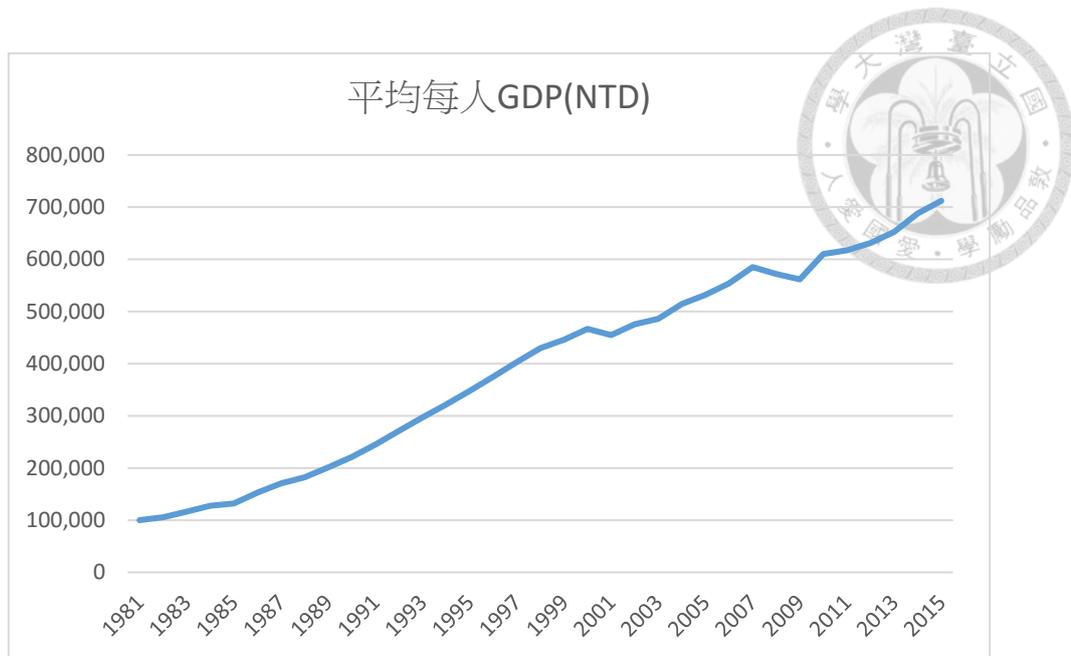


圖 2 平均每人 GDP

政府為回應這樣的狀態，曾多次進行基本工資調漲。2010 年基本工資為每月 17880 元，每小時 98 元，至 2015 年基本工資為每月 20008 元，每小時 120 元，累計漲幅分別為 11.9% 及 22.4%。但勞工團體指出，此基本工資依然過低，依據國際勞工組織的「最低工資精神」，提出「就業撫養比」及「勞動撫養比」2 項基本工資計算公式。採就業撫養精神試算，月薪應調漲至新台幣 2 萬 5997 元，時薪同步調升為 161 元，而採勞動力撫養精神，月薪應調漲至 2 萬 4934 元，時薪同步調升至 155 元。不過 2015 年因國內經濟情勢不佳，決議 2016 年不進行調整。

另外，2014 年 10 月 20 日，臺灣證券交易所公布「臺灣高薪 100 指數」成分股，希冀經由將發放員工薪酬較高的上市公司納入指數成分股，並將指數授權大型基金管理機構作為投資國內股市指標，或授權投信公司發行被動式投資商品，可引導資金投資發放薪酬較高之上市公司，鼓勵企業加薪、留住人才、善盡企業社會責任。同時政府也不斷進行道德勸說，呼籲企業加薪，並著手修定加薪四法，包括修正工廠法，要求工廠如有盈餘要與員工分享；修正勞基法，要求勞資雙方簽立、實施利潤分享計劃書，違者皆處以 50 萬元以上 500 萬元以下罰鍰；修正公司法，規定公司要分配盈餘，以及修正中小企業發展條例，未來企業加薪將可抵稅。



以上種種作為是否能夠扭轉台灣薪資普遍偏低的窘境尚待時間驗證，薪資乃企業為獲取利潤而支付給員工的成本。若是拉高薪資水準而獲利沒有同步增長，勢必衝擊企業獲利。而且薪資具有向下僵固性，一旦調升後便難以調降，也是造成企業調薪緩慢的可能原因。

過往學術上對於薪資的研究重點多有不同，有著重於高階經理人的薪酬結構設計，探討不同薪酬結構是否能夠提升公司財務績效；有探討這些擁有高薪的經理人是否對公司創造符合薪酬的貢獻，抑或只是坐領高薪的肥貓；對於員工薪資的研究，集中在薪資與員工生產力、工作滿意度及離職率的關聯性，研究提升薪資後員工生產力、對工作的滿意度是否提升，以及離職率是否下降。亦有研究組織內部薪資分配不均和公司績效之間關聯性。然而對於提升員工薪資是否能夠提升公司財務績效及資本市場報酬少有著墨。

過去企業多僅注重股東利益，以股東利潤最大化為目標，近年隨公司治理的理論演進，企業社會責任意識興起，企業開始關注其他利害關係人的利益，包含勞工權益、血汗工廠等議題。過去研究也顯示員工將薪資視為影響工作滿意度的重要因素(鍾振文，2003)，因此本研究的主要目的為，探討基層員工薪資與公司績效及資本市場報酬之間的關係。

## 二、研究目的

基於以上的研究背景，本文將針對基層員工薪資與公司財務績效表現及資本市場表現的相關性進行研究，本文主要的研究目的如下：

- (一) 探討員工薪資和公司績效的關係。即當企業提升薪資水準時，能否激勵員工使其有更佳的工作效率及產出，進而表現在企業財務指標及資本市場報酬率。
- (二) 員工薪資對企業績效表現是短期或長期影響。即當公司提升員工薪資水準時，對財務指標及資本市場報酬的影響是否有遞延效果。



### 三、研究流程

本研究流程分為緒論、文獻探討、研究方法、實證結果與分析、結論與建議等五個章節，各章節內容摘要如下：

#### 第一章 緒論

說明研究背景與動機、研究目的及研究流程

#### 第二章 文獻探討

從薪資定義、績效衡量、薪資與績效的關係等三個面向，探討過往國內外文獻，並依據文獻發展出研究假說

#### 第三章 研究方法

說明資料來源與樣本篩選過程、變數定義及衡量方法、實證模型設定及假設

#### 第四章 實證結果與分析

從敘述統計觀察本研究所搜集之資料特性是否符合模型假設，最後對實證結果進行分析與解釋

#### 第五章 結論與建議

根據實證結果作出研究結論，並說明本研究之限制及可供後續學者繼續研究的方向與建議

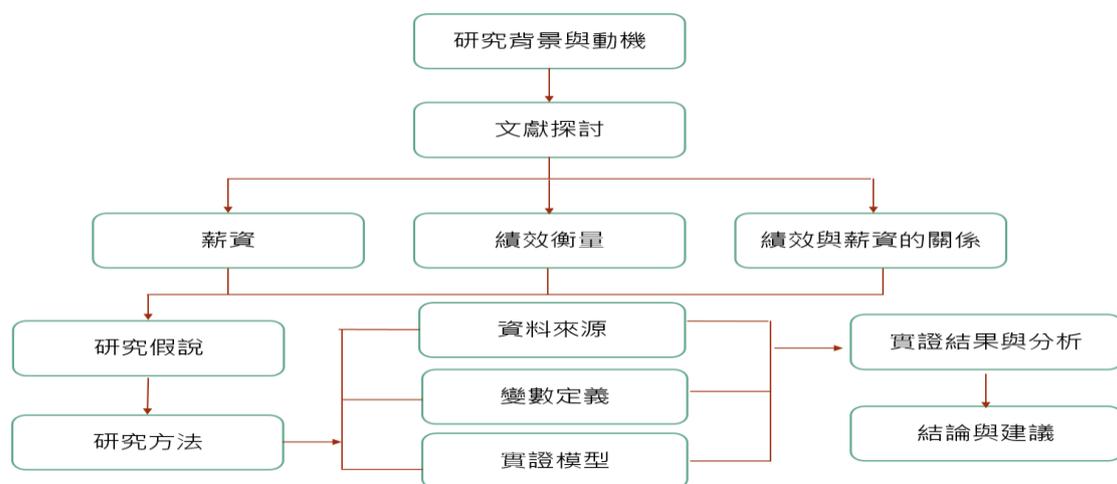


圖 3 研究流程圖

## 第二章 文獻探討



為了研究員工薪資與公司績效表現之間的關聯性，首先有三個問題必須釐清。(1)何謂薪資，其範圍及本質為何(2)如何衡量公司績效表現(3)薪資與公司績效表現是如何互相作用。之後再提出本文之研究假說

### 一、薪資定義

過往學者對於薪資的定義略有不同，Robbins (1982) 將報酬分為內在報酬與外在報酬兩類，內在報酬係指個人參與工作所獲得的滿足感、成就感等效用，包括彈性工作時間，工作內容豐化，而外在報酬則是指組織給予員工的一種有形的獎勵，其中外在報酬依其性質又可分為直接薪資、間接薪資及非財務性薪資三類。直接財務薪資為工資、獎金、利潤分享等；間接薪資為退休金計劃、購物折扣等；而非財務性薪資在於改善員工工作品質，如司機、專屬辦公室等。

Milkovich and Newman (1990) 認為薪資包括直接與間接的薪資，其中直接薪資包括底薪、加給、獎金等，間接薪資包括保險計劃、休假給付、公司福利等。而國內學者陳維鸚 (1992) 認為員工酬勞除了薪資的酬勞，尚包括公司為員工所投保的保險（勞保、團保、健康保險等），及發放股票、紅利、年終獎金、績效獎金、退休金制度及旅遊補助及非財務性福利（停車位供給、辦公室裝潢等）。諸承明 (1995) 將薪資定義為僱主交付給員工直接的、一般的、財務性的工作報酬，包括本薪、加班費、獎金、佣金、紅利及各種津貼。

### 二、績效衡量

衡量績效表現可從員工及企業二個面向切入，在員工的部分，過往探討此議題時多以生產函數作為衡量勞工生產力之依據，或以離職率、工作出席率、工作滿意度等指標衡量提升薪資對員工的影響。如 Sandeep (1994) 研究員工參與利潤分享計劃是否能提高生產力時，以生產函數估計員工生產力；Levine (1991) 以離



職率、出席率、員工滿意度衡量相對薪資水準對勞工的影響等。

在研究公司表現方面，常使用會計績效指標與市場績效指標來衡量，然而會計績效指標(ROE、ROA、EPS)當作衡量指標時，只能反映出公司經營的歷史資訊，與公司的未來相關性不高，但使用市場績效指標(Tobin' s Q、股票報酬率)做為衡量指標時，可以反映出公司未來的表現(Hoskisson et al., 1994、Keats and Hitt, 1988)。Hill et al. (1998)認為若以會計基礎衡量績效，將使管理者從事短期具有刺激績效的行動，而沒有考慮長期對企業的影響。但 Sloan(1993)指出，會計績效指標優於市場績效指標，原因在於股票價格並不完全由公司決定，尚有其他公司所不能控制的元素影響資本市場表現，如投資人情緒、總體經濟情勢等。另外， Holmstrom (1982)則提出的相對績效評估 (Relative Performance Evaluation, RPE)，透過 RPE 指標將競爭對手或同產業整體的績效水準納入考量，可以有效排除共同的不確定因素。

過往文獻中，各種績效衡量指標整理如下表：

表 1 過往文獻績效衡量指標

衡量主體	衡量指標	過往文獻
員工	生產函數	Sandeep(1994)
	離職率、工作出席率、工作滿意度	Levine(1991)
企業	會計指標(ROE、ROA、EPS)	Hill et al.(1998) Sloan(1993)
	市場績效指標(Tobin' s Q、股票報酬率)	Hoskisson et al.(1994) Keats and Hitt (1988)
	相對績效評估 (Relative Performance Evaluation, RPE)	Holmstrom(1982)



### 三、薪資與績效的關係

過去經濟學家在觀察失業率時發現市場中存在非自願性失業現象 (involuntary unemployment)。所謂非自願性失業是指，勞動市場中存在許多失業的勞工願意降低工資以獲得工作機會，但企業卻不願意降低薪資雇用這些失業勞工，從而使市場無法結清 (clear)。對傳統經濟學家而言，降低工資雇用勞工可節省成本最大化利潤，是符合經濟理性的行為，然為何企業拒絕此策略一直困擾著經濟學家。Robert Solow 於 1979 提出效率工資理論，為此領域開啓了新的一扇門。

效率工資理論認為，生產力會隨工資增加而提高，工資不僅是企業的一種勞動成本，同時也是勞動投入。因此企業在訂定工資時，應衡量不同工資水準下所對應的勞動成本及生產力，選擇可利潤極大的最適工資水準。而此最適工資水準可能比市場結清 (market clear) 下的均衡工資水準高，因此產生非自願性失業。

依效率工資理論模型的特性，主要可分成下列幾種 (Yellen, 1984)：

#### 1. 標準的效率工資模型 (standard or rudimentary efficiency wage models)

即 Solow (1979) 所提出的基本模型，此模型假設員工生產力會隨工資增加而提高，因此員工生產力與其所獲得的報酬呈正向關係，用以解釋為何在非自願性失業的環境下廠商不降薪增雇是符合其經濟理性的行為。以此模型為基礎之實證研究，多以生產力函數作為衡量績效之變數，如 Wadhvani and Wall (1991)、Levine (1992) 等。

#### 2. 偷懶模型或道德危機模型 (shirking models or moral hazard models)

不同於標準的效率工資模型直接假設員工生產力與報酬呈正向關係，偷懶模型內生化處理員工如何決定其努力程度。由於市場存在資訊不對稱的情況，雇主無法正確觀察到員工真正的努力程度，所以利用給付高於員工機會成本的工資的正面策略，配合開除被抓到偷懶的員工的負面措施，來誘導員工努力工作，因此

訊息不對稱是造成價格機能無法完全發揮以結清勞動市場的元凶。以此模型為基礎之實證研究，多以員工缺席率為主要應變數，如 Samuel (1981, 1983)、Guillermo (1979)、Eaton and White (1982)、Gintis and Tsuneo (1983)、Shapiro and Stiglitz (1982)，且因開除偷懶員工此項措施，多加入失業率作為控制變數。

### 3. 逆選擇模型 (adverse selection models)

與偷懶模型相同，逆選擇模型也認為訊息不對稱是造成市場機能無法完全發揮，而產生非自願性失業的罪魁禍首。但不同於偷懶模型聚焦於員工的偷懶問題上，逆選擇模型則強調雇主在勞工素質方面的訊息劣勢。由於無法正確觀察到員工真正的人力素質(hidden characteristics)，僅知高工資可雇用到高素質的員工，減薪則會使高素質的員工率先求去，所以為維持優秀的勞工素質，工資不會因有非自願性失業就持續下跌。實證研究參照 Wolpin(1975)、Feldstein and Wright (1976)等。

### 4. 離職成本模型 (turnover cost models)

不同於偷懶、逆選擇與互惠模型強調高工資帶給廠商高生產力與高收入的優點，離職成本模型強調高工資有降低勞動成本的好處，其原因是因為高工資可降低員工離職率，而節省招募與訓練等人事費用。所以為避免離職成本的膨脹，資方不會將工資一直壓低到等於員工的機會成本。實證研究如 Salop (1979)、Stiglitz (1974)等。

### 6. 互惠或投桃報李模型 (reciprocity or gift-exchange models)

Akerloaf(1982)提出互惠理論(gift exchange theory)，Rabin(1993)提出投桃報李模型(reciprocity theory)，不同於偷懶與逆選擇模型同時強調訊息不對稱的問題，此模型強調人有“有恩報恩，有仇報仇”的天性。高工資可誘發員工投桃報李的心態而提高生產力，減薪則會引發員工報復的心理而降低生產力，因此為避免減薪帶來的負面影響，工資不會因勞動市場有超額供給就持續下跌。以此模型為基礎之實證研究，多以實驗方式探討人類對於工資和工作努力程度間之



關係。如 Hannan(2005)、Kocher and Sutter (2007)、Charness et al.(2004)

### 5. 社會風俗模型 (social custom models)

不同於前述模型強調廠商的利潤動機，社會風俗模型強調非利潤動機的尊嚴或面子問題是價格機能失靈的原因。如果社會中存在一種信念認為市場工資必須高於員工的機會成本，那麼給付相當於員工機會成本工資水平的雇主，將會受到認同此理念的社會大眾責難，當此社會壓力夠大時，雇主為尊嚴或面子問題會願意放棄壓低工資所能帶來的利潤誘因，而支付員工高於其機會成本的工資，非自願性失業因此無法幸免。

不同模型除從不同角度解釋工資與績效的關係外，最主要的差異在於所採用的衡量變數不同，整理如表 2:

表 2 不同效率工資理論模型

模型	衡量變數	過去文獻
標準的效率工資模型	生產函數	Wadhvani and Wall (1991) Levine (1992)
偷懶或道德危機模型	出席率	Samuel (1981, 1983)、Guillermo (1979)、Eaton and White (1982)、Gintis and Tsuneo (1983)、Shapiro and Stiglitz (1982)
逆選擇模型	員工離職率	Wolpin(1975)、Feldstein and Wright (1976)
離職成本模型	員工離職率	Salop (1979)、Stiglitz (1974)
互惠或投桃報李模型	實驗經濟學	Hannan(2005)、Kocher and Sutter (2007)、Charness et al.(2004)



在過往的實證研究上，結果多如以上模型之預測，提升員工薪資可以提升員工生產力或降低離職率、缺席率等，但此衍生另一個重要議題，提升之生產力究竟是否能夠彌補薪資成本之提升？在 Levine(1992)的研究中，使用 1970-1985 年美國 250 間大型公司的資料，結果顯示雖然提升薪資使成本上升，但增加之生產力可以彌補此成本上升，因此提升薪資是符合產商極大化利潤的理性行為。

#### 四、研究假說

根據過去國外的文獻研究，歐美國家的實證結果多支持效率工資理論，指出當企業提升員工薪資時，能夠提升員工生產力，同時此生產力的提升大於薪資成本上升之幅度，因此可以增進企業績效表現。故本研究欲以公司的市場及會計財務指標衡量公司整體績效表現。同時過往文獻少有研究薪資之激勵效果是屬長期或短期之影響，即薪資激勵的遞延效果。故本研究除了檢驗台灣的薪資激勵效果外，欲檢驗薪資激勵的遞延效果，以下為本研究提出之假說：

##### 假說一

H0：薪資不具有激勵效果，不論長期或短期支付較高薪資不會對績效表現產生影響

H1：薪資具有激勵效果，不論長期或短期支付較高薪資會對績效表現產生正面影響

##### 假說二

H0：薪資與績效的關係不存在遞延效果

H1：薪資與績效的關係存在遞延效果

## 第三章 研究方法



### 一、資料來源

本研究主要變數為員工薪資，台灣自 2008 年起實施員工分紅費用化制度，為求衡量標準在不同時間點的一致性，因此需採用 2008 年之後的數據。又 2008 年適逢金融海嘯，考量其特殊性，故本研究資料取樣範圍自 2009 年開始。

研究樣本取自台灣新經濟日報(TEJ)所收錄之全體上市櫃公司合併財務報表數據，不含台灣存託憑證(TDR)及外國第一上市公司(F 股)。又因金融業不論產業性質及財報表現方式皆與其他產業有明顯不同，因此樣本中未選取金融業之上市櫃公司。

受限於合併財務報表中董監事資料的可取得性，及公司財務報表揭露透明度的差異，在剔除資料缺漏之樣本後，樣本為平衡資料(balance panel)並可分為二個部分：

樣本一. 僅涵蓋董監事總酬勞但無董監人數之樣本，期間為 2009 年至 2014 年，共 832 家公司

樣本二. 涵蓋董監人數之樣本，期間為 2009 年至 2013 年，共 763 家公司

### 二、變數定義

#### (一)員工薪酬水準

##### 1. 基層員工薪酬(Basewage)

過往對於薪資議題研究之文獻，多集中在探討不同薪資結構對員工及經理人的激勵效果，但本文主要研究目標是基層薪資總量對績效的影響，探討較高的員工薪資是否能夠提升企業績效表現，同時因資料可取得性，在此不特別區分員工固定薪及變動薪的薪資組成。此變數為樣本一中的主要解釋變數。

參考蔡秉翰(2014)、郭千鈺(2015)對員工薪資水準的定義，同時以主計處公佈 2010 為基期的 CPI 進行調整而得出實質工資水準，衡量方式如下：



$Basewaget = [(薪資合計 + 勞健保 + 退休金 + 伙食費 + 職工福利 + 其他用人費用 - 董監事薪資合計) / (營業收入淨額)] / CPI * 100$ 。t 表落後 t 年之薪酬。單位為百分比。

## 2. 基層員工平均薪酬(Avgwage)

考量不同公司員工人數差異巨大，因此以平均員工薪酬為變數來衡量每位員工之薪酬，同樣進行 CPI 調整。此變數為樣本二中的主要解釋變數，單位為千元，衡量方式如下：

$Avgwaget = [(薪資合計 + 勞健保 + 退休金 + 伙食費 + 職工福利 + 其他用人費用 - 董監事薪資合計) / (總員工人數 - 領酬董監事人數)] / CPI * 100$ 。t 表落後 t 年之平均年薪。

## (二) 企業績效指標

如前所述，會計及市場績效指標各有其優缺點，在此各取二個常見的衡量方式作為企業績效衡量的指標。

## 3. Tobin's q

Tobin's q 反應了公司市場價值對其資產重置成本的比率，可衡量資本市場對公司的評價，計算方式如下：

$Tobin's q = (股票的市值 + 長短期借款 + 特別股股本) / 資產總額$

## 4. 股價淨值比(PB)

實務上投資人常用股價淨值比(PB)或股價淨利比(PE)對公司進行估值，反應了投資人對於合理公司價值的判斷，本研究採用 PB 而非 PE 原因在於若公司虧損則無法計算 PE ratio，計算方式如下：

$PB = 股價 / 淨值$

## 5. 股東權益報酬率(ROE)

股東權益報酬率反映股東所獲得之利益，能廣泛衡量企業績效(劉美纓等, 2014)，考量業外損益對公司營運績效之偏誤，採用 TEJ 編製之"ROE(B)-



常續利益”，以百分比表示，計算方式如下

股東權益報酬率(ROE)=常續利益/平均股東權益帳面價值

#### 6. 資產報酬率(ROA)

為真實反應公司營運情況，採用 TEJ 編製之” ROA(C)稅前息前折舊前”，以百分比表示，計算方式如下，：

資產報酬率(ROA)=稅前息前折舊前常續性淨利/平均資產帳面價值

### (三)控制變數

#### 1. 公司規模(Size):

參考 Doğan (2013)，公司規模較大時，可在營運、行銷及財務等方面達到規模經濟，進而提升公司價值，將公司規模定義如下：

$Size = \ln(\text{營業收入淨額})$

#### 2. 負債比率(LEV)

若依代理理論，提高負債比率可以降低管理階層的代理問題，進行提升績效表現；但 Opler and Titman (1994)、González(2013)的研究顯示，負債比率過高，將會影響公司的資金運用，增加公司的破產成本，進而影響公司的績效表現，因此將負債比率納入作為控制變數，以百分比表示，計算方式如下：

$LEV = \text{負債總額} / \text{資產總額}$

#### 3. 研發費用率(RD)

黃雅苓(1999)指出，當企業研發支出高，表示企業經營重視長期發展，且會影響其生產力及績效，因此加入研發費用率作為控制變數，以百分比表示，計算方式如下

$RD = \text{研發費用} / \text{營收淨額}$

#### 4. 台灣 GDP 年成長率(GDP)



公司績效表現和台灣整體的經濟情況有關，因此在研究公司財務表現時，加入台灣實質 GDP 的年成長率作為控制變數。定義如下：

$$GDP=(GDP_t-GDP_{t-1})/GDP_{t-1}-1$$

#### 5. 加權指數年報酬率(Index)

Tobin' q 及 PB 為衡量股票市場的指標，而個別公司股價報酬率和整體大盤走勢具有相關性，因此加入作為控制變數。定義如下：

$$Index=(Index_t-Index_{t-1})/Index_{t-1}-1$$

各變數定義整理成表 3：

表 3 變數定義

員工薪酬水準		預期正負號
基層員工薪酬 (Basewage)	[(薪資合計+勞健保+退休金+伙食費+職工福利+其他用人費用-董監事薪資合計)/(營業收入淨額)]/CPI*100。t 表落後 t 年之薪酬。單位為百分比。	正號
基層員工平均薪酬(Avgwage)	[(薪資合計+勞健保+退休金+伙食費+職工福利+其他用人費用-董監事薪資合計)/(總員工人數-領酬董監事人數)]/CPI*100。t 表落後 t 年之平均年薪。	正號
企業績效指標		
Tobin' s q	(股票的市值+長短期借款+特別股股本)/資產總額	-
股價淨值比(PB)	股價/淨值	-
股東權益報酬率 (ROE)	常續利益/平均股東權益帳面價值	-

資產報酬率 (ROA)	稅前息前折舊前常續性淨利/平均資產帳面 價值	
控制變數		
公司規模(Size)	LN(營業收入淨額)	正號
負債比率(LEV)	負債總額/資產總額	- <sup>1</sup>
研發費用率(RD)	RD=研發費用/營收淨額	負號 <sup>2</sup>
台灣 GDP 年成長 率(GDP)	$GDP=(GDP_t-GDP_{t-1})/GDP_{t-1}-1$	正號
加權指數年報酬 率(Index)	$Index=(Index_t-Index_{t-1})/Index_{t-1}-1$	正號

### 三、實證模型設定

本文研究台灣上市櫃公司 2009 年至 2014 年間，薪資與績效的關聯性，資料類型為追蹤調查資料(panel data)。追蹤調查資料結合了時間序列(time serial)及橫斷面(cross sectional)的資料性質，可提供研究者較多的資訊。此外，追蹤調查資料能夠控制不隨時間改變(time-invariant)的個體效果(individual effect)及不隨個體改變(cross-invariant)的時間效果(time effect)，如果這些效果與解釋變數存在相關性而未被控制，將會造成解釋變數和殘差項相關，得到偏誤的參數估計。本研究中這些效果如公司文化、管理技巧等，難以被觀察及量化，因此必須透過追蹤調查資料的研究來控制這些變數。另外，因為追蹤調查資料同時含有橫斷面及時間序列的資料，可研究不同時點解釋變數與被解釋變數的關係，例如本研究中的薪資遞延效果。

<sup>1</sup> 不同學者對負債比率的影響解釋不同，在此不預設立場。

<sup>2</sup> 黃雅苓(1999)研究指出當期對績效為負向影響，但長期具有正向影響。



追蹤調查資料模型的一般式為：

$$Y_{i,t} = \alpha_{i,t} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{k,i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，

$i=1, 2, \dots, N$  家公司； $t=1, 2, \dots, T$  期； $k=1, 2, \dots, K$  個解釋變數； $\alpha$  是截距項

隨著對截距項的假設不同可分為三種估計方法：合併迴歸(pooled regression)、固定效果(fixed effect)和隨機效果(random effect)，分別介紹如下。

#### (一) 合併一般最小平方法(pooled ordinary least square)

假設個體效果及時間效果不存在，即 $\alpha_{i,t} = \alpha$ ，

$$Y_{i,t} = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{k,i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型假設與一般最小平方法相同；

若樣本內個體差距不顯著，則採用 pooled OLS 估計較佳，但就經濟直覺而言，跨公司間的個體差異，如公司文化、管理技巧等應有所不同，因此需考慮使用包含無法觀測變數影響的固定或隨機效果模型。

#### (二) 固定效果模型(fixed effect model)

此模型假設截距項中存在固定個體效果，方程式可表示成

$$Y_{i,t} = \sum_{i=1}^N \delta_i \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{k,i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中，

$\delta_i$  表個體效果之係數； $\alpha_i$  為個體之虛擬變數；



同時假設 $\varepsilon_{i,t}$ 為白噪音(white noise)，即殘差項不存在異質變異(heteroscedasticity)、序列相關(serial correlation)及橫斷面相依(cross sectional dependence)。此外，因為固定效果可從殘差項中分離，故若無法觀測的固定效果和解釋變數存在相關性，亦不違反嚴格外生的假設。

固定效果模型因為含有虛擬變數，所以又可稱作 least square dummy variable, LSDV 模型，但當個體數目或時間長度很大時，模型將使用太多虛擬變數，導致失去大量自由度，如同本研究的資料含有上百家公司，因此 LSDV 模型並不適用。本研究採用常見的 Within 估計法解決此問題，透過將資料扣除個體平均數(time demean)，藉此消除無法觀測的個體效果及避免產生過多的虛擬變數，即

$$(Y_{i,t} - \bar{Y}_{i.}) = \sum_{k=1}^K \beta_k (X_{i,t} - \bar{X}_{i.}) + (\varepsilon_{i,t} - \bar{\varepsilon}_{i.}) \quad (4)$$

其中，

$\bar{Y}_{i.}$ 、 $\bar{X}_{i.}$ 、 $\bar{\varepsilon}_{i.}$ 表各變數的組內平均

此種資料轉換方式的缺點在於，經過轉換後一些不隨時間改變的變數(如性別、種族等)將被消除，若這些變數為研究者所關注的變數，則此方法並不適用。然而在本研究中並無此問題。

一般判斷使用合併一般最小平方法或固定效果模型，通常使用 F 檢定來檢測 $\alpha_i$ 是否相等，即固定效果是否存在。若拒絕 $H_0$ 則固定效果模型較佳，反之則 pooled OLS 較佳。

### (三) 隨機效果模型(random effect model)

此模型假設無法觀測的效果為隨機變數，方程式可表示成

$$\alpha_i = \alpha_0 + c_i$$
$$c_i \sim i.i.d N(0, \sigma^2)$$

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{k,i,t} + c_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中，

$\alpha_0$ 表隨機效果的期望值； $c_i$ 表個體效果的隨機誤差



隨機效果和固定效果最大的差別在於是否假設無法觀測的個體效果和解釋變數有相關性，而不是該效果究竟是隨機或固定(Wooldridge, 2002, p288)。在隨機效果模型中，必須假設無法觀測的個體效果和解釋變數無相關。同時，隨機效果模型可以將不隨時間變化的變數納入解釋變數研究。

在估計上，隨機效果模型採用GLS或FGLS估計法，而判斷使用合併一般最小平方法或隨機效果模型，通常使用Lagrange multiplier (LM) test (Breusch and Pagan, 1980)。  $H_0: \sigma_c^2=0$ ，若是拒絕 $H_0$  則隨機效果模型較佳，反之則合併一般最小平方法較佳。

既然固定效果及隨機效果模型最大的差異在於無法觀測的個體效果和解釋變數是否相關，Hausman (1978)提出Hausman test 來檢定此假設，虛無假設 $H_0: cov(\alpha_i, x_i)=0$ 。若個體效果和解釋變數不相關，隨機效果及固定效果模型兩者皆有一致性，但隨機效果模型較有效率性；若個體效果和解釋變數相關，以隨機效果估計的係數會產生不一致性。因此當拒絕 $H_0$  時則固定效果模型較佳，反之則隨機效果模型較佳。

綜合以上所述，模型設定流程可表示成圖4

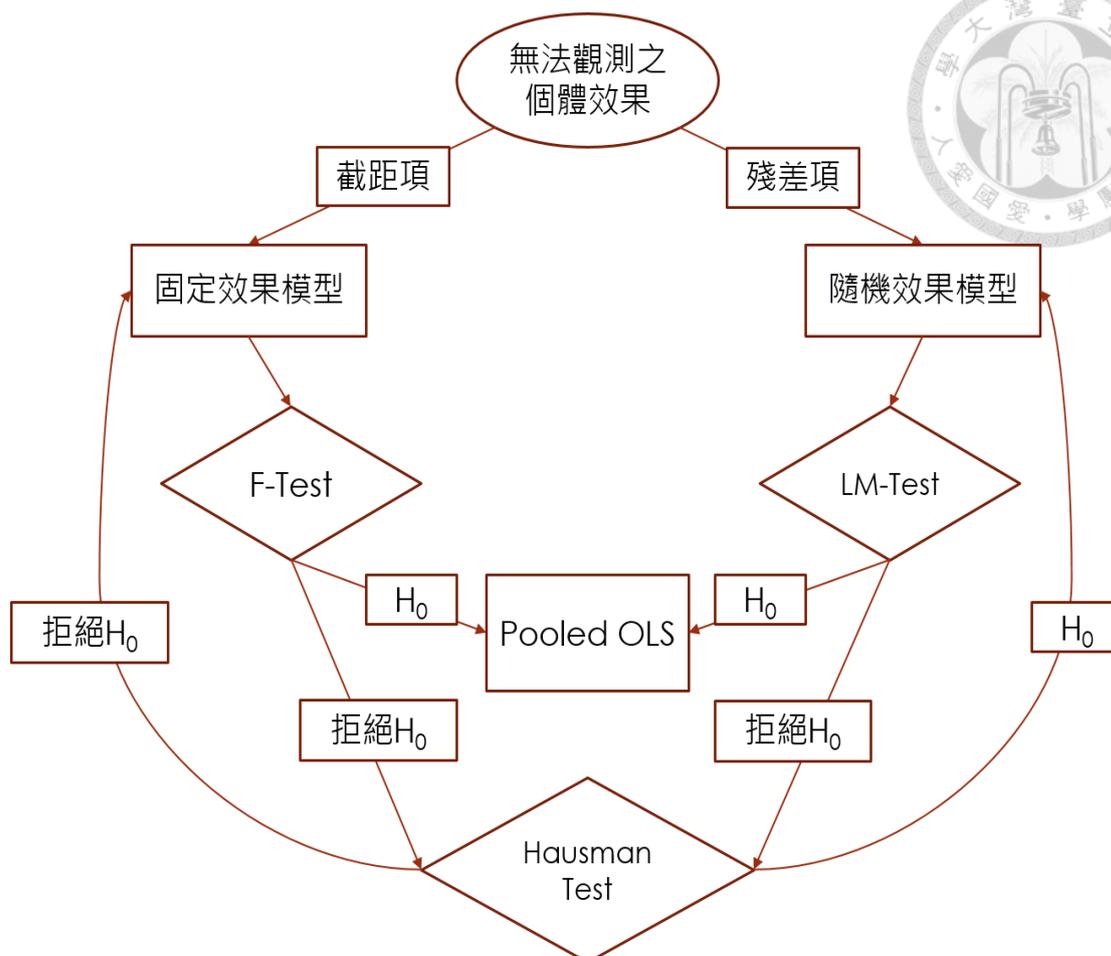


圖 4 模型設定流程

若是認為無法觀測的個體效果存在截距項中，使用固定效果模型並以 F-Test 測試，若拒絕  $H_0$  則固定效果模型較佳，反之則 pooled OLS 較佳；若是認為無法觀測的個體效果存在殘差項中，使用隨機效果模型並以 LM-Test 測試，若拒絕  $H_0$  則隨機效果模型較佳，反之則 pooled OLS 較佳；若固定效果及隨機效果皆拒絕  $H_0$  則進行 Hausman Test，拒絕  $H_0$  則固定效果模型較佳，反之則隨機效果模型較佳。

從經濟直覺而言，無法觀測的個體效果如公司文化、管理技巧等，難以假設其和員工薪酬無相關。同時根據以上流程進行模型選擇，Hausman Test 顯著拒絕  $H_0$ ，因此使用固定效果模型不論從經濟意義及統計上來說皆是合理的選擇。



最後本研究以固定效果模型並將資料 demean 後進行實證，以不同公司績效衡量指標作為被解釋變數，加入控制變數後與員工薪資進行迴歸，並考慮薪酬的遞延效果，方程式如下：

$$Y_{i,t} = \sum_{k=1}^K \beta_k X_{k,i,t} + \sum_{t=1}^T \beta_t LWage_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中，

$i=1, 2, \dots, N$  家公司

$k=1, 2, \dots, K$  個解釋變數

$t=1, 2, \dots, T$  期

L 為 lag operator

## 第四章 實證結果

本章首先由敘述統計觀察樣本資料特性，探討可能存在的統計問題並提出解決方法，最後得出本研究之實證結果。

### 一、樣本一：2009-2014 年，以基層員工薪酬占營收淨額比衡量

#### (一)敘述統計

表 4 樣本一敘述統計

<i>Variable</i>		<i>Mean</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>Observations</i>
<i>tobinsq</i>	overall	1.182	0.754	0.210	8.850	N = 4992
	between		0.601	0.395	4.803	n = 832
	within		0.457	-1.206	7.504	T = 6
<i>pb</i>	overall	1.702	1.344	0.120	34.150	N = 4992
	between		0.989	0.455	9.932	n = 832
	within		0.910	-5.995	26.675	T = 6
<i>roa</i>	overall	8.867	9.459	-66.520	58.820	N = 4992
	between		7.851	-44.907	35.568	n = 832
	within		5.281	-40.738	63.254	T = 6
<i>roe</i>	overall	4.597	17.404	-293.020	155.400	N = 4992
	between		13.054	-98.118	38.920	n = 832
	within		11.517	-242.631	205.789	T = 6
<i>basewage</i>	overall	16.315	11.448	0.076	179.210	N = 4992
	between		10.457	0.673	88.363	n = 832
	within		4.670	-28.315	108.487	T = 6
<i>basewage1</i>	overall	15.978	10.954	0.076	152.065	N = 4160
	between		10.164	0.697	81.641	n = 832
	within		4.096	-30.357	106.445	T = 5
<i>basewage2</i>	overall	15.623	10.759	0.076	152.065	N = 3328
	between		10.068	0.664	84.626	n = 832
	within		3.803	-34.772	102.030	T = 4
<i>basewage3</i>	overall	15.235	10.216	0.076	98.439	N = 2496
	between		9.811	0.598	75.635	n = 832
	within		2.863	-12.632	48.689	T = 3
<i>basewage4</i>	overall	14.966	9.985	0.531	98.439	N = 1664
	between		9.689	0.579	76.854	n = 832
	within		2.424	-10.259	40.192	T = 2

<i>basewage5</i>	overall	15.313	10.009	0.627	85.281	N = 832
	between		10.009	0.627	85.281	n = 832
	within		0.000	15.313	15.313	T = 1
<i>size</i>	overall	15.137	1.572	10.187	22.161	N = 4992
	between		1.549	10.587	21.921	n = 832
	within		0.270	12.684	16.840	T = 6
<i>rd</i>	overall	5.147	10.293	0.000	290.284	N = 4992
	between		9.453	0.015	156.231	n = 832
	within		4.084	-100.476	139.199	T = 6
<i>lev</i>	overall	39.303	16.721	1.680	98.210	N = 4992
	between		15.473	3.490	89.910	n = 832
	within		6.355	-1.589	81.943	T = 6
<i>index</i>	overall	15.923	30.117	-21.181	78.343	N = 4992
	between		0.000	15.923	15.923	n = 832
	within		30.117	-21.181	78.343	T = 6
<i>gpd</i>	overall	3.507	3.665	-1.570	10.630	N = 4992
	between		0.000	3.507	3.507	n = 832
	within		3.665	-1.570	10.630	T = 6

樣本一中除了薪資的落後項外，其餘變數皆含有 832 家公司 6 年期的資料。表中 overall 代表考慮所有樣本、within 為組內樣本、between 為組間樣本。進行標準差及最大、最小值的計算時，進一步將全體樣本分解為二個部份，

$$\underbrace{(x_{i,t} - \bar{x})}_{overall} = \underbrace{\bar{x}_i}_{between} + \underbrace{(x_{i,t} - \bar{x}_i + \bar{x})}_{within} \quad (7)$$

其中， $\bar{x}_i$  為組內平均； $\bar{x}$  為全體樣本平均；

因此，在 within 的最小值代表樣本偏離個體平均的程度

樣本一的資料中，Tobins' Q 平均為 1.82 倍；PB 為 1.72 倍；ROA 及 ROE 分別為 8.87%、4.6%；基層員工薪酬平均占比為 16.32%；跨公司及時間(overall)來看，各項變數的全距及標準差頗大，再為從個體間差異(between)及個體自我差異(within)觀察，個體間的變異程度較大，而個體自我差異則相對較小，此也符



合固定效果模型的假設。

在工資的落後項中，每落後一期觀測值就減少 832 筆，為保持在平衡資料 (balance panel) 類型下，權衡時間長度及資料筆數，之後實證模型將不採用 *basewage4*、*basewage5*；

加權指數報酬率 (*index*) 及 GDP 成長率不隨個體而有不同，因此可以看到 *between* 的標準差為 0，6 年的簡單平均分為別 15.92%、3.5%。

在樣本一下，實證模型為

$$\begin{aligned} \text{tobinsq}_{i,t} = & \beta_1 \text{basewage} + \beta_2 \text{basewage}_1 + \beta_3 \text{basewage}_2 + \\ & \beta_4 \text{basewage}_3 + \beta_5 \text{size} + \beta_6 \text{rd} + \beta_7 \text{lev} + \beta_8 \text{index} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \text{pb}_{i,t} = & \beta_1 \text{basewage} + \beta_2 \text{basewage}_1 + \beta_3 \text{basewage}_2 + \beta_4 \text{basewage}_3 + \\ & \beta_5 \text{size} + \beta_6 \text{rd} + \beta_7 \text{lev} + \beta_8 \text{index} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \text{roa}_{i,t} = & \beta_1 \text{basewage} + \beta_2 \text{basewage}_1 + \beta_3 \text{basewage}_2 + \\ & \beta_4 \text{basewage}_3 + \beta_5 \text{size} + \beta_6 \text{rd} + \beta_7 \text{lev} + \beta_8 \text{gdp} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \text{roe}_{i,t} = & \beta_1 \text{basewage} + \beta_2 \text{basewage}_1 + \beta_3 \text{basewage}_2 + \\ & \beta_4 \text{basewage}_3 + \beta_5 \text{size} + \beta_6 \text{rd} + \beta_7 \text{lev} + \beta_8 \text{gdp} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (11)$$

以上四條迴歸式除了被解釋變數不同外，在市場績效指標的控制項加入加權指數報酬率；在會計績效指標的控制項加入 GDP 成長率。

(二)實證結果



表 5 樣本一實證結果

	tobinsq	pb	roa	roe
basewage	0.00773*** (3.24)	0.0141** (2.33)	-0.0222 (-0.89)	-0.378*** (-4.78)
basewage1	0.00505** (2.29)	0.0275*** (4.93)	0.0621*** (2.73)	-0.0265 (-0.36)
basewage2	0.0155*** (6.59)	0.0206*** (3.46)	0.0529** (2.13)	0.00321 (0.04)
basewage3	0.00666** (2.34)	0.0333*** (4.63)	0.0181 (0.63)	-0.0699 (-0.76)
size	0.334*** (6.60)	0.449*** (3.49)	8.926*** (17.12)	16.84*** (10.12)
rd	-0.000822 (-0.40)	0.00526 (1.02)	-0.0556*** (-2.71)	-0.0102 (-0.16)
lev	-0.000346 (-0.21)	0.0384*** (9.44)	-0.209*** (-12.84)	-0.752*** (-14.49)
index	0.0149*** (3.16)	0.0240** (2.01)		
gdp			0.319*** (3.26)	0.942*** (3.02)
_cons	-4.632*** (-5.71)	-8.486*** (-4.13)	-121.1*** (-14.65)	-215.9*** (-8.19)
<i>N</i>	2496	2496	2496	2496
<i>F</i> ( 8, 1656)	11.67	19.17	84.54	61.69
<i>Model</i>	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.8269	0.7376	0.8893	0.7306
adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.739	0.605	0.833	0.594
Within <i>R</i> <sup>2</sup>	0.0534	0.0848	0.2900	0.2296

括號中為 *t* 統計量

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

表 5 結果可以看到，在市場績效指標方面，當 basewage 增加 1%時，tobinsq 及 PB 分別增加 0.7%、1%，顯示當期基層薪酬和市場績效存在正向關係；再從工資



落後項觀察，落後一期工資增加 1%，tobinsq 及 PB 分別增加 0.5%、2%。類似的結果亦在其他落後期中出現，表示基層薪酬和市場績效不僅存在正向關係，亦存在工資的遞延效果。

會計績效指標中，當 *basewage* 增加 1% 時，ROA 減少 0.02%，然而係數並不顯著。不過在落後一、二期中，若基層薪酬增加 1%，ROA 將分別增加 0.062%、0.053%，且係數顯著，表示存在工資的遞延效果；ROE 方面，*basewage* 增加 1%，顯著使 ROE 下降 0.38%，在落後項中，工資和 ROE 關係有正有負，然而係數並不顯著。

綜合以上我們可以發現，以市場績效指標衡量時，可以推論工資和績效表現具有正向相關，同時亦存在工資的遞延效果。但在會計指標中，ROE 和當期工資顯著負相關，ROA 和工資存在遞延效果，可能原因在於會計指標反應公司過去而非未來的表現，當期增加薪資使成本上升，衝擊當期財務表現，而隨時間推進，提高工資的激勵效果才逐漸在財務報表中顯現。

控制變數中，公司規模如預期和公司績效呈現正向相關，當規模越大時，公司可享有規模經濟進而改善公司績效；研發費用在 ROA 中呈現顯著負相關，和黃雅苓(1999)的研究結果相同<sup>3</sup>。槓桿比例在 ROA、ROE 等會計指標中顯著負相關，符合 González(2013)的研究，然而在 PB 中顯著正相關，可能顯示市場投資人相較於破產成本，更加關注公司的代理問題；GDP 及大盤報酬率則如我們預測，和績效指標呈顯著正相關。

另外需特別說明的是， $R^2$ 、 $\text{adj. } R^2$  代表若將個別公司的虛擬變數加入模型中，即考慮每家公司不同的個體效果下所計算出來的模型解釋力； $\text{within } R^2$  則是經過 *demean* 後，不考慮每家公司的個體效果下計算出的模型解釋力，然而兩種處理方式並不影響迴歸係數。從表中可以看出  $\text{adj. } R^2$  和  $\text{within } R^2$  相差非常大，也說明個體效果存在。

<sup>3</sup> 本文亦有對研發費用落後項進行迴歸，結果仍呈現顯著負相關，可能原因在於時間長度不足。黃雅苓(1999)的研究中顯示研發費用具有 5 年的時間落差。

一般以 within  $R^2$  作為固定效果模型的配適度，過往實證研究上追蹤調查資料的模型配適度通常較單純時間序列資料低，本研究之 within  $R^2$  約在 10%-20%，然而本研究欲檢驗薪酬及績效間之關係，並不以預測為目的，因此 within  $R^2$  偏低尚可接受。

## 二、樣本二:2009-2013 年，以基層員工年薪衡量

### (一)敘述統計

表 6 樣本二敘述統計

<i>Variable</i>		<i>Mean</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>Observations</i>
<i>tobinsq</i>	overall	1.145	0.708	0.210	7.820	N = 3815
	between		0.573	0.382	4.918	n = 763
	within		0.416	-1.211	5.379	T = 5
<i>pb</i>	overall	1.656	1.266	0.120	34.150	N = 3815
	between		0.962	0.418	10.070	n = 763
	within		0.824	-6.934	25.736	T = 5
<i>roa</i>	overall	8.730	9.275	-66.520	58.820	N = 3815
	between		7.725	-47.142	35.652	n = 763
	within		5.141	-40.236	59.452	T = 5
<i>roe</i>	overall	4.617	16.553	-293.020	155.400	N = 3815
	between		12.868	-87.594	39.046	n = 763
	within		10.421	-210.847	237.573	T = 5
<i>avgwage</i>	overall	600.220	414.931	58.160	4829.257	N = 3815
	between		394.014	104.870	3125.235	n = 763
	within		130.703	-518.949	3113.667	T = 5
<i>avgwage1</i>	overall	589.039	408.462	58.160	4829.257	N = 3052
	between		394.465	104.345	3137.404	n = 763
	within		106.733	-514.392	2280.892	T = 4
<i>avgwage2</i>	overall	584.872	415.301	58.160	4829.257	N = 2289
	between		403.124	100.777	3462.631	n = 763
	within		100.537	-654.660	1951.498	T = 3

<i>avgwage3</i>	overall	578.264	430.775	93.015	4829.257	N = 1526
	between		421.295	99.473	4082.397	n = 763
	within		90.523	-483.180	1639.708	T = 2
<i>avgwage4</i>	overall	566.478	442.844	102.615	4829.257	N = 763
	between		442.844	102.615	4829.257	n = 763
	within		0.000	566.478	566.478	T = 1
<i>size</i>	overall	15.220	1.544	10.431	22.098	N = 3815
	between		1.526	11.065	21.872	n = 763
	within		0.245	13.165	16.815	T = 5
<i>rd</i>	overall	0.049	0.095	0.000	2.103	N = 3815
	between		0.088	0.000	1.294	n = 763
	within		0.036	-0.739	1.137	T = 5
<i>lev</i>	overall	40.083	16.202	1.680	98.210	N = 3815
	between		15.182	3.844	90.870	n = 763
	within		5.680	7.299	67.573	T = 5
<i>gdp</i>	overall	3.424	4.010	-1.570	10.630	N = 3815
	between		0.000	3.424	3.424	n = 763
	within		4.010	-1.570	10.630	T = 5
<i>index</i>	overall	17.492	32.768	-21.181	78.343	N = 3815
	between		0.000	17.492	17.492	n = 763
	within		32.768	-21.181	78.343	T = 5

樣本一中透過員工薪酬占營收淨額來衡量員工薪酬，樣本二則透過平均基層員工薪酬來衡量，相較於樣本一，員工每人年薪的衡量方式更為直覺。如前所述，因資料的可取得性，樣本二的資料數量略少於樣本一，除了薪資的落後項外，其餘變數皆含有 763 家公司 5 年期的資料。

樣本二的資料中，Tobins' Q 平均為 1.14 倍；PB 為 1.65 倍；ROA 及 ROE 分別為 8.73%、4.6%；平均基層員工年薪 60 萬；如同樣本一，樣本二中個體間變異程度較大，而個體的自我差異則相對較小。

在工資的落後項中，每落後一期觀測值就減少 763 筆，同樣為保持在平衡資料類型下，權衡時間長度及資料筆數，之後實證模型將不採用 *avgwage3*、*avgwage4*；加權指數報酬率(*index*)及 GPD 成長率 5 年的簡單平均分分別為 17.5%、3.42%。

在樣本二下，實證模型為



$$tobinsq_{i,t} = \beta_1 avgwage + \beta_2 avgwage_1 + \beta_3 avgwage_2 + \beta_4 size + \beta_5 rd + \beta_6 lev + \beta_7 index + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

$$pb_{i,t} = \beta_1 avgwage + \beta_2 avgwage_1 + \beta_3 avgwage_2 + \beta_4 size + \beta_5 rd + \beta_6 lev + \beta_7 index + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

$$roa_{i,t} = \beta_1 avgwage + \beta_2 avgwage_1 + \beta_3 avgwage_2 + \beta_4 size + \beta_5 rd + \beta_6 lev + \beta_7 gdp + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

$$roe_{i,t} = \beta_1 avgwage + \beta_2 avgwage_1 + \beta_3 avgwage_2 + \beta_4 size + \beta_5 rd + \beta_6 lev + \beta_7 gdp + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

以上四條迴歸式除將員工薪酬衡量方式由營收占比換成每人平均年薪外，其餘設定和樣本一相同。

(二)實證結果



表 7 樣本二實證結果

	tobinsq	pb	roa	roe
avgwage	0.000172*** (2.93)	0.000285* (1.82)	0.00129 (1.59)	0.00169 (0.78)
avgwage1	0.0000639 (0.82)	0.000128 (0.62)	-0.000713 (-0.66)	-0.00162 (-0.56)
avgwage2	0.000103 (1.57)	0.000172 (0.98)	0.000814 (0.89)	0.00160 (0.65)
size	0.231*** (5.34)	0.220* (1.90)	8.432*** (14.02)	17.91*** (11.11)
rd	-0.378 (-1.63)	-0.436 (-0.70)	-24.00*** (-7.41)	-51.07*** (-5.88)
lev	-0.00108 (-0.71)	0.0189*** (4.65)	-0.211*** (-9.95)	-0.562*** (-9.88)
index	0.00518*** (11.44)	0.00928*** (7.67)		
gdp			0.180 (1.51)	0.196 (0.62)
_cons	-2.652*** (-4.04)	-3.007* (-1.72)	-112.2*** (-12.34)	-245.6*** (-10.08)
<i>N</i>	2289	2289	2289	2289
<i>F</i> ( 7, 1519)	26.68	14.48	61.60	42.47
<i>Model</i>	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.831	0.718	0.850	0.712
adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.745	0.575	0.775	0.567
Within <i>R</i> <sup>2</sup>	0.1095	0.0625	0.2211	0.1637

括號內為 *t* 統計量

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

表 7 的結果可以看到，在市場績效指標方面，當平均年薪增加 1 千元時，tobinsq 及 PB 分別增加 0.01%、0.02%，增幅相較於樣本一的結果微小許多。就經濟直覺而言，年薪增加 1 千元對大部份人來說沒有什麼經濟上的意義，所以激勵效果較小也屬合理。同時其係數顯著，顯示基層薪酬和市場績效存在正向關係；

然而再從工資落後項觀察，落後期工資係數在 tobinsq 及 PB 雖皆為正但不顯著。

會計績效指標中，當平均年薪增加 1 千元，ROA、ROE 分別增加 0.0012%、0.0017%，然而係數並不顯著。在落後期中，平均年薪和 ROA、ROE 的關係有正有負，然而係數皆不顯著。

綜合以上結果，以市場績效指標衡量時，可以推論工資和績效表現具有正向關係，但無法推論存在工資的遞延效果；在會計指標中，工資相關變數皆不顯著，無法推論工資和績效有相關。控制變數結果則大致和樣本一相同，不在此贅述。

### 三、模型檢定

如前述，固定效果模型假設殘差項不存在異質變異(heteroscedasticity)、序列相關(serial correlation)及橫斷面相依(cross sectional dependence)，以下將分別探討。

#### (一)異質變異

在 panel data 中，異質變異是指個體間殘差項的變異數不相等，即

$$\sigma_{i,t} \neq \sigma_{j,t} \quad (16)$$

若資料出現此現象，雖然估計係數依然有不偏及一致性，但不具有效率性。從經濟直覺而言，個體存在差異性，因此難以假設每家公司的變異數相等。在此使用 modified Wald statistic(Greene 2000, p324)進行檢定。若資料有異質變異問題，本研究採用 Huber (1967) and White(1980) 發展出的 sandwich estimator of variance 進行處理。

#### (二)序列相關

序列相關是指殘差項與殘差項的落後期具有相關性，即

$$E(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,s} | x_{i1}, \dots, x_{iT}) \neq 0, \text{ for } t \neq s \quad (17)$$

若資料具有序列相關，雖然估計係數依然有不偏及一致性，但不具有效率性。就經濟直覺而言，公司的營運策略、獲利模式等可能具有一致性，因此可能產生序列相關的問題。在此使用Wooldridge(2002)提出的Wooldridge test。若有序列相關則可利用群集(cluster)處理(Huber, 1967; Rogers, 1993)。同時因為群集方法隱含異質變異，因此可同時調整異質變異及序列相關。

### (三)橫斷面相依

橫斷面相依是指不同個體間存在相關性，即

$$\text{Cor}(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{j,t} | x_{i1}, \dots, x_{iT}) \neq 0, \text{ for } i \neq j \quad (18)$$

就經濟直覺而言，廠商的上下游或競爭關係、法規變動等，可能使個體間存在相關性。在此採用Pesaran (2004)發展出適用於個體數目相對於時間長度很大的cross sectional dependence test (CD test)檢定。若有橫斷面相依問題，本研究採用Driscoll and Kraay (1998)提出的估計方法。此種估計方法可同時允許異質變異、序列相關及橫斷面相依。

以上異質變異、序列相關、橫斷面相依皆不會影響估計式的不偏性，但會影響效率性，表8整理出不同模型及樣本下的模型檢定結果。

表 8 模型檢定結果

	樣本一			樣本二		
	異質變異	序列相關	橫斷面相依	異質變異	序列相關	橫斷面相依
Tobinsq	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Pb	✓	✓	✓	✓		✓
Roa	✓	✓	✓	✓	✓	✓
roe	✓	✓	✓	✓		✓

結果顯示，除了樣本二的pb和roe迴歸式外，在不同樣本及模型中皆有異質變異、



序列相關、橫斷面相依的情況。

表9以樣本一中tobinsq迴歸式為例，呈現不同估計法的結果

表 9 不同估計法結果

Adjust for	No adjust	異質變異	異質變異及序列 相關	異質變異、序列相 關及橫斷面相依
	tobinsq	tobinsq	tobinsq	tobinsq
basewage	0.00773*** (3.24)	0.00773** (1.99)	0.00773* (1.69)	0.00773 (1.76)
basewage1	0.00505** (2.29)	0.00505 (1.05)	0.00505 (0.92)	0.00505* (3.68)
basewage2	0.0155*** (6.59)	0.0155*** (3.21)	0.0155*** (2.69)	0.0155*** (19.14)
basewage3	0.00666** (2.34)	0.00666 (1.29)	0.00666 (1.24)	0.00666* (5.13)
size	0.334*** (6.60)	0.334*** (4.27)	0.334*** (3.23)	0.334* (4.59)
rd	-0.000822 (-0.40)	-0.000822 (-0.40)	-0.000822 (-0.34)	-0.000822 (-0.75)
lev	-0.000346 (-0.21)	-0.000346 (-0.13)	-0.000346 (-0.10)	-0.000346 (-0.28)
index	0.0149*** (3.16)	0.0149*** (3.28)	0.0149*** (3.05)	0.0149 (0.92)
_cons	-4.632*** (-5.71)	-4.632*** (-3.77)	-4.632*** (-2.84)	-4.632 (-3.47)
<i>N</i>	2496	2496	2496	2496
<i>F</i> (,) <sup>4</sup>	11.67	5.95	3.68	321.44
<i>model</i>	(0.0000)	(0.0000)	(0.0003)	(0.0031)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.827	0.827	0.827	0.827
adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.739	0.739	0.739	0.739
<i>Within R</i> <sup>2</sup>	0.053	0.053	0.053	0.053

括號內為*t*統計量

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

首先從表9可以看到，不同估計法不影響迴歸係數、 $R^2$ 、adj.  $R^2$ 、*Within R*<sup>2</sup>。basewage

<sup>4</sup>不同估計法自由度不同，由左至右分別為  $F(8,1656) = 11.67$ ； $F(8,1656) = 5.95$ ； $F(8, 831) = 3.68$ ； $F(8,2) = 321.44$

在不考慮橫斷面相依下顯著，若考慮則變為不顯著；basewage1及basewage3在同時考慮異質變異、序列相關、橫斷面相依下仍然顯著；basewage2則在所有情況下皆為顯著。綜合以上，我們可推論薪酬存在正向的遞延效果，即薪酬和市場績效表現存在正向關係，但此正向關係並非在當期顯現。控制變數方面結果除index變為不顯著外，其他結果和之前模型大致相同。

雖然樣本二的pb和roe迴歸式中沒有呈現序列相關，但Driscoll and Kraay estimator不論是否有序列相關皆可處理，故將樣本一、二中所有迴歸式以Driscoll and Kraay法估計，結果整理成表10、表11。

(四)Driscoll and Kraay法估計結果

1. 樣本一



表 10 樣本一 Driscoll and Kraay 法估計結果

	tobinsq	pb	roa	roe
basewage	0.00773 (1.76)	0.0141 (2.24)	-0.0222*** (-14.91)	-0.378** (-9.04)
basewage1	0.00505* (3.68)	0.0275** (6.64)	0.0621 (2.95)	-0.0265 (-1.10)
basewage2	0.0155*** (19.14)	0.0206** (7.51)	0.0529* (5.04)	0.00321 (0.12)
basewage3	0.00666* (5.13)	0.0333** (5.63)	0.0181 (0.48)	-0.0699 (-1.90)
size	0.334* (4.59)	0.449* (3.84)	8.926*** (17.70)	16.84*** (20.07)
rd	-0.000822 (-0.75)	0.00526*** (20.68)	-0.0556* (-4.22)	-0.0102 (-0.16)
lev	-0.000346 (-0.28)	0.0384** (6.99)	-0.209** (-9.71)	-0.752*** (-15.15)
index	0.0149 (0.92)	0.0240 (0.94)		
gdp			0.319 (3.39)	0.942 (3.22)
_cons	-4.632 (-3.47)	-8.486* (-4.48)	-121.1*** (-16.44)	-215.9*** (-15.48)
<i>N</i>	2496	2496	2496	2496
<i>F</i> ( 8, 2)	321.44	Large	148.16	340.45
<i>model</i>	(0.0031)	(0.0000)	(0.0067)	(0.0029)
within $R^2$	0.0534	0.0848	0.2900	0.2296

括號內為*t*統計量

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

PB在Driscoll and Kraay estimator估計法下結果大致和tobinsq呈現出的結論相同；ROA則出現較為有趣的現象，basewage由原本不顯著轉為呈現顯著負相關，basewage1

轉為不顯著、basewage2仍呈現顯著。ROE迴歸式除了GDP由顯著轉為不顯著外，其餘結果皆和未調整前一致。

總結來說，在樣本一中考慮異質變異、序列相關、橫斷面相依後，我們可以推論工資對市場績效指標具有遞延且正向的效果，但無法推論當期工資和市場績效指標存在正向關係；會計指標方面，ROE結果和之前相同；以ROA衡量時，發現當期工資和會計績效具有顯著負相關，且工資具有落後二期的遞延正向效果。可能原因如前所述，會計指標反應公司過去而非未來的表現，當期增加薪資使成本上升，衝擊當期財務表現，而隨時間推進，提高工資的激勵效果才逐漸在財務報表中顯現。<sup>5</sup>

---

<sup>5</sup> 若考慮研發費用落後項，對市場績效指標結果無差異；ROA 不論當期或落後項係數皆不顯著；ROE 在當期為顯著負相關，落後一期顯著正相關，因此對於會計指標的推論結果無顯著差異。

2. 樣本二



表 11 樣本二 Driscoll and Kraay 法估計結果

	tobinsq	pb	roa	roe
avgwage	0.000172** (7.03)	0.000285*** (17.18)	0.00129 (1.98)	0.00169 (1.21)
avgwage1	0.0000639* (3.63)	0.000128 (1.88)	-0.000713 (-0.50)	-0.00162 (-0.35)
avgwage2	0.000103* (5.24)	0.000172** (9.29)	0.000814 (1.93)	0.00160 (1.48)
size	0.231* (4.32)	0.220 (2.67)	8.432*** (12.76)	17.91*** (16.90)
rd	-0.378 (-2.47)	-0.436 (-0.87)	-24.00* (-4.78)	-51.07* (-4.18)
lev	-0.00108* (-5.15)	0.0189* (5.19)	-0.211** (-9.19)	-0.562** (-9.35)
index	0.00518* (3.69)	0.00928* (4.19)		
gdp			0.180 (1.96)	0.196 (0.70)
_cons	-2.652 (-3.47)	-3.007 (-2.83)	-112.2*** (-12.54)	-245.6*** (-20.83)
<i>N</i>	2289	2289	2289	2289
<i>F</i> ( 7, 2)	6.34	2.38	173.93	96.76
<i>model</i>	(0.1430)	(0.3273)	(0.0057)	(0.0103)
within <i>R</i> <sup>2</sup>	0.1095	0.0625	0.2211	0.1637

括號內為t統計量

\* p<.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

樣本二中，會計指標結果和之前相同；市場績效指標方面，avgwage1對tobinsq由不顯著轉為顯著正向關係；avgwage2對tobinsq及pb皆由不顯著轉為顯著正向關係，控制變數中size對pb影響轉為不顯著、lev對tobinsq轉為顯著，其餘結果和之前相同<sup>6</sup>。

<sup>6</sup> 若考慮研發費用落後項對結果亦無差異。

然而整體模型變為不顯著，可能原因在於本樣本中為將落後期解釋變數加入，資料期數只有3期，而 Driscoll and Kraay estimator是時間漸近分配，時間越長估計效果越好。在Daniel Hoechle(2007)的蒙地卡羅模擬中，當 $T=10$ 時，Driscoll and Kraay estimator的95%信賴區間中，包含真正統計量的coverage rate為80%左右，當 $T=5$ 時，coverage rate降至75%左右，然而這樣的coverage rate仍是優於其他處理方法如OLS及Rogers standard errors。

## 第五章 結論與建議



### 一、結論

綜合以上不同樣本及模型處理，將假說驗證結果整理成表12及表13

表 12 樣本一結論

樣本一	未調整		調整後	
	績效表現和薪酬呈正向關係	薪酬具有遞延效果	績效表現和薪酬呈正向關係	薪酬具有遞延效果
Tobinsq	✓	✓	✓	✓
Pb	✓	✓	✓	✓
Roa	✓	✓	? <sup>7</sup>	✓
roe	X	X	X	X

表 13 樣本二結論

樣本二	未調整		調整後 <sup>8</sup>	
	績效表現和薪酬呈正向關係	薪酬具有遞延效果	績效表現和薪酬呈正向關係	薪酬具有遞延效果
Tobinsq	✓	X	✓	✓
Pb	✓	X	✓	✓
Roa	X	X	X	X
roe	X	X	X	X

本研究中使用常用的會計及市場指標衡量公司績效表現，考慮不同的員工薪酬水準衡量方式及異質變異、序列相關、橫斷面相依等統計問題後，研究結果顯示，在樣本一中會計績效指標和員工薪酬的關係不明確，員工薪酬和ROA具有正向的遞延關係，但和

<sup>7</sup>當期負相關，落後期出現正相關

<sup>8</sup>樣本二中 tobinsq 及 pb 迴歸式整體模型不顯著

當期呈現負相關，因此難以推論基層員工薪酬和公司會計指標具有正向關係；ROE和當期薪酬呈負相關，而落後期則因係數不顯著而無法推論薪酬和會計績效間具有正向關係或遞延效果。本文認為產生此種結果是因薪酬同時具有成本及激勵兩種性質，在當期成本上升衝擊會計指標，而激勵效果需待時間漸漸發酵。

然而，在市場績效指標中，不論是否處理相關統計問題，基層員工薪酬和公司的市場績效指標具有正向關係，以及正向的遞延效果。市場績效指標同時反應了未來預期及股東的財富，因此本文認為股東相較於會計應會更加重視市場績效指標，故提高基層員工薪酬能夠增進公司的股票價值，進而創造股東財富，達成員工及股東雙贏的局面。

樣本二中會計指標和樣本一結果類似，無法推論薪酬和會計績效間具有正向相關。而市場指標方面，考慮相關統計議題前，市場指標和基層員工薪酬僅存在正向關係而無遞延效果；經統計調整後，市場指標和基層員工薪酬存在正向關係且有遞延的正向效果，然而因資料期數較少，造成模型整體不顯著。故本文認為根據樣本一的結果推論應較為可靠。

## 二、研究限制與建議

本研究採用上市櫃公司資料，為使樣本保持平衡資料，而刪除部份缺漏樣本，可能使代表性降低。另外，本研究未納入金融業樣本，雖然金融業是知識密集產業，通常以高薪吸引人才，使得薪酬可能對金融業的影響較大。但由於金融業不論產業營運模式，或財務報表呈現方式皆和一般產業迥異，因此本文認為納入同一模型比較似不恰當。後續研究者可針對金融業的特性進行深作研究，或是更廣泛比較各種不同產業對於工資及績效間的關聯性是否不同。

隨資料可取得性增加，越來越多研究採用追蹤調查資料進行研究，然而相關統計方法發展尚未成熟，尤其是在處理橫斷面相依及個體數目大而時間長度小的樣本類型上（個體經濟議題常屬此類型）。本研究採用的Driscoll and Kraay estimator需較長時間才有較佳漸近性，因此未來研究者可考慮不同的方法來處理相關統計議題。

## 參考文獻



### 一、中文文獻

方俊德(2014)，「勞動生產力與薪資關聯變化之探討」，台灣經濟研究院研究報告。

郭千鈺(2015)，「CEO薪酬、員工薪酬與企業績效的關聯-企業社會責任的觀點」，東海大學碩士論文。

陳香如、郭哲瑋(2014)，「台灣薪資停滯之可能原因與解決方式」，2014年經濟年鑑，經濟日報出版，32-39頁。

陳維鸚(1992)，「老闆，你的愛還在不在？員工酬勞對績效之影響」，會計研究月刊，88期，財團法人中華民國會計研究發展基金會出版，41-44頁。

黃雅苓(1999)，「研究發展支出與經營績效關係及其費用化之探討-以台灣上市公司之電子業與非電子業為例」，國立政治大學會計研究所碩士論文

劉美纓、丁碧慧、朱奐聿(2014)，「企業社會責任與公司治理、公司績效之關連性研究」，第17屆科際整合管理研討會，17-30頁。

蔡秉翰(2014)，「員工薪酬與績效間之關聯性-企業社會責任之調節效果」，東海大學未出版之碩士論文。

諸承明(1995)，「薪資設計要素與組織效能關係之研究-以組織特性與任務特性為情境變項」，國立臺灣大學商學研究所博士論文。

鍾振文(2003)，「薪酬滿足知覺、薪酬設計原則對於員工工作態度與績效之影響」，國立中央大學人力資源管理研究所碩士在職專班碩士論文。

### 二、英文文獻

Akerlof A. George (1984), "Gift Exchange and Efficiency-Wage Theory: Four Views," *The American Economic Review*, Vol. 74, No. 2, pp. 79-83

Akerlof. A. George (1982), "Labor contracts as Partial Gift Exchange," *Quarterly Journal of Economics*, November 1982, Vol 97, pp. 543-69



- Breusch T. S. and A. R. Pagan, (1980), “ The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 47, No. 1, Econometrics Issue, pp. 239-253
- Calvo Guillermo (1979),“Quasi-Walrasian Theories of Unemployment,” *The American Economic Review*, Vol. 69, No. 2, pp. 102-107.
- Charness,G, G.R.Frechette, and J.H.Kagel (2004), “How robust is laboratory gift exchange?” *Experimental Economics*, 7:189-205
- Doğan Mesut, (2013), “Does Firm Size Affect The Firm Profitability? Evidence from Turkey,” *Research Journal of Finance and Accounting* ,Vol.4, No.4,pp. 53-59
- Driscoll, J., and A. C. Kraay (1998), “Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent data.” *Review of Economics and Statistics* Vol. 80, No. 4, pp. 549-560.
- Eaton, B. Curtis and White William (1982),“Agent Compensation and the Limits of Bonding,” *Economic Inquiry*, Vol 20,pp. 330-43.
- Feldstein, M., and Wright B. (1976),“High Unemployment Groups in Tight Labor Market.” *Discussion Paper* no. 488, Harvard Univ.,June
- Gintis , Herbert and Ishikawa, Tsuneo(1983 ),“Wages,Work Discipline and Macroeconomic Equilibrium,” mimeo.,
- Greene, W. (2000), *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice–Hall
- Hannan, R.L.(2005),”The combined effect of wages and firm profit on employee effort.” *The Accounting Review* ,Vol. 80, No. 1 ,pp. 167-188
- Hausman J. A., ( 1978), “Specification Tests in Econometrics,” *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, pp. 1251-1271
- Hill W. L. Charles, Michael A. Hitt and Robert E. Hoskisson (1988) ,“Declining U.S. Competitiveness: Reflections on a Crisis,” *The Academy of Management Executive*



(1987-1989), Vol. 2, No. 1, pp.51-60

Holmstrom, B.(1982),. “Moral hazard in teams”. *Bell Journal of Economics*

Vol.13,No.2, pp. 324–340

Hoskisson, R., R. Johnson, and D. Moesel. (1994). “Corporate Divestiture Intensity in Restructuring Firm-Effects of Governance, Strategy, and Performance.” *Academy of Management Journal*, Vol 37, pp.1207-1251

Huber, P. J. (1967). “The Behavior of Maximum Likelihood Estimates under Nonstandard Conditions,” *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*,vol. I, pp. 221–33. University of California Press, Berkeley.

Keats, B. and M.Hitt. (1988),. “A Causal Model of Linkages among Environmental Dimensions, Macro Organizational Characteristics, and Performance.” *Academy of Management Journal*, Vol 31, pp. 507-598

Kocher, M.G., and M. Sutter.(2007). “Individual versus group behavior and the role of the decision making procedure in gift-exchange experiments”. *Empirica*, Vol 34, pp. 63-88

Levine I. David. (1991),“You Get What You Pay For: Tests of Efficiency Wage Theories In The United States and Japan.” *IRLE Working Paper* No. 26-91.

Levine I. David. (1992), “Can Wage Increases Pay For Themselves? Tests with a Productive Function” *The Economic Journal*, Vol. 102, No. 414, pp. 1102-1115

Milkovich, Gerorge.T& Jerry M. Newman(1990), *Compensation*. 3<sup>rd</sup>, Richar D.IRWIN,Inc

Opler C. Tim and Sheridan Titman, (Jul., 1994), “Financial Distress and Corporate Performance,” *The Journal of Finance* Vol. 49, No. 3, January 3-5, 1994, pp. 1015-1040

Pesaran, M. H. (2004). “General diagnostic tests for cross section dependence in panels.” University of Cambridge, Faculty of Economics, *Cambridge Working Papers in Economics* No. 0435

Rabin, Matthew (1993) “Incorporating Fairness into Game Theory and Economics,” *The American Economic Review.*, Vol 83,pp. 1281-1302.

Robbins S. P., (1982), *Personnel: The Management of Human Resources*, Englewood Cliff, New Jersey: Prentice-Hall Inc., pp. 349-387

Rogers, W. H. (1993).” Regression standard errors in clustered samples.” *Stata Technical Bulletin* 13: 19–23.Reprinted in *Stata Technical Bulletin Reprints*, vol. 3, pp. 88–94.

Salop, Steven, (1979 )“A Model of the Natural Rate of Unemployment,” *The American Economic Review*, March ,Vol 69,pp.117-25.

Samuel Bowles ,( 1981 ),“Competitive Wage Determination and Involuntary Unemployment: A conflict model,”mimeo.,University of Massachusetts.

Samuel Bowles ,( 1983),“The production Process in a Competitive Economy: Walrasian, Neo-Hobbesian and Marxian Model,” mimeo.,University of Massachusetts.

Sandeep Bhargava,( 1994) “Profit Sharing and the Financial Performance of Companies: Evidence from U.K. Panel Data,” *The Economic Journal*, Vol. 104, No. 426 , pp. 1044-1056

Shapiro, Carl and Stiglitz, Joseph,( 1982) ,“Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device,” mimeo., Princeton University.

Sloan, R. G. (1993), “Accounting Earnings and Top Executive Compensation.” *Journal of Accounting and Economics* 16(1): 55-100.

Solow Robert m.(1979), “Another possible source of wage stickiness,” *Journal of Macroeconomics* Vol 1, Issue 1, Winter, pp. 79–82

Stiglitz, Joseph,(1974 ),“Wage Determination and Unemployment in L.D.C.’s: The Labor Turnover Model,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol 88, pp, 194-227.

Wadhvani, Sushil B & Wall, Martin, (1991). "A Direct Test of the Efficiency Wage Model Using UK Micro-data," *Oxford Economic Papers*, Oxford University Press, vol. 43(4), pages 529-48.

White, H. (1980). “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Testfor Heteroskedasticity,”*Econometrica*, 48, 817–38.

White, H. (1984),” *Asymptotic Theory for Econometricians.*” Orlando, FL: Academic Press.

Wolpin, Kenneth I.(1975), “Education and Screening.”Ph.D dissertation, City Univ.New York

Wooldridge, J. M. (2002).*Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data.* Cam-bridge, MA: MIT Press

Yellen L Janet.(1984), “ Efficiency Wage Models of Unemployment,” *The American Economic Review* Vol. 74, No. 2, pp. 200-205