

行政院國家科學委員會專題研究計畫 成果報告

高階經理人薪酬 成因與後果之實證研究

計畫類別：個別型計畫

計畫編號：NSC94-2415-H-032-002-

執行期間：94年08月01日至95年07月31日

執行單位：淡江大學產業經濟學系

計畫主持人：陳明園

計畫參與人員：張家萍

報告類型：精簡報告

處理方式：本計畫可公開查詢

中 華 民 國 95 年 8 月 28 日

1 前言

文獻中有關經理人薪酬的探討，大多以最適契約理論為基礎，採用 Jensen and Meckling (1976) 的代理理論觀點，將薪酬契約視為解決經理人與股東之間代理問題，激勵經理人做出股東價值極大化決策的重要機制；廠商基於其特質、代理成本、以及最適契約的設計，決定經理人的薪酬誘因以及契約的結構。許多理論與實證文獻已提供了諸多的發現，來支持最適契約的觀念，而這些研究通常從誘因與控制的角度來檢驗公司績效對經理人薪酬的影響，認為以「績效決定酬勞」的制度能提供經理人重視公司經營績效的誘因，有助於股東與經理階層之間目標的一致。Holmstrom (1979)認為，當經理人的努力程度及產出水準是可觀察時，股東可藉由監督來減少經理人怠惰的現象，此時經理人薪酬將是與產出無關的固定薪資；然而，當產出是可觀察而經理人的努力是不可觀察時，經理人的最適薪酬則應隨著產出高低而調整，以誘使經理人投入最大的努力，增加產出水準。這論點清楚地建構了經理人薪酬與產出(績效)之間的關係。

在探討經理人薪酬與公司績效關係的實證研究中，經理人薪酬的變化是否能反映公司績效或價值的變化，亦即反映經理人生產力的變化，常是此類研究分析的重點。然而，這些研究，如 Jensen and Murphy (1990)，Main (1991)，Gregg et al. (1993)，與 Conyon and Leech (1994)，都發現經理人薪酬與績效間的關係並不如理論所預期，與「績效決定酬勞」的誘因理論有著不太一致的結果，股東財富的變化(或公司績效的變化)解釋高階經理人薪酬的能力十分有限。事實上，這樣的發現是可以理解的，由於與經理人生產力無關的外生事件都會造成績效的變化，以績效做為經理人生產力的指標很容易扭曲薪酬與績效間的關係；若無法明確辨認績效或價值變化是導源於經理人生產力的變化或是外生於經理人決策的事件，而單就薪酬與績效間的敏感度做分析，是較難獲得預期的結果。不過，值得注意的是，最近的研究發現美國高階經理人之薪酬與績效間的敏感度已逐年增加，最近十年來增加了大約三倍(Conyon, 2003)。另外，近年來有關薪酬與績效關係的研究，也從公司治理(corporate governance)的角度做了諸多的努力。例如 Lambert et al. (1993)，Boyd (1994)，Mehran (1995)，Cosh and Hughes (1997)，Hallock (1997)，Conyon (1997)，與 Core et al. (1999)等研究，從董事會組成、股權結構、大股

東持股、或是機構法人持股等在監控代理問題的機制中與績效誘因薪酬制度的替代關係出發，經由實證分析中控制這些替代機能的潛在影響，探討經理人薪酬的決定因素以及薪酬與績效間不顯著關係的成因。Janakiraman et al. (1992)，Garen (1994)，與 Aggarwal and Samwick (1999)則強調公司相對績效評估(relative performance evaluation)在檢驗薪酬與績效關係時的重要性。

國內有關高階經理人薪酬的研究，例如，林淑惠與胡星陽(2003)，林穎芬與劉維琪(2003)，陳隆麒等(1998)，大多延續國外的研究主題，強調薪酬與績效的連結關係與公司治理變數對經理人薪酬水準決定的影響；而且，多數以經理人薪酬「水準」為研究對象，進行橫斷面資料的分析，而不是進行經理人薪酬「變動」的分析。雖然研究薪酬水準可以瞭解不同公司間經理人薪酬差異的決定因素，但卻無法確實判斷這些因素的變化是否會對經理人薪酬造成顯著的改變。更重要的是，延續國外的研究議題，將重點放在薪酬與績效的連結上，對於我國經理人薪酬的研究，事實上並不是非常恰當。國外公司的經理人薪酬，通常包含基本薪資、紅利、股票與股票選擇權，而代理理論所強調的薪酬與績效的連結關係，主要是著重在股票與股票選擇權價值所扮演的績效誘因機制；因此以代理理論為出發點，對於國外的研究來說是十分恰當且重要，經理人薪酬中股票與股票選擇權的價值與再評價(repricing)的問題，以及這些問題與公司績效的關係，乃成為研究的主流。Core et al. (2003)對此議題的相關研究有完整的回顧與整理。然而，基於國內法令限制與選擇權市場的不活絡，我國公司除了偶有股票紅利的發放之外，尚未使用股票與股票選擇權做為經理人的酬勞，因此，雖然經理人薪酬也會適時反映公司績效的改變來做調整，但薪酬與績效的連結關係應不是我國經理人薪酬最重要的決定因素。

我國公司訂定或調整經理人薪酬的依據，有很大的部分應是為了能夠延攬或留住具有高生產力的專業經理人，也因此，在決定薪酬時，外部經理人勞動市場(external managerial labor market)的運作，將是影響經理人薪酬變動的重要因素，經理人薪酬水準的決定與變化，有很大的可能性是來自於與外部經理人勞動市場所決定的均衡薪酬做比較之後，所做出的調整。因此，如果沒有控制經理人薪酬與市場均衡薪酬之間的差異，將無法確實瞭解薪酬與績效的

連結程度或是與公司治理變數的關係；換言之，即使薪酬與績效的連結程度不強，甚至與公司治理變數沒有關係，經理人薪酬也可能因應外部勞動市場的均衡水準來進行調整。

雖然外部勞動市場機制並非經理人薪酬相關文獻的研究重點，然而在諸多經濟文獻中有關工資理論的探討，除了競賽理論(tournament theory)相關的研究強調薪資水準是決定於內部勞動市場(internal labor market)之外，多數的研究皆認為外部勞動市場與內部勞動市場同時對勞動者薪資的決定有重要的影響。¹ Graafland and Lever (1996)基於「內部者－外部者」理論(insider-outsider theory)，檢驗外部與內部力量對於經濟部門薪資決定的相對重要性。由於內部在職勞工比外部非在職勞工有較高的議價能力(bargaining power)，如果內部力量是顯著的，薪資將是決定於內部因素，例如績效、生產力、或是部門的就業水準；相反的，如果內部在職者可以容易被外部非在職者所取代，他們將沒有機會要求高於外部勞動市場行情的薪資水準，此時薪資將是決定於外部因素，例如市場的薪資水準或是總體的失業率。他們的研究發現，有關經濟部門的薪資水準，雖然內部力量有顯著的影響，但大多還是決定於外部市場因素；而相較於產業部門，服務業部門的薪資對於外部因素有較高的敏感度。Blanchflower et al. (1990)檢驗工資決定過程中內部力量的角色，也發現均衡薪資同時決定於外部市場的工資率與失業率，以及績效與工會寡佔地位的內部因素。Lazear and Oyer (2003)最近的研究也強調外部勞動市場對於公司的雇用型態以及薪資訂定的重要影響。他們發現，儘管公司職務，尤其是高階的工作，多數是透過內部的升遷與安排，顯示內部勞動市場的重要，但是各層級的職務仍有很顯著的比例是由外部勞動市場直接聘僱；另外就薪資水準而言，職業別，而非公司特有的特質，是最重要的決定因素，隱含公司在薪資訂定上受到外部勞動市場很大的影響。

外部勞動市場對於薪資決定之重要性的探討也出現在研究「新雇用契約」(new employment contract)的文獻中(參見 Charness and Levine, 2002, 的評述)。這些研究認為，傳統的雇用契約一向強調雇主與員工的長期忠誠關係，然而由於全球化、新技術的開發與運用、與諸多管制解除所造成的複雜與不穩定的環境，以及為了因應這些變革所發展出的更具彈性

¹ 有關競賽理論的實證研究可參見 Ehrenberg and Bognanno (1990)，Main et al. (1993)，Eriksson (1999)，或是陳明園與石雅慧(2004)，單驥與吳玉瑩(2004)。

的新組織型態，新的雇用契約降低雇主與員工長期的承諾，而著重在較高的員工流動性，以迅速反應產品市場與技術的衝擊。這樣的組織趨勢提升了彈性薪資結構的重要性；而彈性薪資的設計增強了薪資與外部勞動市場的關連性，降低內部勞動市場在薪資訂定的角色。

總言之，現有國外文獻對於外部勞動市場與勞動者薪資的關係已有不少的討論，但對於高階經理人薪酬的探討，由於立論基礎與議題重點的差異，強調的是反映代理理論的薪酬與績效關係的誘因機制，其本質乃是內部勞動市場的運作。然而由於我國公司經理人的薪酬結構與國外公司有很大的差異，完全著重於薪酬與績效關聯性，也就是強調內部勞動市場機制的研究方法是否適宜，乃值得商榷。本文以我國上市公司的總經理薪酬為對象，建立其追蹤資料(panel data)，設計適當的實證模型來探討外部經理人勞動市場的運作對於高階經理人薪酬調整的影響。本文主要的實證結果發現，我國公司對於總經理的薪酬，很明顯地會因應經理人薪酬偏離外部勞動市場所決定的市場均衡酬勞，來做必要的調整，顯示外部經理人勞動市場在決定我國經理人薪酬時所扮演的積極角色，也呼應現有經濟文獻中有關工資理論的研究發現。

本文共分為五節。除前言外，第二節說明實證模型的設計與相關的研究假說；第三節描述樣本選取的過程並定義模型中所使用的變數；第四節為實證結果；第五節為本文結論。

2 實證模型與研究假說

本文以上市公司總經理為對象，建立六年(1998年至2003年)總經理薪酬及其解釋變數的追蹤資料，而實證模型的主要目的是要檢驗外部經理人勞動市場對於總經理薪酬調整的影響。在模型的設計上，我們先從一般文獻中典型的經理人薪酬迴歸式著手，這將有助於本文考慮外部經理人勞動市場之薪酬迴歸式的設定。配合本文六年的資料結構，現有文獻的經理人薪酬迴歸式可以表示如下：

$$\ln COMP_{i,t} = \mu_0 + \psi_t + \phi \ln COMP_{i,t-1} + \beta_1 FIRM_{i,t} + \beta_2 PERSON_{i,t} + \beta_3 PERF_{i,t} + a_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

其中 $\ln COMP_{i,t}$ 為 i 公司總經理在 t 年之薪酬($COMP$)的自然對數值； ψ_t 代表 1999 年至 2003

年的 5 個時間虛擬變數，即 $d99, \dots, d03$ ，參考組為 1998 年； $FIRM$ 與 $PERSON$ 分別代表公司特質以及總經理個人特質變數； $PERF$ 為公司績效變數，也屬於公司特質變數，但由於是現有文獻強調的重點，其係數有其特殊的意義，在此將其個別列出； a_i 則為公司的個別效果 (individual effect)，代表一些無法觀察到的特質變數，如總經理的管理風格或是公司的營運策略等； $t = 1998, \dots, 2003$ 。(1)式加入被解釋變數的落後期(lagged dependent variable) $\ln COMP_{i,t-1}$ 來考慮經理人薪酬跨期的持續性，係數 ϕ 則隱含持續性程度的估計。大多數研究的薪酬迴歸式皆省略這項考慮，即假設係數 ϕ 為零；但 Conyon (1997) 發現薪酬的持續性效果(persistence effect)確實明顯存在，前期薪酬是影響當期薪酬的重要因素，所以(1)式也加入這項考慮。係數 β_3 反映總經理薪酬與公司績效的連結關係，如同相關文獻所強調的，理論上 β_3 應為正數，以符合誘因契約的內涵。有關公司特質變數、總經理個人特質變數、以及公司績效變數的設定待下節詳述。

根據相關文獻經常使用的標準作法(參見 Murphy, 1999, 第 2523 頁, 有關薪酬迴歸式的討論)，可將(1)式取一階差分，也就是以薪酬變動做為分析的基礎，如此將可消除無法觀察的個別效果項(a_i)。(1)式取一階差分的結果可以用(2)式來表示：

$$\Delta \ln COMP_{i,t} = \Delta \psi_t + \phi \Delta \ln COMP_{i,t-1} + \beta_1 \Delta FIRM_{i,t} + \beta_2 \Delta PERSON_{i,t} + \beta_3 \Delta PERF_{i,t} + \Delta \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

其中 $t = 1999, \dots, 2003$ 。 Δ 代表變數值跨年的變化，例如 $\Delta \ln COMP_{i,t}$ 為 $\ln COMP$ 從 $t-1$ 年到 t 年的變化，而 $\Delta \ln COMP_{i,t-1}$ 為 $\ln COMP$ 從 $t-2$ 年到 $t-1$ 年的變化。 $\Delta \psi_t$ 代表(1)式之虛擬變數的變化，即 $\Delta d99_t, \dots, \Delta d03_t$ 。由於 $\Delta \psi_t$ 缺乏常數項，設定較不簡潔，例如，當 $t = 1999$ 時， $\Delta d99_t = 1$ ，而當 $t = 2003$ 時， $\Delta d02_t = -1$ ， $\Delta d03_t = 1$ ，而且會產生缺乏常數項的一些計量問題，因此通常可考慮加入常數項，如此(2)式可改寫為(3)式(參見 Wooldridge, 2003, 13.5 節)：

$$\Delta \ln COMP_{i,t} = \alpha + \eta_t + \phi \Delta \ln COMP_{i,t-1} + \beta_1 \Delta FIRM_{i,t} + \beta_2 \Delta PERSON_{i,t} + \beta_3 \Delta PERF_{i,t} + \Delta \varepsilon_{i,t}, \quad (3)$$

其中 $t = 1999, \dots, 2003$ ， η_t 代表 2000 年至 2003 年的時間虛擬變數，即 $d00_t, \dots, d03_t$ ，參考組為 1999 年。(3)式即為經理人薪酬文獻典型的分析架構。

然而此分析架構並沒有考慮到外部經理人勞動市場在經理人薪酬決定或調整時所扮演的

角色，而誠如前言所述，外部經理人勞動市場應該是影響我國經理人薪酬變動的重要力量。因此爲了引進外部經理人勞動市場運作對薪酬的影響，我們將對(3)式進行修改；以 $t-1$ 年總經理實際薪酬與外部勞動市場對該總經理所估算的均衡薪酬之差異 ($\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*$) 來取代 $\Delta \ln COMP_{i,t-1}$ ；亦即 $\Delta \ln COMP_{i,t-1}^* = \ln COMP_{i,t-1} - Est.\ln COMP_{i,t-1}^*$ ，其中 $Est.\ln COMP_{i,t-1}^*$ 代表外部勞動市場所估計的均衡薪酬水準。爲了行文的順暢，有關外部勞動市場均衡薪酬的決定，容後再述。在 $Est.\ln COMP_{i,t-1}^*$ 給定的情形下，(3)式可以改寫爲(4)式：

$$\Delta \ln COMP_{i,t} = \alpha + \eta_t + \theta \Delta \ln COMP_{i,t-1}^* + \beta_1 \Delta FIRM_{i,t} + \beta_2 \Delta PERSON_{i,t} + \beta_3 \Delta PERF_{i,t} + \Delta \varepsilon_{i,t}, \quad (4)$$

其中參數 θ 即代表公司基於 $\ln COMP_{i,t-1}$ 與 $Est.\ln COMP_{i,t-1}^*$ 之差異，進行 t 年總經理薪酬調整之調整係數。如果公司在訂定薪酬時，會觀察外部勞動市場的一般酬勞行情，並將總經理薪酬朝向市場的均衡水準調整，則可預期 θ 將是介於 0 與 -1 的顯著負數，即 $0 > \theta > -1$ 。也就是，如果公司總經理上一年度的薪酬較市場決定的均衡水準爲低，今年的薪酬應該增加，以趨近於勞動市場水準；相反地，如果公司總經理上一年度的薪酬較市場決定的均衡水準爲高，我們可預期今年的薪酬會傾向於調降。

本文主要的估計對象爲迴歸式(4)，但下文中也會對(3)式進行估計，以瞭解將本文資料應用到現有文獻的實證架構時的結果。(4)式可視爲(3)式之動態追蹤模型的變體，由於公司個別效果(a_i)已從二式消除，故(3)式與(4)式皆可以用混合(pooled)OLS 進行估計；然而，(3)式動態追蹤模型所隱含的內生性問題同樣出現在(4)式。(4)式的解釋變數 $\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*$ ，其定義包含了 $\ln COMP_{i,t-1}$ ，因此將與誤差項， $\Delta \varepsilon_{i,t} = \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$ ，產生相關；換言之， $\ln COMP_{i,t-1}$ 同時出現在被解釋變數 $\Delta \ln COMP_{i,t}$ 以及解釋變數 $\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*$ 的定義中，產生內生性問題，以 OLS 進行估計將無法產生 θ 的一致性估計量。爲了避免這個問題，可以使用工具變數 (instrumental variable) 的估計方法，進行二階段最小平方法(2SLS)估計，來產生一致性估計量。一般常見的做法是選擇落後期變數做爲工具變數，在(3)式我們可以用 $\Delta \ln COMP_{i,t-2}$ 或 $\ln COMP_{i,t-2}$ 做爲工具變數(Hsiao, 2003, 4.3.3.c 節)，但由於 $\Delta \ln COMP_{i,t-2}$ 需要額外一年(即 $t-3$

年)的資料，基於本文資料期間有限，為了減少觀察值的喪失，我們選用 $\ln COMP_{i,t-2}$ 做為 $\Delta \ln COMP_{i,t-1}$ 的工具變數；而在(4)式我們則以 $\Delta \ln COMP_{i,t-2}^*$ ，即 $\ln COMP_{i,t-2} - Est.\ln COMP_{i,t-2}^*$ ，做為 $\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*$ 的工具變數。²

另一個問題是，(3)式與(4)式的誤差項很有可能會產生序列相關(serial correlation)的問題。理論上，如果(1)式的誤差項($\varepsilon_{i,t}$)為序列無關， $\Delta \varepsilon_{i,t}$ 與 $\Delta \varepsilon_{i,t-1}$ 的相關係數可證明為 -0.5 ；而如果 $\varepsilon_{i,t}$ 存在序列相關，則 $\Delta \varepsilon_{i,t}$ 也將是序列相關；只有當 $\varepsilon_{i,t}$ 為隨機漫步(random walk)時， $\Delta \varepsilon_{i,t}$ 才為序列無關(Wooldridge, 2003, 13.5 節)。對於這個問題，設 $r_{i,t} = \Delta \varepsilon_{i,t}$ ，我們可以用(3)式(或(4)式)工具變數 2SLS 估計的迴歸殘差值($\hat{r}_{i,t}$)為被解釋變數，對該式的所有解釋變數以及 $\hat{r}_{i,t-1}$ ，進行混合 OLS 估計(Greene, 2003, 12.7.4 節)，其中 $t = 2000, \dots, 2003$ ，檢定 $\hat{r}_{i,t-1}$ 的迴歸係數(以 ρ 表示)是否為零，以瞭解本文的追蹤資料是否存在一階序列相關(AR(1))。如果 AR(1) 明顯存在(即 ρ 顯著異於零)，可運用並稍加修改 Hatanaka (1974)針對有落後期被解釋變數的 AR(1)模型所發展的方法(Greene, 2003, 12.9.4 節)，進行追蹤資料的可行一般最小平方法(feasible generalized least squares, FGLS)估計；簡言之，就是利用上述 ρ 的估計值進行 Prais-Winsten 的變數轉換與估計，但須加入 $\hat{r}_{i,t-1}$ (不用轉換)做為額外的解釋變數。³

(4)式的設定需要獲得外部經理人勞動市場在 $t-1$ 年所決定的均衡薪酬估計值 ($Est.\ln COMP_{i,t-1}^*$)。從勞動市場的需求面來看，我們可以假設公司對於經理人勞動的需求是薪酬與經理人生產力的函數，而生產力是無法觀察的，但可藉由一些可觀察到的個人特質來傳

² 按工具變數的意義，很明顯地， $\ln COMP_{i,t-2}$ 與解釋變數 $\Delta \ln COMP_{i,t-1}$ ($= \ln COMP_{i,t-1} - \ln COMP_{i,t-2}$) 相關，但與誤差項($\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$)無關，可以滿足工具變數的要求。同理， $\Delta \ln COMP_{i,t-2}^*$ ($= \ln COMP_{i,t-2} - Est.\ln COMP_{i,t-2}^*$) 與誤差項無關，而與 $\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*$ ($= \ln COMP_{i,t-1} - Est.\ln COMP_{i,t-1}^*$) 的相關來自於 $Est.\ln COMP_{i,t-2}^*$ 與 $Est.\ln COMP_{i,t-1}^*$ 皆是透過相同的外部經理人勞動市場薪酬迴歸式(詳見下文(5)式)的估計係數計算所得，因此也可以滿足工具變數的要求。

³ 由於進行 $\hat{r}_{i,t}$ 對所有解釋變數以及 $\hat{r}_{i,t-1}$ 的迴歸來估計 ρ ，已經需要每個樣本公司額外一年的資料，若以 Cochrane-Orcutt 方式進行變數轉換，將更進一步減少觀察值，因此以 Prais-Winsten 方式保留每個樣本公司的第一筆資料。

遞生產力的相關訊息。從勞動市場的供給面來看，經理人也會根據可觀察到的公司特質與公司所提供的薪酬，做為其任職以及轉換職務的考量。如果經理人勞動市場具有眾多提供不同經理人工作機會的公司，以及眾多不同人力資本特質的經理人，則在勞動市場均衡時，經理人的均衡酬勞，將可由影響市場供需的因素，即公司特質與經理人個人特質，來解釋。因此，外部勞動市場總經理均衡薪酬迴歸式可以表示如下：

$$\ln COMP_{i,t}^* = \delta_0 + \delta_t + \gamma_1 FIRM_{i,t} + \gamma_2 PERSON_{i,t} + \gamma_3 PERF_{i,t} + u_{i,t}. \quad (5)$$

雖然(3)式與(4)式的樣本期間為 1999 到 2003 年，但由於工具變數估計需要 $t-2$ 年的資料，因此(5)式的樣本期間涵蓋 1997 到 2003 共七年，故 δ_t 代表 1998 年至 2003 年的 6 個時間虛擬變數 ($d98, \dots, d03$)，參考組為 1997 年。(5)式將以混合 OLS 進行估計，不加入公司的個別效果，其主要的原由乃是希望能突顯外部勞動市場對經理人薪酬的影響效果。加入公司的個別效果雖然可以捕捉無法觀察到的公司異質，但依照 Lazear and Oyer (2003) 的論點，這些公司異質也包含了各公司特有的內部經理人勞動市場的效果；換言之，在加入公司的個別效果之後，(5)式的薪酬水準估計值將反映外部與內部勞動市場共同運作的結果，這並不符合我們現有分析的需要。假設外部勞動市場具有穩定性，因此在樣本期間對於總經理的均衡薪酬有一致的評估，使用混合 OLS 進行估計應是合理的做法。

對於(5)式的混合 OLS 估計，我們依二個原則：一是公司所屬產業為電子業或是傳統製造業，二是公司是否發放股票紅利，將所有的追蹤資料分群為四個子樣本，分別進行外部勞動市場總經理均衡薪酬的估計。例如，公司屬於電子業並且於該年度發放股票紅利者為一群子樣本，進行(5)式的估計，據以獲得(4)式所需要的 $Est. \ln COMP_{i,t-1}^*$ ；而公司屬於電子業並且於該年度沒有發放股票紅利者為另一群樣本，進行(5)式的估計以獲得 $Est. \ln COMP_{i,t-1}^*$ ；同理，公司屬於傳統製造業者也依有無發放股票紅利分成二個子樣本進行估計。依公司所屬產業區分樣本，其原因在於不同產業應有其專屬的外部經理人勞動市場，跨產業的經理人職務轉換雖非不可能，但較屬不易，因此外部勞動市場在決定經理人應有的薪酬水準時，以相同產業的經理人為評估對象較為適當；不過由於上市公司的樣本有限，再加上資料缺乏或是不滿足

下節所討論的樣本篩選原則，我們無法針對每一個上市公司的產業分類進行市場均衡薪酬的估計，以電子業與傳統製造業做劃分乃是較適當可行的作法，對於我國產業的特色而言，這樣的劃分應屬合理。另外，我國上市公司經常以股票的形式發放紅利，但由於公開資訊所揭露的經理人個人薪酬並不包含這一部份的股票酬勞，為了控制股票酬勞對於勞動市場在評估經理人薪酬時可能產生的影響，同時顧慮到如果將股票紅利發放狀態放入(5)式做為解釋變數，由於薪酬與紅利發放很有可能是同時決定的二個變數，因而產生內生性問題，因此乃依公司是否發放股票紅利做為區分子樣本的原則。為了瞭解這二個樣本劃分原則的適當性，我們利用 Chow 檢定分別檢驗(5)式的混合 OLS 估計結果是否因為樣本公司所屬產業的不同，以及是否因為發放股票紅利，而產生結構性的差異；二者的結果皆顯示(5)式中解釋變數的效果確實因為產業別以及股票紅利發放狀態而有顯著的不同。⁴

對於上述實證模型，我們可進行更進一步的分析。第一，有關外部經理人勞動市場的影響，上述模型是假設外部勞動市場會對於不同公司的總經理，基於公司與個人特質，決定其市場上該有的均衡薪酬；而公司以此均衡水準為基礎，進行經理人薪酬的調整。然而，不同於個別經理人有其個別的市場均衡薪酬，我們也可以採用其他研究的作法，例如 Ingham and Thompson (1994)，以產業的平均薪酬做為外部勞動市場均衡薪酬的代理變數，也就是視樣本公司為電子業或是傳統製造業，分別以電子業樣本的平均薪酬以及傳統製造業樣本的平均薪酬代換(4)式迴歸所需的 $Est. \ln COMP_{i,t-1}^*$ ，這個簡單的設定可以檢驗本文模型之實證結果的健全性。第二，迴歸式(4)中 $\theta \Delta \ln COMP_{i,t-1}^*$ 的設定方式，乃是假設不論 $t-1$ 年總經理薪酬是高於或是低於市場所決定的均衡薪酬， t 年的薪酬調整皆有相同的調整係數。理論上薪酬的增加與減少應有不對稱的調整，若公司總經理上一年度的薪酬較市場的均衡薪酬為低，今年的薪酬

⁴ 檢定(5)式是否因公司所屬產業為傳統製造業或是電子業而有結構性差異，也就是依傳統製造業與電子業子樣本分別進行(5)式迴歸，然後檢定二個迴歸之全部解釋變數之係數是否相等；依下節對於解釋變數的設定，(5)式共包含 18 個解釋變數(含常數項)，其 Chow 檢定 F 值為 $F(18, 993) = 3.269$ 。同理，檢定(5)式是否因公司發放股票紅利而有結構性差異之 Chow 檢定 F 值為 $F(18, 993) = 4.755$ ，二者皆大於 95%顯著水準的臨界值，顯示結構性差異的存在。

應該調升，以趨近於外部勞動市場水準，相反地，若公司總經理上一年度的薪酬較市場的均衡薪酬為高，今年的薪酬則傾向於調降；但由於勞動市場可能存在工資向下調整的僵固性，我們可預期，相較於調升的幅度，調降的幅度應較小。為了檢驗在這二種情況下可能產生的不對稱調整過程，可將(4)式修正為下式來考慮 θ 的不對稱性：

$$\Delta \ln COMP_{i,t} = \alpha + \eta_t + \theta_o (\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*)_o + \theta_u (\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*)_u + \beta_1 \Delta FIRM_{i,t} + \beta_2 \Delta PERSON_{i,t} + \beta_3 \Delta PERF_{i,t} + \Delta \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中 $(\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*)_o$ 代表，若 $\Delta \ln COMP_{i,t-1}^* > 0$ (即 $t-1$ 年薪酬高於市場均衡酬勞)時， $(\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*)_o = \Delta \ln COMP_{i,t-1}^*$ ，否則 $(\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*)_o = 0$ 。而 $(\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*)_u$ 代表，若 $\Delta \ln COMP_{i,t-1}^* < 0$ (即 $t-1$ 年薪酬低於市場均衡酬勞)時， $(\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*)_u = \Delta \ln COMP_{i,t-1}^*$ ，否則 $(\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*)_u = 0$ 。理論上我們可預期， θ_o 與 θ_u 應都是負值，且 $\theta_o > \theta_u$ (或是 $|\theta_o| < |\theta_u|$)，即當 $t-1$ 年總經理薪酬低於市場所決定的均衡酬勞時，應有較大的調整係數。

3 樣本選取與變數定義

3.1 樣本選取

本文以 2003 年台灣證券交易所上市之非金融業公司為取樣對象，紀錄所有公司 1997 至 2003 年(薪酬變動的研究期間為 1998 至 2003 年，但需 1997 年資料以進行工具變數估計)之間各年度的總經理薪酬以及實證模型所需之解釋變數的資料。由於金融保險業的營業性質較為特殊，會計衡量指標也與其他產業有所差異，故本研究樣本不包含銀行、保險、證券等金融產業。總經理薪酬是由各公司於各年度的財務報告書獲得，雖然證期會於 1995 年 11 月公布修正『證券發行人財務報告編製準則』，明確規定各上市上櫃公司之財務報告書應揭露最近會計年度支付給總經理及副總經理之薪酬，但因 1996 年遵行揭露的公司不多，且揭露格式不一，故本研究以 1997 年至 2003 年為樣本蒐集期間。財務報告書所揭露的總經理酬勞為薪資、獎金、特支費、與現金紅利四個項目的總和，雖然有些公司也會以配發普通股股票的方式發放

紅利，但是股票紅利的揭露只有公司股票紅利的總數，並沒有個別經理人所分得之股數；因此，由於有關股票分紅的資料無法經由公開資訊獲得，本文定義的總經理薪酬將不含股票酬勞。雖然如此，如上一節所述，公司發放股票紅利的效果，已在外部勞動市場均衡薪酬水準之決定時加以考慮。

由於需要 $t-2$ 年的資料來進行工具變數 2SLS 的估計，因此樣本公司至少必須在 2001 年至 2003 年之間具有連續 3 年完整的資料；換言之，本文所使用的追蹤資料是不平衡的 (unbalanced panel)，取樣公司最多有 7 年資料(2003 年向後追溯至 1997 年)，至少有 3 年資料(2003 年向後追溯至 2001 年)。一些公司在取樣期間有更換總經理的狀況，此狀況分為二種，一是公司於「年度內」更換總經理，其結果是公開的薪酬資料包含了舊任總經理的資遣費或退休金以及新任總經理數月的薪資，由於情況較複雜，當年度總經理薪酬不易認定，故本文排除這些公司；另一種狀況是公司於「年度間」更換總經理，也就是公開的資料顯示當年度與前一年度有不同的總經理，雖然總經理不同，但其薪酬可明確辨認，且不含其他金額，故本文仍包含這類公司，並於實證迴歸中做適當的變數設定(詳見下節敘述)。同時，很重要的一點是本文所定義的總經理薪酬是不包含董監事酬勞，也就是對於兼董事長職務的總經理，我們只記錄其總經理酬勞的部份；因此有一些公司的公開資料，其總經理薪酬與董監事費用無法明確區分，這類公司將不在本文取樣的範圍內。另外，由於資料涵蓋 7 年的期間，我們將總經理薪酬用消費者物價指數進行調整，以實質薪酬進行迴歸分析。

根據上述的原則，我們篩選出薪酬資料健全的公司，最後的追蹤資料包含 190 家公司，1029 筆觀察值，其中 85 家公司具有完整 7 年的資料，18 家公司具有連續 6 年的資料，14 家公司具有連續 5 年的資料，37 家公司具有連續 4 年的資料，而 36 家公司具有連續 3 年的資料；各樣本公司的觀察值年數有所不同，這是因為各公司上市時間的差異所造成。在外部勞動市場均衡薪酬之估計中(迴歸式(5))，所使用的樣本為全部 190 家公司 1029 筆觀察值所構成的混合資料，其中傳統製造業樣本有 120 家公司 722 筆觀察值，電子業樣本有 70 家公司 307 筆觀察值。而在薪酬變化之迴歸分析(迴歸式(3)、(4)、(6))，由於需要落後二期的資料來進行工具變數估計，使用的樣本為 190 家公司 649 筆觀察值；同時，若進行 AR(1)的 FGLS 估計，

由於 ρ 的估計需要每個樣本公司額外一年的資料，使用的樣本將縮減為 459 筆觀察值。

3.2 變數定義

除了總經理薪酬變數之外，本文實證模型所需的公司特質(*FIRM*)與績效變數(*PERF*)，包含：
(1)營業收入淨額(經消費者物價指數調整)之自然對數值(*lnSALE*)；(2)員工總數之自然對數值(*lnEMP*)；(3)市場績效，以資產市值與帳面價值比(*market-to-book asset*)(*MBA*)來衡量，也就是普通股市值與負債帳面價值之和除以資產帳面價值；(4)會計績效，以每股盈餘(*EPS*)來衡量；(5)研發與廣告密集度(*RDADI*)，以公司研發與廣告支出之和除以營業收入淨額來衡量；(6)資本密集度(*CAP1*)，以房屋建築成本與機器及儀器設備成本之總合除以員工人數來衡量；以及(7)以虛擬變數(*CHAIR*)代表總經理同時兼任公司董事長職務。這些變數中，除了總經理兼任董事長之資料來自於各公司的年度財務報告書之外，其餘變數所需的資料皆取自臺灣經濟新報社資料庫。

理論上，公司規模為影響經理人薪酬差異最重要的公司特質，我們以營業收入淨額與員工總數分別代表不同層面的公司規模。公司規模愈大，工作與管理的複雜性愈高，對於經理人之專業才能的要求也就愈大；同時，對於經理人的專業需求愈高，將使得相對缺乏這些知識的外部投資人或股東更難評量經理人的表現，加重了代理問題發生的可能性與程度；因此公司必然會以較高的薪酬吸引或留住具有高度專業與技能的經理人，並且以較高的薪酬來緩和代理問題。資產市值與帳面價值比，不僅代表著市場績效，通常也代表著資本市場對公司未來成長機會(*growth opportunity*)的評估，反映公司目前所擁有的淨現值為正的投資方案多寡。依現有文獻的觀點，如果經理人薪酬確實反映公司的績效與價值，則市場績效(或是成長機會)與會計績效皆當與經理人薪酬有正向的關係。

研發廣告密集度與資本密集度可以反映公司的經理人權衡程度(*managerial discretion*)。從策略管理的角度來說，經理人的權衡程度愈大，他們對公司價值的影響力就愈大，可以預期在經理人權衡程度高的公司組織下，公司績效會因經理人的優劣而產生明顯的差異，公司也因而願意付出較高的酬勞以獲得生產力高的經理人。同時，較高的經理人權衡程度通常隱含

較高的風險，亦即當經理人決策行為的可能性愈多時，其複雜性與不確定性也就越高，因此相對於經理人權衡程度低的組織環境，經理人會享有較高的酬勞以彌補其風險。簡言之，在經理人權衡程度高的廠商組織中，經理人承擔了較大的責任與風險，也因此會有較高的薪酬。由於研發與廣告支出的決策有較高的經理人權衡成分，而固定資本投資愈高代表公司的資產結構容許經理人權衡決策的空間較小，因此相關的策略管理文獻，例如 Finkelstein and Boyd (1998)，Hambrick and Abrahamson (1995)，與 Halebian and Finkelstein (1993)，通常以研發廣告密集度，以及資本密集度，來代表經理人權衡程度；較高的研發廣告密集度，或是較低的資本密集度，隱含較高的經理人權衡程度，具有此特質的公司會給付經理人較高的薪酬。另外，類似現有的文獻，本文將總經理是否兼董事長職位視為公司特有的工作型態，而非經理人個人特質。總經理如果同時兼董事長職位，公司決策的擬定、執行、與監督皆集中於同一人，董事會監督功能的不彰，將使得總經理有較大的機會與權力追求自身最大的利益，因此具有這樣工作型態的總經理，理論上會較未兼董事長職位的總經理有較高的酬勞。

本文有關經理人個人特質變數(*PERSON*)，包含：(1)總經理年資，以該經理人在總經理職位的工作年數之自然對數值(*lnTENURE*)來衡量，年資不足一年者以一年計算；(2)總經理學歷，由於絕大部份的總經理皆具有大專以上的學歷，因此我們以研究所的學歷做區分，以虛擬變數(*EDUC*)代表該總經理的教育程度為研究所畢業；(3)總經理個人持股比率(*MSHARE*)，計算總經理個人持有之普通股股數佔公司流通在外普通股股數之比率；(4)設定虛擬變數(*FAMILY*)來表示總經理擁有親屬(二等親以內之親屬)任董監事職務。總經理年資的資料是由財務報告書中所揭露的總經理就任日期計算而得；而總經理學歷、個人持股比率、與二等親以內之親屬任董監事之相關資料也皆可由公司之財務報告書獲得。

一般而言，經理人的年資與學歷當與其薪酬有正向的關係；而相對於資深的經理人來說，年資對於資淺經理人的薪酬增加應有較大的效果。理論上，經理人個人的持股越多，與股東的利益也越趨一致，緩和了代理問題，降低薪酬契約在解決代理問題的重要性，對於薪酬多寡會有負向的影響。最後，多數我國公司具有家族控股的特色，董監事會經常由同一家族成員所掌控，從好的一方面來看，經理人的決策受到其家族成員在董監事會更緊密的監督，當

可降低代理問題的發生，因此，親屬任職董監事對總經理薪酬會產生負向的效果。再者，我國家族企業盛行暗盤薪酬，家族成員所公開的薪酬資料，經常是低估了實際所得，並且更會傾向以高額的公開酬勞吸引非家族成員的專業經理人；如此，經理人之親屬任職董監事的效果，也有很大的可能性是與公開的薪酬呈負向的關係。

上述公司特質變數、績效變數、與經理人個人特質變數應用於(5)式之外部勞動市場均衡酬勞迴歸式時，是使用其「水準」值；而應用於(3)、(4)、(6)式之薪酬調整迴歸式時，是使用其跨年的變化值。有關公司特質變數的變化， $\Delta \ln SALE$ 、 $\Delta \ln EMP$ 、 ΔMBA 、 ΔEPS 、 $\Delta RDADI$ 、與 $\Delta CAPI$ 乃是直接計算其跨年的變化值；而總經理兼董事長之工作型態改變的效果，乃是以虛擬變數 $\Delta CHAIR$ ，考慮總經理的工作型態由 $t-1$ 年「不兼董事長」改變為在 t 年「兼董事長」的效果。至於經理人個人特質變數的變化，首先以虛擬變數 $REPLACE$ 控制公司於「年度間」更換總經理對薪酬變化所產生的可能效果， $REPLACE$ 值為 1 表示公司當年度的總經理為新任，與前一年度之總經理不同；大部分的樣本公司於研究期間 $REPLACE$ 值皆為 0。在控制了更換效果之後，對於留任之總經理的年資變化，以該經理人跨年年資自然對數值的變化，即 $\Delta \ln TENURE$ ，來衡量，而對於新任之總經理($REPLACE$ 值為 1)，其 $\Delta \ln TENURE$ 設為 0。需要注意的是，由於跨年的年資變化皆為一年，因此 $\Delta \ln TENURE$ 愈大代表「資淺」總經理的年資增加一年，而 $\Delta \ln TENURE$ 愈小則代表「資深」總經理的年資增加一年。由於樣本中總經理的學歷沒有隨時間變化而改變，只有在總經理更換時才有可能產生變化，且該效果可由變數 $REPLACE$ 所捕捉，因此在薪酬變動迴歸式中不加入總經理學歷變化的變數。總經理個人持股比率變化，直接以跨年的變化值($\Delta MSHARE$)來衡量，當總經理更換時，當年之 $\Delta MSHARE$ 設為 0。最後，設定虛擬變數 $\Delta FAMILY$ 來表示在 $t-1$ 年總經理沒有二等親親屬任董監事，而在 t 年出現二等親親屬任董監事；同理，當總經理更換時，當年之 $\Delta FAMILY$ 設為 0。

依照變數與薪酬之間的理論關係，公司與個人特質變數，不論是出現在(5)式外部勞動市場均衡薪酬迴歸式，或是以其變化值出現在(3)、(4)、(6)式的薪酬調整迴歸式，理論上應該有一致的影響效果。然而，外部勞動市場薪酬迴歸式與薪酬調整迴歸式，二者之間有其本質上的差異，前者的被解釋變數是薪酬水準值，反映的是這些特質變數對薪酬的長期效果，而後

者的被解釋變數是跨年薪酬變化值，反映的是這些特質變數的變化對於公司短期薪酬調整的效果 (Lazear and Oyer, 2003)。基於長短期效果的差異，各特質變數的迴歸係數值及其統計顯著性，在(5)式與(3)、(4)、(6)式之間可能略有不同，這是在解釋公司特質、績效、與經理人個人特質變數之實證結果時所必須注意的。

4 實證結果

4.1 基本統計量

【表 1 置於此處】

表 1 提供各實證變數於 1997 年、2003 年、以及 1997–2003 年之樣本平均值與標準差；同時也進行 1997 年與 2003 年平均值差異，以及 1997–2003 年傳統製造業與電子業樣本平均值差異的檢定。總經理薪酬(*COMP*)平均值由 1997 年到 2003 年增加約 5.89%，但其差異並不統計顯著；而標準差變小，顯示公司間薪酬差異縮小。若以產業來看，傳統製造業總經理的平均薪酬明顯低於電子業，但在這七年當中，前者的平均薪酬增加，但統計上不顯著，後者的平均薪酬下滑且具有顯著性，二者的差距已縮小。

在公司特質變數方面，比較 1997 與 2003 年，營業收入淨額(*lnSALE*)沒有明顯變化，但公司員工人數(*lnEMP*)、資產市值與帳面價值比(*MBA*)、與每股盈餘(*EPS*)都顯著下降，顯示在 1997–2003 年之間，整體而言，樣本公司有裁員與經營績效滑落(不論是市場表現或是會計績效)的趨勢。然而研發廣告密集度(*RDADI*)與資本密集度(*CAP*)平均值均增加，雖然 *CAP* 的增加並不顯著，而且也可能是因為員工人數減少所造成，卻也代表了樣本公司於績效不佳的情況下，仍增加研發廣告的無形投資，同時並未明顯減少有形資本的投資。在工作型態上，總經理同時兼任公司董事長職務(*CHAIR*)的情況更加普遍。經理人個人特質變數中，總經理年資(*lnTENURE*)明顯增加，表示在這段期間，樣本公司更換總經理的狀況並不明顯；而總經理學歷(*EDUC*)、親屬任董監事職務之家族總經理的比率(*FAMILY*)、以及總經理個人持股比率(*MSHARE*)的平均值，也維持穩定的水準，其差異在統計上均不顯著。發放股票紅利的樣本比率增加，主要的原因在於電子業上市公司大幅增多，而且電子業發放股票紅利的情形較傳統

製造業普遍。另一方面，由表 1，我們也可發現這些特質變數的平均值因公司所屬產業為傳統製造業或電子業而有明顯的不同。

簡言之，從表 1 我們可以觀察到公司特質與總經理個人特質在本文樣本期間(1997–2003 年)的改變，以及這些特質因不同產業而有明顯的差異，而這些外部勞動市場供需因素的變化與差異也將產生不同的市場均衡薪酬。公司如何反應市場均衡薪酬的改變，來調整其經理人薪酬，而調整過程是否因不同產業之勞動市場的差異而不同，即是本文計量分析的重點。

4.2 迴歸結果

【表 2 置於此處】

表 2 為(5)式外部經理人勞動市場均衡薪酬迴歸式的混合 OLS 估計結果，除了全部樣本外，也同時進行傳統製造業與電子業的子樣本迴歸，可以比較不同產業之外部勞動市場對於經理人薪酬行情決定的差異。另外，為了瞭解外部勞動市場相對於內部勞動市場對於薪酬水準決定的影響力，如第二節所做的說明，我們也額外進行加入公司個別效果的迴歸估計，以捕捉內部勞動市場的效果，也就是進行同時控制個別效果與時間效果的固定效果(two-way fixed effects)分析。由於固定效果迴歸估計的結果不是本文的重點，在此僅將其迴歸的調整後 R^2 列於表 2 中，按照 Lazear and Oyer (2003)的說法，比較混合 OLS 估計以及固定效果估計二者的調整後 R^2 ，可以判斷外部與內部勞動市場對於薪酬水準決定的相對影響力。以全部樣本之結果來說，混合 OLS 估計的調整後 R^2 為 0.304，而加入公司個別效果後，調整後 R^2 為 0.801；也就是樣本公司之間總經理薪酬水準的差異，大約 30%可以由外部勞動市場基於可觀察到的公司與個人特質所做出的評估來解釋，而加入公司個別效果所代表的內部勞動市場機能之後，可使解釋能力增加至 80%。這結果呼應了 Lazear and Oyer (2003)的結論，雖然內部勞動市場對於經理人薪酬決定的重要性十分明顯，但外部勞動市場的存在對於經理人薪酬也有很顯著的影響力。另外，比較傳統製造業樣本與電子業樣本之混合 OLS 估計，前者之 R^2 為 0.309，後者之 R^2 為 0.239，同時在加入公司個別效果之後的 R^2 增加也以傳統製造業樣本明顯較大，這些結果顯示，相較於電子業，不論是外部或是內部勞動市場，皆對傳統製造業經理人薪酬水準差異有較大的解釋能力。

公司特質與經理人個人特質對市場均衡薪酬的影響效果，大多符合理論的預期。代表公司規模的變數， $\ln SALE$ 與 $\ln EMP$ 皆有顯著的正係數，顯示大公司延攬或留住專業經理人以及緩和代理問題的需求，反映在較高的市場薪酬行情。會計績效(EPS)高的公司總經理有著較高的市場均衡薪酬，但市場績效(MBA)高的公司總經理卻沒有顯現這項優勢，其原因或許在於市場績效受到諸多複雜的資本市場訊息的影響，勞動市場傾向以較單純的基本面會計績效做為評估經理人薪酬時的標準。 $RDADI$ 的顯著正係數符合策略理論的預期，廠商組織具有較高的研發廣告密集度，隱含較高的經理人權衡程度，其經理人擔負較大責任與風險，因而有較高的市場酬勞行情。可惜 $CAP1$ 的顯著正係數與策略理論的預期並不一致，我們認為其原因可能是因為資本密集度代表了另一層面的公司規模效果，也就是資產規模的效果； $CAP1$ 的增加，一方面雖然因為經理人權衡程度降低而壓低了均衡薪酬水準，但另一方面其隱含的資產規模擴大，代表較高的經理人能力的需求，卻提升了經理人的均衡薪酬，對我國公司而言，後者的效果可能明顯超過前者而支配了 $CAP1$ 對市場薪酬水準的影響。總經理任公司董事長($CHAIR$)所擁有的較高決策權力，總經理具有較高的年資($\ln TENURE$)與較高的學歷($EDUC$)，皆符合預期地反映在較高的市場均衡薪酬。 $MSHARE$ 與 $FAMILY$ 二變數的顯著負係數，隱含總經理個人持股增加與總經理家族成員任公司董監事，降低了高額薪酬在解決代理問題的重要性，同時也與公司以高額酬勞吸引非家族成員的專業經理人的現象一致。 δ_t 的檢定顯示時間的效果並不顯著，隱含外部勞動市場對於總經理均衡薪酬的評估，具有跨時的穩定性。

我們也發現傳統製造業與電子業二個外部經理人勞動市場，對於影響市場供給的公司特質變數與市場均衡酬勞的關聯性有一致的評估，雖然迴歸係數有異，但影響方向與統計的顯著性類似；然而，對於影響市場需求的經理人個人特質與市場均衡酬勞的關係，二個勞動市場存在明顯的差異。一般認知中的高年資與高學歷經理人所能獲得的較高酬勞行情，以及總經理個人持股與薪酬在解決代理問題上的典型抵換現象，皆可在傳統製造業的勞動市場中觀察到，但這些關係在新興電子產業的勞動市場卻不明顯；相反地，以高額酬勞吸引非家族專業經理人的現象，顯著地出現在電子產業的勞動市場。這些結果皆能符合直覺上的推論，但要瞭解造成這些差異的原因，則有待對這二個產業的勞動市場做更進一步的分析。總言之，

表 2 實證結果所顯示的公司與經理人個人特質變數的解釋能力，支持(5)式可做為外部經理人勞動市場決定總經理市場均衡薪酬的合理估計模式。

【表 3 置於此處】

表 3 為總經理薪酬變化的工具變數 2SLS 估計，首先列出式(3)含落後期被解釋變數的動態追蹤模型估計結果，以與現有文獻做比較；再列出考慮外部經理人勞動市場影響效果之迴歸式(4)，含全部樣本以及傳統製造業與電子業子樣本的估計結果。按照第二節實證模型的說明，表 3 計算變數 $\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*$ 所需的總經理市場均衡薪酬估計值 ($Est. \ln COMP_{i,t-1}^*$)，我們是依二個勞動市場條件，即公司所屬產業為傳統製造業或是電子業以及公司是否發放股票紅利，將樣本分為四群，分別進行(5)式的混合 OLS 估計，以獲得均衡薪酬估計值。

表中 ρ 的估計值顯示，迴歸式(3)存在明顯的負向 AR(1)，而迴歸式(4)，不論是全部樣本或子樣本，AR(1)皆不明顯，因此我們也運用 Hatanaka (1974)的觀念，將迴歸式(3)經 Prais-Winsten 方式做變數轉換的 FGLS 估計結果呈現在表 3。工具變數 2SLS 估計的 R^2 並不一定存在於 0 與 1 之間，有負值產生的可能，因此由於 R^2 的意義並不明確，表 3 中未列出 R^2 。⁵ 迴歸式(3)的結果顯示 $\Delta \ln COMP_{i,t-1}$ 有顯著的正係數，意味著如果將本文的薪酬資料，運用到現有文獻的實證架構，也出現薪酬調整的跨期持續性，這結果與 Conyon (1997)的發現是一致的。不過值得注意的是，由於 ρ 的估計值顯著，隱含 AR(1)的現象，在修正 AR(1)之後， $\Delta \ln COMP_{i,t-1}$ 的係數卻轉變為顯著負係數；換言之，係數符號轉變的原因應該是控制了序列相關的因素。由於 Conyon (1997)並未進行序列相關的修正，而是逕自假設序列相關不存在，可能因而忽略前後期薪酬變化為負向相關的可能性，因此現有文獻有關前後期薪酬變化之間存在正向持續性的觀點並不明確，有待進一步的分析。

迴歸式(4)的估計結果，不論是全部樣本或是產業子樣本， $\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*$ 的係數，也就是

⁵ 這問題在一般計量教科書上皆有說明，簡單的說，在工具變數 2SLS 估計，由於估計誤差平方和 (residual sum of squares, SSE) 是利用工具變數估計法所獲得的估計係數所計算，SSE 不再一定小於總平方和 (total sum of squares, SST)，因此 $R^2 = 1 - SSE/SST$ 也就可能為負值。

薪酬變動調整係數 θ ，皆是介於 0 與 -1 的顯著負數，顯示公司確實會比較總經理前期薪酬與外部勞動市場的均衡薪酬行情，來進行本期薪酬的調整；當前期薪酬較勞動市場行情為高時，本期會調降薪酬，而當前期薪酬較勞動市場行情為低時，本期則會增加薪酬。以全部樣本為例， $\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*$ 的係數值為 -0.18，代表如果以薪酬的自然對數值來看，前期薪酬高於(低於)市場均衡薪酬的數值為 1 時，本期薪酬相較於前期薪酬調降(調升)0.18；另外一種解釋是，由於 $\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*$ 的係數值即為 $\partial \ln(COMP_{i,t} / COMP_{i,t-1}) / \partial \ln(COMP_{i,t-1} / COMP_{i,t-1}^*)$ ，因此如果以實際薪酬(非自然對數值)來看，前期薪酬相對於市場均衡薪酬($COMP_{i,t-1} / COMP_{i,t-1}^*$)每增加(減少)1%，本期薪酬相對於前期薪酬($COMP_{i,t} / COMP_{i,t-1}$)調降(調升)0.18%。若以產業子樣本來看，可以發現電子業樣本的 θ 調整係數絕對值(0.425)遠大於傳統製造業樣本(0.09)；因此，雖然外部勞動市場對於傳統製造業經理人薪酬水準差異有較大的解釋能力(表 2 的結果)，但電子業公司的薪酬調整對於其外部勞動市場卻有較高的敏感度，比較二個市場，相同的市場行情偏離程度，會激起電子產業公司較大幅度的薪酬調整。

雖然表 2 顯示公司特質、績效、與經理人個人特質對於外部勞動市場均衡薪酬水準的決定有顯著的影響，然而這些特質變數跨年的變化值對於公司短期薪酬調整的效果卻不是非常重要。例如，雖然在營業收入高與員工人數多的公司，其總經理有明顯較高的市場均衡薪酬，然而表 3 迴歸式(4)的結果顯示，就短期的薪酬調整來說，只有公司員工人數的變化($\Delta \ln EMP$)與總經理薪酬的調整有顯著的正向關係，而公司績效的變化也沒有反映在短期的薪酬變化。然而，如果不考慮外部經理人勞動市場，我們可以發現迴歸式(3)，在不修正 AR(1)的情形下，每股盈餘變化(ΔEPS)的正向效果具有統計顯著性，而由於這個迴歸設定即是諸多現有文獻所採用，因此本文會計績效與經理人薪酬的關係，與國外文獻所強調的薪酬反映公司績效變化的正向連結關係是一致的；但是不同於現有文獻的是，式(3)市場績效變化(ΔMBA)與經理人薪酬的正向關係並不顯著。簡言之，與現有著重於薪酬與績效關係的文獻相比較，在相同的計量模型下，我們發現我國經理人薪酬對於公司績效變化的敏感度，與國外研究結果相比較實在弱了許多。探究其原因，應是來自於薪酬結構上的差異，如同前言所述，我國經理人薪酬

結構中缺乏與績效誘因機制密切相關的股票或股票選擇權的組成，也因此薪酬與績效的連結關係勢必較弱。

回到迴歸式(4)的結果，研發廣告密集度與資本密集度為公司策略管理上的特質變數，對於公司經理人酬勞的影響，應較屬於管理層面上的長期穩定效果，因此變數值的變化($\Delta RDAD$ 與 $\Delta CAPD$)沒有立即反映在年度間的薪酬變化上。總經理兼職狀態的改變($\Delta CHAIR$)對於短期薪酬調整的正向效果卻是十分重要，一旦總經理兼任了公司董事長，其所擁有的較高決策權力，迅速地反映在其較高的薪酬上，而這效果又以電子產業較為明顯。 $REPLACE$ 的顯著負係數代表更換總經理之後，新任總經理的薪酬明顯較低，這結果符合常理的推斷。而在控制了更換效果之後， $\Delta \ln TENURE$ 有顯著的正係數，代表年資的增加對於「資淺」總經理的薪酬增加有較大的效果，而年資的效果在傳統製造業較為重要。總經理個人持股的增加($\Delta MSHARE$)以及總經理之二等親加入董監事會($\Delta FAMILY$)，對短期薪酬調整並不具明顯的效果。最後， η_t 的檢定顯示，在其他條件不變下，總經理的薪酬調整確實會受到時間虛擬變數所隱含的因素之變化所影響，例如總體經濟狀況隨時間的改變；而比較傳統製造業與電子業子樣本迴歸的檢定值，可以發現這些因素的變化對傳統製造業總經理的薪酬調整有較大且明顯的影響效果。

【表 4 置於此處】

表 3 是假設外部勞動市場基於市場供需特質(即公司與個人特質)，決定個別總經理在勞動市場應有的均衡薪酬，因此不同公司總經理有不同的市場均衡薪酬。在表 4 的 A 部分，我們以「產業平均薪酬」做為市場均衡薪酬，亦即相同產業(傳統製造業或是電子業)的公司總經理有相同的均衡薪酬，進行與表 3 相同的迴歸分析，檢驗實證結果的健全性。表 4 與表 3 的迴歸結果雷同，而主要觀察的重點是 $\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*$ 的係數；我們可以發現，不論是全部樣本或是產業子樣本，表 4 的 $\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*$ 皆有符合預期的顯著負係數，不過與表 3 相比，其係數絕對值皆較小。這結果顯示，以產業平均薪酬做為均衡薪酬，公司總經理薪酬調整時對於均衡薪酬的敏感度，很一致地小於以勞動市場針對公司與個人特質所決定的均衡薪酬做為調整準則時的敏感度，由於以公司與個人特質決定的均衡薪酬所包含的訊息明顯多於產業平均

薪酬，這樣的關係實為合理的結果。另外，與表 3 具有相同意涵的是，相較於傳統製造業，電子產業公司對於產業平均薪酬具有較高的敏感度，當其總經理薪酬偏離產業平均薪酬時，會有較大幅度的薪酬調整。

表 4 的 B 部分為式(6)的迴歸結果，考慮總經理薪酬因高於或是低於市場均衡酬勞的差異所可能產生的不對稱調整過程。在全部樣本的結果中， $(\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*)_o$ 的係數(即 迴歸式(6)的 θ_o)為 -0.153 ，代表在前期薪酬高估(高於市場均衡)的情況下，前期薪酬相對於市場均衡每高估 1%，本期薪酬相對於前期薪酬調降 0.153%；而 $(\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*)_u$ 的係數(即 迴歸式(6)的 θ_u)為 -0.204 ，代表在前期薪酬低估(低於市場均衡)的情況下，前期薪酬相對於市場均衡每低估 1%，本期薪酬相對於前期薪酬則調升 0.204%。這結果符合之前對 θ_o 與 θ_u 的預期，即二者都是負值且 $\theta_o > \theta_u$ ，表示針對外部勞動市場所傳遞的不同訊息，總經理薪酬的增加與減少，有不對稱的反應程度，前期總經理薪酬低於市場所決定的酬勞行情時，本期的薪酬調整有較大的調整係數；可惜的是，檢定的結果發現二個係數的差距統計上並不顯著。然而，子樣本的迴歸結果顯示不對稱的薪酬調整明顯存在於不同產業。傳統製造業公司對於總經理薪酬高估時有顯著的向下調整趨勢，前期薪酬相對於市場均衡每高估 1%，本期薪酬相對於前期薪酬調降 0.238%，但是薪酬低估時的向上調整趨勢卻不存在，檢定結果可知這二種趨勢的差異十分顯著(χ^2 檢定值為 4.834)。相反的，電子業公司對於總經理薪酬低估時有很顯著的調升趨勢，前期薪酬相對於市場均衡每低估 1%，本期薪酬相對於前期薪酬調升 0.667%，但是薪酬高估時的調降趨勢不明顯，檢定結果顯示這二種趨勢的差異在 15%統計水準下顯著(χ^2 檢定值為 2.241)。我們另外以「產業平均薪酬」做為市場均衡薪酬，重新進行表 4 之 B 部分的迴歸分析，發現產業間差異的型態與表 4 相同。⁶ 這些結果隱含不同產業在反應其勞動市場變化時，有不同的薪酬調整模式，當電子業公司短期內調升薪酬以反映低估的總經理薪酬時，傳統製造業公司近似「高估調降，低估不調升」的決策似乎有壓縮總經理薪酬的傾向。表 4 中 A 部

⁶ $(\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*)_o$ 與 $(\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*)_u$ 的係數(標準差)，在傳統製造業樣本為 $-0.162(0.055)$ 與 $0.029(0.042)$ ，在電子業樣本為 $-0.248(0.167)$ 與 $-0.375(0.123)$ ，其係數符號與統計顯著性皆與表 4 相同。

份與 B 部份的公司特質與經理人個人特質變數的迴歸係數，皆與表 3 的結果有相同的意涵，因此不再贅述。

5 結論

本文使用 1997 年至 2003 年 190 家上市公司的追蹤資料，探討總經理薪酬變化的決定因素。本文強調外部經理人勞動市場對於總經理薪酬調整的影響，我們認為這是研究我國經理人薪酬時需要考慮的重要因素，也是本文的主要貢獻。

透過適當的計量模型設計以及工具變數 2SLS 的估計，本文發現，我國公司在調整總經理薪酬時，很明顯地會將外部經理人勞動市場基於公司特質與經理人個人特質所決定的市場均衡薪酬納入考慮。由於我國經理人薪酬結構異於國外公司，現有國外文獻強調的薪酬與績效的連結關係，應不是我國經理人薪酬變化的關鍵因素，我們套用本文資料到與國外研究相同的計量模型，其結果也證實這個觀點。更明確的說，公司在決定薪酬時，會因應前一年度總經理薪酬是否偏離外部勞動市場均衡薪酬，來做今年度薪酬的調整；前一年度薪酬低估時，今年的薪酬調升，反之，則調降。同時，此薪酬變動的趨勢因不同產業而有明顯的差異，相較於傳統製造業，電子業公司之總經理薪酬對於其外部勞動市場的變化有較高的敏感度。我們也發現，薪酬的調升與調降具有不對稱的現象，雖然對全部樣本而言，此關係並不具統計顯著性，但基本上薪酬低於市場均衡值時之調升幅度，略大於薪酬高於均衡值時之調降幅度。而不對稱的型態隨產業的不同而異，傳統製造業公司在總經理薪酬高估時會顯著地向下調整，相反地，電子業公司對於總經理薪酬低估時有很顯著的調升趨勢，不同產業的公司似乎隱含著不同的薪酬調整模式。總言之，本文的實證結果，證實了外部經理人勞動市場在我國經理人薪酬決定與調整時所扮演的重要角色。

參考文獻

- 林淑惠與胡星陽 (2003), 上市公司高階經理人之酬勞結構, 《經濟論文》, 31, 171–206.
- 林穎芬與劉維琪 (2003), 從高階主管薪酬的研究探討代理理論在臺灣的適用程度, 《管理學報》, 20, 365–395.
- 陳隆麒, 郭敏華, 與吳政穎 (1998), 我國上市公司高階主管薪酬決定因素之探討, 《中國財務學會年會暨學術研討會論文集》, 925–943.
- 陳明園與石雅慧 (2004), 高階經理人薪酬—代理理論與競賽理論之實證研究, 《台大管理論叢》, 15, 131–166.
- 單驥與吳玉瑩 (2004), 台灣管理階層薪資結構: Tournament Theory之實證研究, 《管理評論》, 23, 47–68.
- Aggarwal, R. and A. Samwick (1999), The other side of the trade-off: the impact of risk on executive compensation, *Journal of Political Economy*, 107, 65–105.
- Blanchflower, D.G., A.J. Oswald, and M.D. Garrett (1990), Insider power in wage determination, *Economica*, 57, 143–170.
- Boyd, B.K. (1994), Board control and CEO compensation, *Strategic Management Journal*, 15, 335–344.
- Charness G. and D.I. Levine (2002), Changes in the employment contract? Evidence from a quasi-experiment, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 47, 391–405
- Canyon, M. (1997), Corporate governance and executive competition, *International Journal of Industrial Organization*, 15, 493–509.
- Canyon, M. (2003), Perspectives on the governance of executive compensation, in *Competition, Monopoly and Corporate Governance*, edited by M. Waterson, 228–258, Edward Elgar.
- Canyon, M. and D. Leech (1994), Top pay, company performance and corporate governance, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 56, 229–247.
- Core, J., W. Holthausen, and D. Larcker (1999), Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance, *Journal of Financial Economics*, 51, 371–406.
- Core, J., W. Holthausen, and D. Larcker (2003), Executive equity compensation and incentives: A survey, *Economic Policy Review*, April, 27–50.
- Cosh, A. and A. Hughes (1997), Executive remuneration, executive dismissal and institutional shareholdings, *International Journal of Industrial Organization*, 15, 469–492.
- Ehrenberg, R. and M. Bognanno (1990), The incentive effects of tournaments revisited: Evidence from the European PGA tour, *Industrial and Labor Relations Review*, 43, 74–88.
- Eriksson, T. (1999), Executive compensation and tournament theory: Empirical tests on Danish data, *Journal of Labor Economics*, 17, 262–280.
- Finkelstein, S. and B.K. Boyd (1998), How much does the CEO matter? The role of managerial discretion in

- the setting of CEO compensation, *Academy of Management Journal*, 41, 179–199.
- Garen, J. (1994), Executive compensation and principal-agent theory, *Journal of Political Economy*, 102, 1175–1199.
- Graafland, J and M. Lever (1996), Internal and External Forces in Sectoral Wage Formation: Evidence from the Netherlands, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 241–252.
- Greene, W. H. (2003), *Econometric Analysis*, 5th edition, Prentice-Hall.
- Gregg, P., S. Machin, and S. Szymanski (1993), The disappearing relationship between directors' pay and corporate performance, *British Journal of Industrial Relations*, 31, 1–9.
- Haleblian, J. and S. Finkelstein (1993), Top management team size, CEO dominance, and firm performance: The moderating roles of environmental turbulence and discretion, *Academy of Management Journal*, 36, 844–863.
- Hallock, K.F. (1997), Reciprocally interlocking boards of directors and executive compensation, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 32, 331–344.
- Hambrick, D.C. and E. Abrahamson (1995), Assessing managerial discretion across industries: A multimethod approach, *Academy of Management Journal*, 38, 1427–1441.
- Hatanaka, M. (1974), An efficient estimator for the dynamic adjustment model with autocorrelated errors, *Journal of Econometrics*, 2, 199–220.
- Holmstrom, B. (1979), Moral hazard and observability, *Bell Journal of Economics*, Spring, 74–91.
- Hsiao, C. (2003), *Analysis of Panel data*, 2nd edition, Cambridge University Press.
- Ingham, H., Thompson, S. (1994), Paying for performance: Efficiency wages and mutuality, *Managerial Decision and Economics*, 15, 279–289.
- Janakiraman, S., R. Lambert, and D. Larcker (1992), An empirical investigation of the relative performance evaluation hypothesis, *Journal of Accounting Research*, 30, 53–69.
- Jensen, M. and W. Meckling (1976), Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure, *Journal of Financial Economics*, 3, 305–360.
- Jensen, M. and K. Murphy (1990), Performance pay and top management incentives, *Journal of Political Economy*, 98, 225–264.
- Lambert, R., D. Larcker, and K. Weigelt (1993), The structure of organizational incentives, *Administrative Science Quarterly*, 38, 438–461.
- Lazear E. and P. Oyer (2003), Internal and external labor markets: A personnel economics approach, NBER Working Papers: 10192.
- Main, B. (1991), Top executive pay and performance, *Managerial and Decision Economics*, 12, 219–229.
- Main, B., C. III O'Reilly, and J. Wade (1993), Top executive pay: Tournament or teamwork?, *Journal of*

Labor Economics, 11, 606–628.

Mehran, R. (1995), Executive compensation, ownership, and firm performance, *Journal of Financial Economics*, 38, 163–184.

Murphy, K. (1999), Executive Compensation, in *Handbook of Labor Economics*, Edited by O. Ashenfelter and D. Card, 2485–2563, North-Holland Publishers.

Wooldridge, J. (2003), *Introductory Econometrics: A modern approach*, 2nd edition, Southwestern Publishers.

表 1. 基本統計量

	1997		1997-2003	
	平均值(標準差)	標準差	全部樣本	傳統製造業樣本
<i>lnCOMP</i>	14.804 (0.496)	0.496	14.839 (0.546)	14.753 (0.52)
<i>COMP</i> (千元)	3090 (2060)	2060	3220 (1936)	2906 (1532)
傳統製造業樣本：				
<i>lnCOMP</i>	14.736 (0.433)	0.433		
<i>COMP</i> (千元)	2765 (1342)	1342		
電子業樣本：				
<i>lnCOMP</i>	15.259 (0.659)	0.659		
<i>COMP</i> (千元)	5279 (4054)	4054		
<i>lnSALE</i>	22.153 (1.042)	1.042	22.036 (1.164)	21.907 (1.08)
<i>lnEMP</i>	6.506 (1.125)	1.125	6.261 (1.090)	6.164 (1.11)
<i>MBA</i>	1.932 (1.050)	1.050	1.375 (0.946)	1.174 (0.62)
<i>EPS</i>	1.831 (2.704)	2.704	1.101 (2.488)	0.714 (1.46)
<i>RDADI</i>	0.020 (0.030)	0.030	0.026 (0.034)	0.018 (0.02)
<i>CAPI</i>	4.344 (4.696)	4.696	4.741 (5.478)	5.547 (5.70)
<i>CHAIR</i>	0.176 (0.383)	0.383	0.247 (0.431)	0.206 (0.40)
<i>lnTENURE</i>	1.797 (0.911)	0.911	2.000 (0.880)	1.995 (0.87)
<i>EDUC</i>	0.294 (0.458)	0.458	0.297 (0.457)	0.255 (0.43)
<i>MSHARE</i>	0.029 (0.043)	0.043	0.034 (0.049)	0.031 (0.05)
<i>FAMILY</i>	0.329 (0.473)	0.473	0.412 (0.492)	0.425 (0.49)
發放股票紅利之樣本(比率)	20 (23.5%)	23.5%	320 (31.1%)	14.7%
電子產業之樣本(比率)	11 (12.9%)	12.9%	307 (29.8%)	
觀察值	85		1029	722

說明：1.a, b, 和 c 分別代表 1%, 5%, 和 10% 的統計檢定水準下顯著。

2. 在「2003 平均值(標準差)」該欄所顯示的檢定結果為 1997 年與 2003 年樣本平均值相等的 t 檢定；在「電子業樣本」該欄所顯示的檢定結果為傳統製造業與電子業之 1997-2003 年樣本平均值相等的 t 檢定。

表 2. 外部經理人勞動市場均衡薪酬迴歸式之混合 OLS 估計結果

	迴歸式(5) (全部樣本)	迴歸式(5) (傳統製造業樣本)	迴歸式(5) (電子業樣本)
常數項	11.685 (0.436)a	12.365 (0.652)a	12.565 (0.662)a
lnSALE	0.110 (0.025)a	0.075 (0.036)b	0.095 (0.039)b
lnEMP	0.060 (0.023)a	0.056 (0.026)b	0.042 (0.052)
MBA	-0.004 (0.024)	-0.026 (0.037)	-0.024 (0.036)
EPS	0.050 (0.009)a	0.087 (0.014)a	0.043 (0.011)a
RDADI	2.888 (0.441)a	2.922 (0.628)a	1.216 (0.737)c
CAPI	0.015 (0.003)a	0.019 (0.004)a	0.025 (0.006)a
CHAIR	0.123 (0.038)a	0.083 (0.043)b	0.179 (0.072)b
lnTENURE	0.068 (0.017)a	0.096 (0.020)a	-0.018 (0.032)
EDUC	0.066 (0.032)b	0.063 (0.038)c	0.052 (0.057)
MSHARE	-1.574 (0.447)a	-2.186 (0.504)a	-0.734 (0.589)
FAMILY	-0.072 (0.033)b	0.021 (0.039)	-0.169 (0.066)b
δ_t 之 Wald 檢定值($\chi^2(6)$) (參考組為 1997)	5.463	8.700	0.211
調整後 R ²	0.304	0.309	0.239
固定效果(two-way fixed effects)估計之調整後 R ²	0.801	0.838	0.673
公司數	190	120	70
觀察值	1029	722	307

說明：1. 括弧內數值為標準差。

2. a, b, 和 c 分別代表 1%, 5%, 和 10%的統計檢定水準下顯著。

表 3. 經理人薪酬變化迴歸式之工具變數2SLS 估計結果(一)

	迴歸式(3) (全部樣本)	迴歸式(3) (經 AR(1)修正) (全部樣本)	迴歸式(4) (全部樣本)	迴歸式(4) (傳統製造業 樣本)	迴歸式(4) (電子業樣本)
常數項	-0.029 (0.047)	0.057 (0.020)a	0.014 (0.030)	-0.011 (0.029)	0.083 (0.099)
$\Delta \ln COMP_{i,t-1}$	0.837 (0.243)a	-0.104 (0.028)a			
$\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*$			-0.180 (0.034)a	-0.090 (0.032)a	-0.425 (0.088)a
$\Delta \ln SALE$	-0.037 (0.047)	-0.023 (0.036)	-0.008 (0.031)	-0.021 (0.029)	-0.023 (0.114)
$\Delta \ln EMP$	0.133 (0.082)c	0.236 (0.052)a	0.187 (0.054)a	0.119 (0.058)b	0.309 (0.127)b
ΔMBA	0.028 (0.030)	0.033 (0.030)	0.005 (0.020)	-0.029 (0.034)	-0.013 (0.039)
ΔEPS	0.022 (0.013)c	0.006 (0.011)	0.003 (0.008)	-0.001 (0.010)	0.024 (0.017)
$\Delta RDADI$	-1.052 (0.788)	-0.631 (0.493)	-0.611 (0.533)	-0.244 (0.533)	-1.212 (1.400)
$\Delta CAPI$	-0.004 (0.008)	-0.009 (0.005)c	0.003 (0.006)	3.E-04 (0.005)	0.022 (0.019)
$\Delta CHAIR$	0.088 (0.113)	0.064 (0.103)	0.169 (0.075)b	0.064 (0.089)	0.273 (0.143)c
$REPLACE$	-0.255 (0.062)a	-0.223 (0.055)a	-0.223 (0.042)a	-0.242 (0.044)a	-0.198 (0.090)b
$\Delta \ln TENURE$	0.254 (0.089)a	0.106 (0.045)b	0.134 (0.055)b	0.152 (0.053)a	0.060 (0.154)
$\Delta MSHARE$	0.694 (1.946)	-1.807 (1.792)	0.886 (1.319)	1.258 (1.177)	-1.041 (6.101)
$\Delta FAMILY$	-0.080 (0.218)	-0.215 (0.139)	-0.024 (0.147)	-0.085 (0.216)	0.037 (0.227)
$\hat{\eta}_{i,t-1}$		0.271 (0.046)			
ρ 估計值	-0.450 (0.074)a		-0.078 (0.084)	-0.036 (0.078)	-0.198 (0.126)
η_t 之 Wald 檢定值($\chi^2(4)$) (參考組為 1999)	5.823	9.141 b	11.221 b	19.636 a	1.124
公司數	190	190	190	120	70
觀察值	649	459	649	482	167

說明：1. 括弧內數值為標準差。

2. a, b, 和 c 分別代表 1%, 5%, 和 10%的統計檢定水準下顯著。

3. 在經 AR(1)修正的迴歸式(3), 時間虛擬變數 η_t 包含 d01...d03 (參考組為 2000), 故其檢定為 $\chi^2(3)$ 之 Wald 檢定值。

表 4. 經理人薪酬變化迴歸式之工具變數2SLS 估計結果(二)

	(1)全部樣本	(2)傳統製造業樣本	(3)電子業樣本
A. 以產業平均薪酬衡量市場均衡薪酬			
常數項	0.006 (0.031)	-0.012 (0.030)	0.021 (0.104)
$\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*$	-0.129 (0.023)a	-0.051 (0.023)b	-0.322 (0.060)a
$\Delta \ln SALE$	0.004 (0.032)	-0.017 (0.029)	0.039 (0.120)
$\Delta \ln EMP$	0.207 (0.055)a	0.130 (0.059)b	0.323 (0.132)b
ΔMBA	0.009 (0.021)	-0.025 (0.034)	-0.006 (0.041)
ΔEPS	-0.006 (0.008)	-0.003 (0.010)	-0.008 (0.017)
$\Delta RDADI$	-0.785 (0.545)	-0.328 (0.541)	-1.613 (1.453)
$\Delta CAPI$	0.001 (0.006)	-0.001 (0.005)	0.009 (0.019)
$\Delta CHAIR$	0.161 (0.077)b	0.068 (0.091)	0.168 (0.150)
$REPLACE$	-0.229 (0.043)a	-0.246 (0.045)a	-0.173 (0.095)c
$\Delta \ln TENURE$	0.113 (0.057)b	0.143 (0.055)a	0.063 (0.161)
$\Delta MSHARE$	1.281 (1.366)	1.321 (1.214)	-1.658 (6.339)
$\Delta FAMILY$	0.005 (0.151)	-0.081 (0.220)	0.173 (0.241)
ρ 估計值	-0.101 (0.082)	-0.068 (0.080)	-0.148 (0.128)
η_t 之 Wald 檢定值($\chi^2(4)$)(參考組為 1999)	10.211 b	18.980 a	1.733
B. 不對稱的薪酬調整			
常數項	0.006 (0.037)	0.034 (0.036)	-0.029 (0.129)
$(\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*)_o$	-0.153 (0.084)c	-0.238 (0.076)a	-0.029 (0.291)
$(\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*)_u$	-0.204 (0.076)a	0.072 (0.079)	-0.667 (0.177)a
$\Delta \ln SALE$	-0.007 (0.031)	-0.032 (0.029)	-0.052 (0.122)
$\Delta \ln EMP$	0.184 (0.054)a	0.131 (0.058)b	0.305 (0.134)b
ΔMBA	0.005 (0.020)	-0.036 (0.034)	0.005 (0.043)
ΔEPS	0.004 (0.008)	-0.002 (0.010)	0.023 (0.018)
$\Delta RDADI$	-0.609 (0.534)	-0.332 (0.532)	-2.042 (1.594)
$\Delta CAPI$	0.003 (0.006)	0.001 (0.005)	0.024 (0.020)
$\Delta CHAIR$	0.170 (0.076)b	0.057 (0.089)	0.282 (0.152)c
$REPLACE$	-0.222 (0.042)a	-0.245 (0.044)a	-0.164 (0.098)c
$\Delta \ln TENURE$	0.134 (0.056)b	0.162 (0.053)a	0.117 (0.167)
$\Delta MSHARE$	0.982 (1.347)	0.709 (1.196)	1.118 (6.585)
$\Delta FAMILY$	-0.023 (0.147)	-0.115 (0.216)	0.015 (0.241)
ρ 估計值	-0.081 (0.082)	-0.041 (0.077)	-0.117 (0.120)
η_t 之 Wald 檢定值($\chi^2(4)$)(參考組為 1999)	11.244 b	19.747 a	0.854
$(\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*)_o$ 與 $(\Delta \ln COMP_{i,t-1}^*)_u$ 係數相等之 Wald 檢定值($\chi^2(1)$)	0.121	4.834 b	2.241
公司數	190	120	70
觀察值	649	482	167

說明：1.括弧內數值為標準差。

2.a, b, 和 c 分別代表 1%, 5%, 和 10%的統計檢定水準下顯著。