

公司治理對上市公司高管薪酬粘性的影響

陳龍¹，林永佳¹，洪芳^{2*}

(1.澳門科技大學商學院，澳門；2.澳門科技大學酒店與旅遊管理學院，澳門)

摘要：本文以滬深兩市A股上市公司2015-2018年度資料為研究樣本。研究我國上市公司高管薪酬是否存在粘性，並基於公司治理對高管薪酬黏性問題進行分析。研究表明：(1)我國上市公司高管薪酬存在粘性特徵，也就是在業績上升時的薪酬增加幅度要比業績下降時的薪酬減少幅度高。(2)獨董比例與兩職合一越高的治理結構可以顯著降低高管薪酬粘性。(3)股權集中度對高管薪酬粘性無顯著影響。(4)董事會規模越大反而加劇了高管薪酬粘性。

關鍵詞：公司治理；高管薪酬；薪酬粘性

The Impact of Corporate Governance on the Stickiness of Executive Pay

Long CHEN¹, Yongjia LIN¹, Fang HONG^{2*}

(1.School of Business, Macau University of Science and Technology, Macau, China; 2. Faculty of Hospitality and Tourism Management, Macau University of Science and Technology, Macau, China)

Abstract: This article uses the 2015-2018 annual data of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen as research samples. To study whether there is stickiness in executive compensation of listed companies in my country, and analyze the stickiness of executive compensation based on corporate governance. The research shows that: First, the executive compensation of listed companies in my country has a sticky characteristic, that is, when the performance increases, the salary increase rate is higher than when the performance declines. Second, the higher the proportion of independent directors and the higher the governance structure of the two positions, the lower the remuneration stickiness of executives. Third, equity concentration has no significant impact on executive compensation stickiness. Fourth, the larger the size of the board of directors, the more it exacerbates senior executive compensation stickiness.

Keywords: Corporate Governance; Executive Compensation; Pay Stickiness

0 引言

近些年來，高管薪酬與企業績效之間存在著顯著的不對稱性。“巨額薪酬”事件的頻頻發生更引起了大眾對高管薪酬合理性的普遍質疑。

2015年，中國平安集團董事長馬明哲以1090萬元的年薪成為A股“最值錢”的總經理。經濟形勢的衰退並沒有導致高管薪酬的下降，這反映出薪酬只漲不跌的混亂局面。Jackson在2008年對高管薪酬變化不一致的現象進行了最完善的定義，

收稿日期：2021-01-26；修訂日期：2021-04-30。

*通訊作者：洪芳，女，博士，澳門科技大學酒店與旅遊管理學院助理教授。主要研究方向：財務管理，公司治理，酒店收益管理，旅遊經濟學。

Email: fhong@must.edu.mo, Tel: (853) 8897-2912

他稱之為高管薪酬粘性，即績效提高時高管薪酬具有更大的邊際增量，並且此項數據超過了績效降低時的邊際減少量^[15]。高管薪酬是實現經營者與所有者利益趨同的重要手段，黏性現象違背了最優薪酬契約的原理，在一定程度上反映了高管薪酬契約的失效，長期而言影響企業健康的發展，黏性也在一定程度上體現了我國企業所實行的公司治理機制不完善^[10]。是什麼導致了高管薪酬的粘性呢？如何有效控制才可促使企業更好地發展？

因此，本文以 2015-2018 年中國滬深 A 股上市公司為研究樣本，分析公司治理結構對上市高管薪酬粘性的影響，全面瞭解此種粘性與治理指標間存在的關係。本文的創新之處如下，第一，我國對企業高管薪酬粘性的研究才剛處於起步階段。本文從治理結構層面展開研究，在公司治理結構中選取獨董比例、董事長與總經理兩職合一、董事會規模、股權集中度來研究其對高管薪酬粘性的影響。第二，為了檢驗公司治理變量、企業業績及業績變化此三項的交互效應，在回歸模型中依次放入三者變量做交互項，為了避免變量的相關性過高而導致共線性問題，將公司治理變量與企業業績均進行中心化處理後再計算交互項。

1 文獻綜述

1.1 高管薪酬和公司業績關係

國內外關於高管薪酬與公司績效的研究結論不盡相同。Jensen and Murphy(1990) 選取 7750 家上市公司為研究樣本，研究表明企業績效不會對高管薪酬產生顯著影響^[14]。Hall and Liebman(1998) 研究美國上市公司當中在 1980-1994 年的商業公司，研究表明高管薪酬和企業績效正逐漸顯示出明顯聯繫^[17]。張暉明和陳志廣(2002)、李繼偉(2013) 的研究都發現企業績效與高管薪酬呈顯著正相關^[5]。從現有的研究中可以看出，學者們主要認為高管薪酬與公司績效呈正相關，且二者之間的

相關性在逐漸增強。

1.2 公司治理與高管薪酬業績敏感性關係

Yermack(1996) 以 1984-1991 年 7792 家公司為樣本，研究表明公司價值與董事會規模呈負相關^[13]。Brickley(1997) 提出董事長與總經理分離將導致增加監督總成本。Adward(1998) 認為高管薪酬在一定程度上受股權集中度的影響，公司有非常集中的股權，則會更加嚴格監管公司高管薪酬。Holthausen and Larcker(1999) 研究表明董事會規模越大的公司其高管的薪酬越高^[9]。杜興強、王麗華(2009) 研究表明股權結構對高管薪酬有較強的影響，兩職兼任會導致其薪酬的增加^[4]。羅爽(2009) 研究結果表明第一大股東持股比例、兩職分離與薪酬呈負相關。李亮平、梁飛(2010) 研究結果表明董事會規模較小的公司可以提高對高管監督效率。管理層持股比例對高管薪酬無顯著影響^[3]。任佳音(2019) 研究發現我國民營企業中二職兼任能夠對企業績效產生顯著影響，兩職合一的結構可以提高研發投入強度，為企業獲得核心競爭力^[9]。

1.3 公司治理與高管薪酬粘性關係

Cheng(2005) 研究發現當經營者擁有更大的權力時，所獲報酬在盈虧績效之間存在不對稱性^[12]。Firth、Fung and Rui(2006) 研究發現國有企業的薪酬粘性比民營企業更為明顯。Leone and Zimmerman(2006) 研究表明不對稱效應普遍存在于現金報酬和會計利潤之間，這符合高管薪酬粘性的觀點^[16]。Jackson and Reitenga(2008) 實證表明了高管薪酬存在粘性特徵^[15]。方軍雄(2009) 從滬深兩市上選取 2001-2007 年共 7752 家企業作為研究樣本，研究發現上市公司高管薪酬存在粘性特徵以及地方國有企業高管薪酬粘性高於民營企業和中央控制企業，董事會獨立性特別是外部獨立董事

比例的提高有利於緩解高管薪酬粘性。高文亮 (2011) 通過分組研究表明，高管薪酬的粘性會隨著管理層權力的提高而提高。另外管理層權力會使高管薪酬水平進一步提高，與非權力型企業相比，管理層權力型企業的薪酬粘性會更高一些^[6]。鐘夏 (2013) 對 2006-2010 年上市公司的財務報告資料進行研究，研究結果表明，高管薪酬與公司經營業績正相關，國企高管薪酬具備顯著的粘性特點^[8]。羅莉、胡耀丹 (2015) 考察了 2009-2011 年上市公司內部控制和高管薪酬粘性間的關係，結果表明上市公司高管薪酬與剔除非經常性損益後的淨利潤之間存在粘性，在高品質內部控制的作用下粘性減弱^[7]。綜上所述，本文結合我國的實際情況，基於抑制高管薪酬粘性的視角，檢驗我國公司治理結構的有效性。

2 理論分析與研究假設

根據委託代理理論，現代公司制度中所有者和經營者是分離的，但隨著經濟的不斷發展，兩權分離帶來的資訊不對稱導致逆向選擇問題日益突出。為了緩解代理衝突，降低管理層自利行為的風險，將高管薪酬與公司績效掛鉤的設計在一定程度上可以控制高管的不作為，但不代表高管薪酬和業績變化是一致的。方軍雄 (2009) 發現高管薪酬和業績之間存在薪酬粘性。當業績下跌時高管不希望薪酬隨之下滑，因為薪酬隨業績下降可能會向公司及外界傳達其不善經營、能力不足的負面信號^[1]。由於薪酬關係到高管的聲譽、前途，所以高管更多地將業績下滑歸咎於外部客觀原因，例如政府政策、市場不景氣等，並發揮管理層權力盡可能地調小薪酬降低的幅度。在高管薪酬的決定上自然容易造成“獎優不懲劣”的狀況。據此本文提出假設一。

假設一：上市公司高管薪酬具有粘性特徵，也就是在業績上升時的薪酬增加幅度要比業績下降時的薪酬減少幅度高。

董事會在公司內部治理體系下佔據重要地位，

而董事會的獨立性則能很好地顯示出董事會的監督力度。獨立董事獨立於企業的經濟活動，不受公司治理中各部門的制約。因此，他們可以對公司的戰略、運作和重大問題進行獨立思考和判斷。同時對公司高級管理人員進行監督、約束和管理。當獨立董事人數在董事會人數中所占人數增多時，董事會的獨立性就會進一步上升，加強董事會獨立的一種重要方法就是提高獨立董事人數。Core、Holthausen (1999) 瞭解到，在對高管薪酬進行明確時，獨立董事所具有的作用非常關鍵^[11]。所以提高獨立董事比例將會有利於公司激勵契約的改善以及高管薪酬粘性減小，據此本文提出假設二。

假設二：獨立董事比例越高的企業可以顯著降低高管薪酬粘性。

在自由市場競爭中，我國民營上市企業使用兩職合一的經營模式可以顯著提高企業績效，提高資訊溝通和決策的效率，為企業獲得核心競爭力 (任佳音，2019)。兩職兼任可以為企業取得更好的發展機會，由於經營活動的風險性和降低風險的主要任務，有必要賦予經營者一定的隨機處置權，以保持企業在競爭環境中生存 (陳傳明，1997)。現代管家理論表明，代理理論對高管的內在機會主義和偷懶假定是不合適的，高管對自身尊嚴、信仰以及內在工作滿足的追求，會使他們努力管理公司，成為企業資金的好“管家” (Boyd, 1995)^[18]。在管理者的自律基礎上，管理者與股東以及其他利益相關者的利益是一致的，在業績下滑而自身薪酬不降的可操作空間以及歸咎於外界的原因減少了。兩職合一使高管薪酬與企業業績之間能夠得到更合理的評價。據此本文提出假設三。

假設三：董事長和總經理兩職合一的企業可以顯著降低高管薪酬粘性。

董事會規模作為董事會結構的核心方面，對董事會的經營決策和監督職能有著重大影響。有學者研究發現，董事會數量相對較少更有利於提高治理決策效率。較小的董事會有利於成員之間的溝通，就容易就決策達成共識 (朱夢舒，2013)。而較大規模的董事會容易導致董事會成員搭便車，造成董事

會大而無用的情況。造成高管人員趁機而入，進一步集中了高管權力，為其操控董事會提供便利，並獲得更佳的薪酬計畫(肖詩怡，2013)。特別是在業績降低時，高管採取其他方式增加自身薪酬，從而發生績效與薪酬間不對稱現象，故薪酬方案具有更明顯的粘性現象。據此本文提出假設四。

假設四：董事會人數規模越大的企業顯著加大了高管薪酬粘性。

股權結構也是公司治理中的重要組成內容，其能夠有效約束高管權力。倘若股權集中度非常高，那麼大股東就會從公司收益中受益較多，公司運營不合理走向破產，那麼大股東的經濟損失也更多。因為公司業績以及高管激勵是否有效和股東自身利益緊密相關，掌握著控制權的大股東對管理人員的代理問題給予高度重視，會積極參與對管理層的監管(Adward, 1988)，抑制高管利用自身職務來制定不合理薪酬的可能。因此，股權集中度越高，大股東就會更積極地對董事會制立高管薪酬的過程進行監督，降低高管薪酬粘性。本文提出假設五。

假設五：股權集中度較高的企業可以顯著降低高管薪酬粘性。

3 研究設計

3.1 資料選取與來源

本文選取 2015—2018 年中國 A 股上市公司為研究樣本。國泰安(CSMAR)資料庫為資料的來源。研究樣本還進行以下處理：(1) 剔除金融類上市企業；(2) 被 ST、*ST 和 PT 等特殊處置的企業；(3) 剔除高管薪酬和企業業績等資料缺失的企業；(4) 剔除資產負債率大於 100% 的異常值；(5) 剔除淨利潤為負數的企業；(6) 以避免產生極端異常值的影響。針對連續變量，展開了 99% 和 1% 水平上的縮尾(Winsorize)處理。共篩選出跨度 4 年，總數為 3071 家 A 股上市企業，9063 個樣本觀察值。

資料處理方面，使用 Stata 15.0 以及 Excel 展開統計研究。

3.2 變量選取與定義

被解釋變量：高管薪酬(Lnpay)。薪酬形式有貨幣薪酬與股權激勵，但由於我國高管薪酬契約機制在股權激勵方面還存在不足，沒法辨別哪些是自持股，哪些是股權激勵。參考方軍雄等(2009)的處理方法，將高管薪酬的指標確定為最高前三名董事薪酬的總額^[1]。由於和其它變量的大小不同，將薪酬總額取自然對數。解釋變量：(1) 公司業績(Lnperfl)。現有研究文獻涉及到市場業績和會計業績。會計業績是指公司的核心財務指標，包括總資產淨利率、淨利潤等。市場業績指標涉及到托賓 Q 值、股票收益率。由於運營活動形成的淨利潤能夠對高管的努力程度進行直接反映，同時還能直接影響到高級管理人員的薪酬，迎合我國國情。本文選取會計業績指標中的淨利潤指標，由於淨利潤數額較大，本文將其取自然對數作為企業業績的衡量指標。(2) 業績變化(Down1)。此外，借鑒方軍雄等人(2009)的處理方式，將其明確為公司業績同比降低時將其數值確定為 1，業績上升時取值為 0^[1]。(3) 獨立董事比例(Indd)。本文借鑒前人的方法，依據是獨立董事在董事會中所佔據的比例(鄭志剛、呂秀華，2009)。(4) 兩職合一(Dual)。本文分析上市公司年報中董事長與經理的任職狀況，以兩個職位是否同時兼任為研究變量，當兩職兼任時 Dual 取值為 1，否則為 0。

表 1 變量說明表

變量名稱	變量符號	變量說明
被解釋變量		
高管薪酬	Lnpay	董事前三名薪酬總額的自然對數
解釋變量		
公司業績	Lnperfl	當年企業淨利潤總額的自然對數
業績變化	Down1	公司業績下滑時取值為 1，否則為 0
獨董比例	Indd	獨立董事占董事會成員的比例
兩職合一	Dual	若董事長與總經理兩職兼任取 1，否則取 0
董事會規模	Bsize	企業當年董事會的總人數
控制變量		
股權集中度	H10	前十大股東持股比例的平方和
資產負債率	Lev	總負債/總資產
公司規模	Size	企業總資產的自然對數
上市年齡	Age	企業上市至今經歷的年數
產權性質	State	當企業為國有企業取值為 1，否則為 0
年度	Year	若觀測值屬於該年度，取值為 1，否則為 0
行業	Industry	若觀測值屬於該行業，取值為 1，否則為 0

(5) 董事會人數規模 (Bsize)。董事會規模以董事人數衡量。(6) 股權集中度 (H10)。赫芬達爾指數能較好地表現前十大股東對公司的控制能力。本文使用這一指數來表示前十大股東持股比例的平方和。控制變量：本文採用資產負債率、公司規模、上市年齡、產權性質、年度與行業啞變量，各變量定義如表 1。

3.3 實證模型設計

3.3.1 為了對上市公司高管薪酬具有粘性進行檢驗，本人借鑒前人建模方法 (方軍雄，2009)，加入了 $\ln\text{perfl}_{i,t}$ 和 $\text{Down1}_{i,t}$ 的交乘項來驗證薪酬粘性^[1]，建立了模型 (1)：

$$\begin{aligned} \ln\text{pay}_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln\text{perfl}_{i,t} + \alpha_2 \ln\text{dd}_{i,t} + \\ & \alpha_3 \text{Dual}_{i,t} + \alpha_4 \text{Bsize}_{i,t} + \alpha_5 \text{H10}_{i,t} + \alpha_6 \text{Lev}_{i,t} + \\ & \alpha_7 \text{Size}_{i,t} + \alpha_8 \text{Age}_{i,t} + \alpha_9 \text{State}_{i,t} + \alpha_{10} \text{Growth}_{i,t} + \\ & \alpha_{11} \text{Down1}_{i,t} + \alpha_{12} \ln\text{perfl}_{i,t} \times \text{Down1}_{i,t} + \\ & \alpha_{13} \text{Year} + \alpha_{14} \text{Industry} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

在模型中，此中“i,t”指的是 i 公司在年度 t 上的樣本資料， $\varepsilon_{i,t}$ 為隨機誤差項。若 α_1 顯著大於零，代表上市公司高管薪酬與企業業績呈顯著正相關關係。

Down1 取 0， α_1 代表業績提高導致的高管薪酬變化量。 Down1 取 1，業績降低導致的高管薪酬變化為 α_1 和 α_{12} 之和。 $\alpha_1 > \alpha_1 + \alpha_{12}$ ，也即 $\alpha_{12} < 0$ ，代表業績上升高管薪酬增幅大於業績下滑高管薪酬降幅，即高管薪酬具備粘性。如果在統計上， α_{12} 不顯著，則意味著高管薪酬沒有顯著的黏性特點。

3.3.2 在模型 (1) 的基礎上，通過引入 $\ln\text{dd}_{i,t}$ 、 $\text{Dual}_{i,t}$ 、 $\text{Bsize}_{i,t}$ 、 $\text{H10}_{i,t}$ 分別與 $\ln\text{perfl}_{i,t}$ 、

$\text{Down1}_{i,t}$ 做三項交乘來考察公司治理對上市公司高管薪酬粘性的影響。本研究借鑒前人建模 (方軍雄，2009；鄔烈嵐，2019)，現構建模型 (2) 如下：

$$\begin{aligned} \ln\text{pay}_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln\text{perfl}_{i,t} + \alpha_2 \ln\text{dd}_{i,t} + \\ & \alpha_3 \text{Dual}_{i,t} + \alpha_4 \text{Bsize}_{i,t} + \alpha_5 \text{H10}_{i,t} + \alpha_6 \text{Lev}_{i,t} + \\ & \alpha_7 \text{Size}_{i,t} + \alpha_8 \text{Age}_{i,t} + \alpha_9 \text{State}_{i,t} + \alpha_{10} \text{Growth}_{i,t} + \\ & \alpha_{11} \text{Down1}_{i,t} + \alpha_{12} \ln\text{perfl}_{i,t} \times \text{Down1}_{i,t} + \\ & \alpha_{13} \ln\text{perfl}_{i,t} \times \text{Corporate Governance}_{i,t} + \\ & \alpha_{14} \text{Down1}_{i,t} \times \text{Corporate Governance}_{i,t} + \\ & \alpha_{15} \ln\text{perfl}_{i,t} \times \text{Down1}_{i,t} \times \\ & \text{Corporate Governance}_{i,t} + \alpha_{16} \text{Year} + \\ & \alpha_{17} \text{Industry} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

在模型 (2) 中 Corporate Governance 代表公司治理指標的 $\ln\text{dd}$ 、Dual、Bsize、H10，研究在不同公司治理指標下對高管薪酬粘性的影響。

α_{12} 小於 0，代表高管薪酬具有粘性 (由模型 (1) 可知)，當公司業績下滑 ($\text{Down1}=1$) 時，如果三項交乘項 $\ln\text{perfl}_{i,t} \times \text{Down1}_{i,t} \times \text{Corporate Governance}_{i,t}$ 的係數估計值 α_{15} 顯著為正，代表公司治理指標的引入在一定程度上抑制了高管薪酬黏性^[10]；若 α_{15} 為負則增加了高管薪酬的粘性。

4 實證結果

4.1 描述性統計

由表 2 可知，高管薪酬均值 14.298 對數還原為 162 萬元，要比方軍雄 (2009) 實證結果 20.15 萬元高^[1]，這意味著由於我國經濟發展速度的加快，薪酬制度的改革取得了一定的效果。但是不同企業高管薪酬水平存在一定差異，很難彌合高管薪酬之間的差距，薪酬最大值達 16.229，對數還原為 1117.29 萬元，而最小值僅有 12.543，對數還原為 28 萬元。前者大約是後者的 40 倍，其中“天價薪酬”值得我們高度關注。企業業績最大值為 22.955 對數還原後為 931600.76 萬元，最小值 15.153 還原後為 380.9 萬元，均值 18.911 還原後為 16328.37 萬元，說明我國上市公司之間的淨利潤差別較大。而且高管的平均薪酬占企業的平均淨利潤的 1%。業績變化均值為 0.325，說明 9063 個觀測值中有 32.5% 的樣本公司當年業績同比下降，這也說明部分公司經營並不理想，且下滑的程度還是比較大

的。獨董占比均值 37.50%，這與中國證監會的要求相符，略高於公司治理準則的要求。兩職合一均值為 0.283，說明有近三成的樣本公司讓總經理兼任董事長職位。董事會規模均值為 8.479。這說明每個上市公司的董事會中平均有 8 個董事。股權集中度比例的最大值為 52.2%，最低為 2%，表明樣本公司股權結構差異較大。其餘變量的統計結果可參見表 2。

表 2 變量描述性統計表

變量	觀測值	均值	標準差	最小值	中位數	最大值
Ln timer	9,063	14.298	0.693	12.543	14.277	16.229
Ln timer	9,063	18.911	1.492	15.153	18.855	22.955
Down1	9,063	0.325	0.468	0	0	1
Indd	9,063	0.375	0.053	0.333	0.357	0.571
Dual	9,063	0.283	0.451	0	0	1
Bsize	9,063	8.479	1.607	5	9	14
H10	9,063	0.159	0.106	0.02	0.135	0.522
Lev	9,063	0.411	0.195	0.061	0.403	0.86
Size	9,063	22.307	1.256	20.067	22.165	26.153
Age	9,063	11.199	7.341	1	9	26
State	9,063	0.341	0.474	0	0	1

4.2 相關性分析

為了確保變量的有效性，進一步對各個變量進行 Pearson 相關性分析，瞭解變量之間的相關情況。通過觀察全部變量之間的相關性分析表 3 中可知，變量之間相關係數不高，初步判斷解釋變量間不存在嚴重的多重共線性問題。表 4 展示了所有解釋變量的方差膨脹因子。結果顯示，所有解釋變量的方差膨脹因子均小於 5，進一步說明實證模型分析結果不受嚴重的多重共線性問題影響。

表 3 變量的相關性分析表

	Ln timer	Ln timer	Down1	Indd	Dual
Ln timer	0.393***				
Down1	-0.051***	-0.245***			
Indd	-0.069***	-0.012	-0.012		
Dual	-0.011	-0.103***	-0.003	0.127***	
Bsize	0.130***	0.195***	-0.007	-0.529***	-0.193***
H10	-0.012	0.262***	-0.01	0.054***	-0.032***
Lev	0.107***	0.217***	-0.041***	-0.003	-0.126***
Size	0.319***	0.754***	-0.064***	-0.004	-0.186***
Age	0.015	0.194***	-0.006	-0.042***	-0.239***
State	-0.083***	0.199***	0.001	-0.051***	-0.300***
	Bsize	H10	Lev	Size	Age
H10	0.040***				
Lev	0.142***	0.075***			
Size	0.267***	0.223***	0.558***		
Age	0.168***	-0.035***	0.325***	0.402***	
State	0.282***	0.229***	0.278***	0.382***	0.530***

注：“*”、“**”和“***”分別表示 10%、5% 和 1% 水平下顯著，下同。

表 4 變量的方差膨脹因子表

變量	VIF
Ln timer	3.251
Down1	1.147
Indd	1.457
Dual	1.141
Bsize	1.638
H10	1.225
Lev	1.884
Size	4.631
Age	1.739
State	1.783

4.3 全樣本實證分析

本文對模型分別進行固定效應的回歸分析。為了避免交叉項帶來的共線性，本文引用張正堂等人 (2018) 的方法，對交叉項的變量進行中心化處理。

表 5 展示了全樣本實證分析的結果。在第 (1) 列中，公司業績與關管薪酬 (Ln timer) 的回歸係數在 1% 的顯著性水平下呈正相關關係，表明高管薪酬與公司業績呈顯著正相關。公司業績與業績變化變量的交叉項 (Ln timer×Down1) 的回歸係數在 5% 的顯著性水平呈負相關關係，說明當公司面臨業績下滑時，業績與高管薪酬間的正向效應會遭到削弱，即上市公司存在薪酬粘性。粘性的存在是因為薪酬高低關係著高管的聲譽以及前途，導致高管都難以接受薪酬的降低。所以高管更多地將業績下滑的原因歸咎於外部原因，例如政府政策、競爭激烈、市場經濟不景氣等理由，並發揮管理層權力盡可能地調小薪酬降低的幅度。該結論支持本文研究假設一，且符合過往文獻的研究結論 (例如：Jackson et al., 2008；方軍雄，2009；羅莉等人，2015)。

隨後，本文進一步引入公司治理變量，通過構建公司治理變量與薪酬粘性的交叉項，討論公司治理因素對薪酬粘性是否存在治理效應。

表 5 中第 (2)~(5) 列展示了相關的實證結果。首先，第 (2) 列中獨立董事比率與薪酬粘性交叉項 (Ln timer×Down1×Indd) 的回歸係數在 5% 的顯著性水平下呈正相關關係。這表明獨董比例越高能顯著降低高管薪酬粘性的影響。這是因為獨立董事是獨立於企業經濟活動之外的，獨董比例越高，董事會有更高的獨立性，有助於減少高管薪酬粘性。該

結論支持本文研究假設二，且與羅莉等 (2015) 的研究相一致。其次，第 (3) 列中兩職合一與薪酬黏性交叉項 ($\text{Lnperfl} \times \text{Down1} \times \text{Dual}$) 的回歸係數同樣在 5% 的顯著性水平下呈正相關關係，說明董事長同時兼任總經理的模式可以有效地降低高管薪酬黏性。這是因為董事長與總經理的兼任可以提高資訊溝通及決策的效率，節約企業成本。現代管家理論認為高管對自身尊嚴、信仰以及內在工作滿足的追求，會使他們努力管理公司。在管理者的自律基礎上，管理者與股東以及其他利益相關者的利益是一致的，在業績下滑而自身薪酬不降的可操作空間以及歸咎於外界的原因減少了。該結論支持本文研究假設三，且與 Firth et al. (2006) 及任佳音 (2019) 的研究結論相一致。此外，在第 (4) 列中，董事會規模與薪酬黏性的交叉項 ($\text{Lnperfl} \times \text{Down1} \times \text{Bsize}$) 係數在 10% 的顯著性水平下呈負相關關係，這表明董事會規模越大反而會進一步加劇高管薪酬黏性。這表明董事會規模越大越加劇高管薪酬黏性。這是因為董事會規模越大帶來董事間溝通難度加大，使高管人員趁機而入，為自己爭取更有利的薪酬方案 (肖詩怡，2013)。該結論支持本文研究假設三。最後，股權集中度與薪酬黏性的交叉項 ($\text{Lnperfl} \times \text{Down1} \times \text{H10}$) 係數為正，但不顯著，說明股權集中度對薪酬黏性不存在顯著的影響。

4.4 穩定性檢測

由於公司治理因素與高管薪酬可能存在潛在的內生性問題。因而，通過分別引入獨立董事比例、二職合一、董事會規模及股權集中度的行業-年度均值最為工具變量，本文使用二階段最小二乘法對模型 (2) 進行穩定性檢測。

表 6 展示了二階段最小二乘法的回歸結果。結果顯示，獨立董事比例及二職合一依舊對高管薪酬黏性存在治理效應，而董事會規模仍然會加劇高管薪酬黏性，股權集中度則對薪酬黏性仍不存在顯著影響。該結論與本文使用固定效應模型的回歸結果相一致，說明本文結論穩定可靠。

表 5 固定效應回歸結果表

	模型 (1) 薪酬黏性		模型 (2) 異質性檢驗			
	(1) Lnpay	(2) Lnpay	(3) Lnpay	(4) Lnpay	(5) Lnpay	
Lnperfl	0.064*** (8.51)	0.065*** (8.58)	0.073*** (9.21)	0.065*** (8.17)	0.065*** (8.60)	
Down1	0.027*** (2.94)	0.028*** (3.12)	0.019* (1.81)	0.030*** (3.26)	0.025*** (2.67)	
Lnperfl × Down1	-0.012** (-2.16)	-0.013** (-2.23)	-0.018*** (-2.79)	-0.010* (-1.67)	-0.015** (-2.54)	
Lnperfl × Indd		-0.222*** (-2.68)				
Down1 × Indd		0.285* (1.76)				
Lnperfl × Down1 × Indd		0.220** (2.21)				
Lnperfl × Dual			-0.045*** (-4.02)			
Down1 × Dual			0.036* (1.79)			
Lnperfl × Down1 × Dual			0.032** (2.42)			
Lnperfl × Bsize				0.007** (2.47)		
Down1 × Bsize				-0.004 (-0.66)		
Lnperfl × Down1 × Bsize				-0.005* (-1.72)		
Lnperfl × H10					0.040 (0.70)	
Down1 × H10					0.136 (1.58)	
Lnperfl × Down1 × H10					0.037 (0.76)	
Indd	-0.237 (-1.40)	-0.287 (-1.61)	-0.239 (-1.42)	-0.265 (-1.56)	-0.236 (-1.40)	
Dual	-0.013 (-0.77)	-0.013 (-0.77)	-0.024 (-1.32)	-0.014 (-0.82)	-0.012 (-0.73)	
Bsize	0.042*** (5.95)	0.042*** (5.93)	0.042*** (5.97)	0.039*** (5.29)	0.042*** (6.03)	
H10	0.292** (2.10)	0.297** (2.14)	0.266* (1.92)	0.299** (2.15)	0.231 (1.58)	
Lev	-0.049 (-0.83)	-0.049 (-0.83)	-0.050 (-0.84)	-0.053 (-0.88)	-0.047 (-0.79)	
Size	0.145*** (7.95)	0.146*** (8.05)	0.152*** (8.33)	0.149*** (8.18)	0.144*** (7.89)	
Age	-0.027 (-0.55)	-0.026 (-0.51)	-0.026 (-0.53)	-0.027 (-0.54)	-0.028 (-0.55)	
State	0.044 (0.67)	0.033 (0.50)	0.034 (0.51)	0.040 (0.60)	0.043 (0.65)	
Constant	9.686*** (16.04)	9.646*** (15.97)	9.357*** (15.36)	9.649*** (15.98)	9.695*** (16.05)	
年份固定效應	控制	控制	控制	控制	控制	
行業固定效應	控制	控制	控制	控制	控制	
F值	51.762***	47.387***	47.748***	47.228***	47.042***	
R ²	0.201	0.203	0.204	0.202	0.202	
觀測值	9063	9063	9063	9063	9063	

表 6 二階段最小二乘法回歸結果表

	模型 (2) 異質性檢驗			
	(1) Lnpay	(2) Lnpay	(3) Lnpay	(4) Lnpay
Lnperfl	0.065*** (7.56)	0.074*** (8.42)	0.071*** (6.09)	0.091*** (2.77)
Down1	0.026** (2.28)	0.034 (0.96)	0.039*** (3.08)	0.043* (1.67)
Lnperfl × Down1	-0.014** (-2.08)	-0.021** (-2.39)	-0.016* (-1.90)	-0.036 (-1.36)
Lnperfl × Indd (pred.)	-0.315 (-1.20)			
Down1 × Indd (pred.)	-0.141 (-0.12)			
Lnperfl × Down1 × Indd (pred.)	0.246** (2.02)			
Lnperfl × Dual (pred.)		-0.051*** (-2.92)		
Down1 × Dual (pred.)		-0.025 (-0.19)		
Lnperfl × Down1 × Dual (pred.)		0.034** (2.41)		
Lnperfl × Bsize (pred.)			0.023 (1.54)	
Down1 × Bsize (pred.)			0.028 (0.96)	
Lnperfl × Down1 × Bsize (pred.)			-0.013* (-1.67)	
Lnperfl × H10 (pred.)				1.561 (0.88)
Down1 × H10 (pred.)				2.013 (0.92)
Lnperfl × Down1 × H10 (pred.)				-0.452 (-0.79)
Indd	1.243 (0.30)	-0.278 (-1.46)	-2.336 (-1.23)	-0.397 (-1.21)
Dual	-0.017 (-0.83)	0.136 (0.39)	-0.027 (-1.26)	0.033 (0.66)
Bsize	0.073 (0.86)	0.044*** (5.21)	0.129 (0.84)	0.016 (0.51)
H10	0.291** (2.07)	0.224 (1.34)	0.154 (0.78)	-13.747 (-0.85)
Lev	-0.047 (-0.78)	-0.038 (-0.93)	-0.052 (-0.83)	0.335 (0.74)
Size	0.148*** (7.76)	0.153*** (8.29)	0.174*** (5.91)	0.165*** (4.32)
Age	-0.028 (-0.55)	-0.024 (-0.48)	-0.037 (-0.69)	-0.192 (-0.93)
State	0.023 (0.32)	0.052 (0.67)	0.074 (0.97)	-0.283 (-0.72)
Constant	8.814*** (3.82)	9.246*** (14.02)	11.232*** (7.12)	12.846*** (3.39)
年份固定效應	控制	控制	控制	控制
行業固定效應	控制	控制	控制	控制
Wald卡方	>1000***	>1000***	>1000***	>1000***
觀測值	9063	9063	9063	9063

注：“*”、“**”和“***”分別表示 10%、5% 和 1% 水平下顯著，括弧內數字為 T 值。

5 結論與建議

5.1 結論

本文研究我國上市公司高管薪酬是否存在粘性特徵，同時基於公司治理的四個要素即董事會獨立性、兩職合一、董事會規模、股權集中度視角下，對公司治理影響高管薪酬粘性的程度進行分析，獲得以下結論：第一，上市公司高管薪酬與企業業績呈顯著正相關，且上市公司高管薪酬具有粘性特徵，即業績提高時薪酬的增長要比業績降低時薪酬的降低要高。第二，獨董比例越高的企業會顯著抑制高管薪酬粘性。第三，董事長和總經理兩職合一的企業會顯著抑制高管薪酬粘性。第四，董事會的規模擴大反而加大了高管薪酬的粘性。第五，股權集中度較高的企業不會顯著降低高管薪酬的粘性。

5.2 建議

為了促使上市公司獲得更有效的內部治理結果，本文提出如下建議。第一、建立健全外部獨立董事制度。經過研究得出，通過提高董事會的獨立性，能夠對高管薪酬粘性進行有效抑制。但是，結合上文統計描述能夠看出，大部分企業的獨董人數只達到《公司法》規定的最低人數。因此，為了使獨董制度更加合理，需要政府、企業及獨立董事積極參與其中，鼓勵企業在考慮成本與收益之後提升獨董比例。第二、董事會人數與監督效率之間存在一定關聯，對人數進行合理的控制可促使監督效率進一步提高。研究發現，董事會人數過多對高管薪酬業績具有一定的影響，導致監督效率降低。如此，需要科學合理的對董事會人數進行控制，人數較少可促使董事會彼此之間更好地進行溝通，避免管理層以協調人的身份對董事會進行控制。第三、進一步優化上市公司的股權結構。若不合理分配管理層、股東大會

以及董事會三者的權利，高管可能通過自身具備的權力對董事會進行操縱，訂立不符合規定的薪酬合同。本文認為，企業可以在機構投資者的作用下實現股權結構的優化目的。利用其自身專業知識為公司做出更大的貢獻，有效監督管理層，促使股權結構進一步優化。

參考文獻

- [1] 方軍雄. 我國上市公司高管的薪酬存在粘性嗎?. 經濟研究, 2009, 44(03): 110-124.
- [2] 方軍雄. 高管權力與企業薪酬變動的非對稱性. 經濟研究, 2011, 46(04): 107-120.
- [3] 李亮平, 梁飛. 公司治理結構與高管薪酬關係的實證研究. 中國商界, 2010, (06): 93-94.
- [4] 杜興強, 王麗華. 高管薪酬與企業業績相關性的影響因素分析——基於股權結構、行業特徵及最終控制人性質的經驗證據. 上海立信會計學院學報, 2009, 23, (01): 53-65.
- [5] 張暉明, 陳誌廣. 高級管理人員激勵與企業績效——以滬市上市公司為樣本的實證研究. 世界經濟文匯, 2002, (04): 29-37.
- [6] 高文亮, 羅宏, 程培先. 管理層權力與高管薪酬粘性. 經濟經緯, 2011, (06): 82-86.
- [7] 羅莉, 胡耀丹. 內部控制對上市公司高管薪酬粘性是否有抑制作用?——來自滬深兩市A股經驗證據. 審計與經濟研究, 2015, 30, (01): 26-35.
- [8] 鐘夏. 上市公司高管薪酬粘性研究——基於產權性質的比較. 財會通訊, 2013, (06): 39-41.
- [9] 任佳音. 兩職合一、研發投入與企業績效——基於民營上市企業的實證研究. 新會計, 2019, (01): 24-29.
- [10] 鄒烈嵐, 徐雯. 機構投資者持股對上市公司高管薪酬粘性的影響. 南方金融, 2019, (02): 12-20.
- [11] Core, J. E., Holthausen, R. W., & Larcker, D. F. Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance. *Journal of Financial Economics*, 1999, 51(3): 371-406.
- [12] Cheng, S. Managerial entrenchment and loss-shielding in executive compensation. *University of Michigan working paper*, 2005(1): 30-30.
- [13] Yermack, D. Higher market valuation of companies with a small board of directors. *Journal of Financial Economics*, 1996, 40(2): 185-211.
- [14] Jensen, M. C., & Murphy, K. J. Performance pay and top-management incentives. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(2): 225-264.
- [15] Jackson, S. B., Lopez, T. J., & Reitenga, A. L. Accounting fundamentals and CEO bonus compensation. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2008, 27(5): 374-393.
- [16] Leone, A. J., Wu, J. S., & Zimmerman, J. L. Asymmetric sensitivity of CEO cash compensation to stock returns. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 42(1-2): 167-192.
- [17] Hall, B. J., & Liebman, J. B. Are CEOs really paid like bureaucrats?. *The Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113(3): 653-691.
- [18] Boyd B K. Board control and CEO compensation. *Strategic Management Journal*, 1991, (15): 71-180.