DOI:10.19641/j.cnki.42-1290/f.2018.22.012

高管薪酬限制政策对国有企业绩效的影响

李 琳(副教授), 连怡臻

【摘要】基于2009年和2014年相关部门对国有企业高管薪酬的限制性政策,应用倍差法分别考察这两次高管薪酬限制政策对国有企业市场绩效和财务绩效的影响。研究结果显示:两次国有企业高管限薪政策的制定和实施对国有企业的市场绩效和财务绩效均产生负向的影响作用,限薪政策对国有企业市场绩效的影响能力较强,对财务绩效的影响能力却较弱。研究结果间接支持了"锦标赛理论"。对样本企业进行行业差异性和企业性质差异性分析,发现限薪政策对不同行业国有企业绩效的影响作用存在明显差异,并且2014年的高管限薪政策对地方国有企业绩效的影响比对中央企业绩效的影响更显著。

【关键词】薪酬差距; 高管限薪政策; 国有企业; 企业绩效; 市场绩效; 财务绩效

【中图分类号】F270 【文献标识码】A 【文章编号】1004-0994(2018)22-0084-9

一、引言

为了激发高管和员工的积极性,提升国有企业绩效,2003年国务院国有资产监督管理委员会发布了《中央企业负责人经营业绩考核暂行办法》,首次将国有企业高管薪酬与企业业绩挂钩,国有企业高管与职工的薪酬差距由此逐步扩大。2009年,人力资源与保障部等六部委联合下发《关于进一步规范中央企业负责人薪酬管理的指导意见》(简称"2009年高管限薪政策"),要求国有企业高管薪酬不得超出员工平均薪酬的20倍,意图防止国有企业高管与员工平均薪酬之间的差距不断扩大。2014年,中共中央政治局审议通过了《中央管理企业负责人薪酬制度改革方案》(简称"2014年高管限薪政策"),规定中央企业负责人的总收入不得超过在职员工平均工资的7~8倍,该规定进一步细化了国有企业,特别是中央企业高管与员工之间的薪酬差距。

基于"锦标赛理论",扩大高管与员工之间的平均薪酬差距,有利于激发高管和员工的积极性,提升企业绩效[1]。国内学者的研究表明,该种薪酬激励措施同样适用于国有企业[2][3]。那么,国有企业相关薪酬的限制政策是否间接地削弱了国有企业的绩效呢?通过对现有文献的梳理,仅发现刘张发、田存志和张潇[4]通过描述性分析,得到了2009年高管限薪政策的实施效果并不明显,但2014年高管限薪政策较为明显地降低了国有企业高管与员工平均薪酬差距的结论。而且,并未发现有研究直接针对国有企业高管薪酬限制政策对于企业绩效的影响做出进一步的论证与分析。

本文针对现有研究存在的不足,选取2004~2014年和2010~2016年两个时间区间,应用倍差法(Difference in Differences),首先分别考察2009年和2014年的高管限薪政策对国有企业市场绩效和财务绩效的影响。然后将国有企业进行行业分类,分别考察限薪政策的制定和实施对不同行业国有企业绩效影响的差异性。最后根据国有企业的性质,将其划分为中央企业和地方国有企业,并分别考察两次限薪政策对不同性质企业影响的差异性。

本文第一部分为引言,第二部分为文献综述,第三部分为高管与员工平均薪酬差距分析,第四部分为实证研究,第五部分是在前文基础上的进一步分析,包括行业差异性分析和企业性质差异性分析,最后一步部分为研究结论与相关建议。

二、文献综述

在高管和员工平均薪酬差距对企业绩效的影响方面,已有众多学者展开过相关研究,逐渐形成了两种截然对立的理论流派:"锦标赛理论"与行为理论。

得到高管和员工平均薪酬差距与企业绩效具有正相关关系结论的研究，大都基于“锦标赛理论”[1]。该理论认为，如果企业将工资增长与职位晋升相联系，则会影响位于该职位等级以下的员工；当晋升的结果尚未明晰时，员工就有动力为获得晋升而努力工作。因此，该理论主张企业通过晋升机制激励员工。“锦标赛理论”预期员工晋升后会获得更高的额外奖励，因此，该理论也被应用于解释企业内部薪酬差距与企业绩效之间的关系，并在国外众多研究中得到支持[5][6]。在针对国内企业的研究方面，佘祥云、蔡璐[7]通过选取我国上市公司2012～2014年的相关数据，发现扩大高管与员工之间的薪酬差距对企业绩效具有提升作用。

而得出高管和员工平均薪酬差距与企业绩效有负相关关系结论的研究，大都基于行为理论。其中具有代表性的理论构成包括剥削理论和政治行为学理论。剥削理论认为，组织成员会将其工资薪酬与更高层级的成员相比较，如果较低层次的成员认为他们没有取得应得的报酬，便会认为受到剥削了，从而导致成员们不再关注于组织目标，减少参与团队建设的热情，降低劳动的积极性[8]。政治行为学理论则认为，薪酬差距的扩大会增加团队成员的总体努力水平，同时也会激发成员之间的利己心理，减少彼此间的合作[9][10]。

随着相关研究的不断深入，一些学者提出，高管和员工平均薪酬差距与企业绩效之间所具有的相关关系并非是简单的线性关系。王怀明、史晓明[11]选择2002～2007年我国A股上市公司作为研究样本，验证表明薪酬差距对企业绩效的影响是非线性的，企业绩效随着薪酬差距的扩大呈现先上升后下降的趋势，单纯的“锦标赛理论”或者行为理论并不能诠释薪酬差距对企业绩效的影响。于富生、张颖[12]则认为，薪酬差距与企业绩效之间存在倒U型的相关关系，并指出当高管与员工的薪酬差距达到一定程度时，企业绩效会随着薪酬差距的扩大而降低。相似的结论也被石榴红、张时淼和冯照桢[13]所证实。此外，赵睿[14]、高良谋和卢建词[15]、仲任[16]以及甘罗娜[17]通过选择特定行业上市企业的相关数据，也得到了相似的结论。

一直以来，有关高管与员工平均薪酬差距对企业绩效影响的研究仍未得到一致结论。少数学者还认为高管与员工的薪酬差距对企业经营绩效的影响并不显著[18][19]。相关研究的结论之所以会产生差异，除了样本企业本身的异质性因素，样本企业所处的地区或行业的不同也是重要原因。在我国上市企业中，除民营企业之外，还存在众多中央或地方政府控股的企业，称为国有企业。与民营企业相比，国有企业在所有制上的独特性，也会在一定程度上影响薪酬差距对企业绩效的作用[20]。

在针对国有企业的相关研究方面，大多数研究都得到了高管与员工平均薪酬差距会对企业绩效产生正向影响的结论。刘春、孙亮[2]以2001～2007年在上海证券交易所和深圳证券交易所上市的国有企业为样本，通过回归分析得到了高管与员工间薪酬差距对国有企业的经营绩效具有正向影响作用的结论。黎文靖、胡玉明[20]选择我国制造业国有上市企业2003～2010年的数据，在得到国有企业高管与员工之间的薪酬差距与企业业绩之间具有正相关关系的结论之外，进一步细化指出薪酬差距与企业的日常经营业绩也呈正相关关系。邓大松、卢小波[3]以2005年国有企业改制为时间节点，采用PSM-DID模型，验证得到国有企业改制后，高管与员工间薪酬差距能够促进企业绩效的改善，但该作用具有一定的时滞性。钱明辉、李天明和何滨舟[21]基于2013～2014年我国中央企业上市公司数据，针对薪酬差距与企业绩效之间的关系进行了实证研究，得出了扩大高管与员工之间的薪酬差距和高管团队之间的内部薪酬差距均有利于提升企业业绩水平的结论。

但是，也有一些研究得出国有企业高管与员工平均薪酬差距对企业绩效具有负向影响的结论。刘张发、田存志和张潇[4]从生产效率的角度出发，选取2007～2015年沪深A股制造业国有企业数据，研究得出国有企业内部薪酬差距的扩大不利于提升企业生产效率的结论，他们进一步分析后认为，该差距的扩大对中央企业生产效率的负面作用强于对地方国有企业生产效率的作用；同时，他们通过描述分析，认为2009年高管限薪政策并没有有效地缩小高管与员工之间的薪酬差距。

还有一部分研究指出，国有企业高管与员工平均薪酬差距与企业绩效之间依然存在非线性关系。王怀明、史晓明[11]通过对民营企业和国有企业的分类分析，认为薪酬差距和企业绩效呈倒U型关系，国有企业薪酬差距的拐点显著低于非国有企业，这表明国有企业员工更难以接受较大的薪酬差距。吕峻[22]通过将企业绩效再次细分为财务绩效和市场绩效，得到了相似的结论。相关研究与结论汇总如

表1所示。

表1　国有企业高管与员工平均薪酬差距和企业绩效的相关性研究

作者与年份	相关性	研究样本	时间选取
刘春、孙亮(2010)	正相关	国有上市企业	2001~2007年
黎文靖、胡玉明(2012)	正相关	国有制造业上市企业	2003~2010年
邓大松、卢小波(2017)	正相关	国有上市企业	1999~2012年
钱明辉、李天明和何滨舟(2017)	正相关	中央上市企业	2013~2014年
刘张发、田存志和张潇(2017)	负相关	国有制造业上市企业	2007~2015年
王怀明、史晓明(2009)	非线性、倒U型	国有上市企业	2002~2007年
吕峻(2014)	非线性、倒U型	国有上市企业	1999~2014年

综上所述，针对国有企业高管与员工平均薪酬差距和企业绩效之间相关关系的研究，仍旧没有得到统一结论。考虑到国有企业在所有制上的独特性，为了缩小高管与员工平均薪酬之间的差距，相关部门相继颁布了多个规定，意在限制国有企业高管过高的薪酬。可是，现有文献鲜有涉及限薪政策的制定和实施对国有企业绩效的影响。通过对现有文献的梳理，仅发现刘张发、田存志和张潇[4]通过描述性分析，得到2009年高管限薪政策的实施效果并不明显，而2014年高管限薪政策较明显地降低了国有企业内部薪酬差距的结论，但并未直接针对限薪政策对于企业绩效可能存在的影响做出进一步分析。那么，2009年和2014年颁布的国企高管限薪政策是否确实有效地缩小了高管与员工之间的薪酬差距呢？政策的实施对企业绩效究竟产生了怎样的影响？本文通过选取在沪深两市上市的国有企业，选定2009年和2014年两个时间节点，通过倍差法进行实证研究，分别考察两次限薪政策的制定和实施对国有企业市场绩效和财务绩效的影响。

三、高管与员工平均薪酬差距分析

在进行实证研究前，首先考察2009年高管限薪政策和2014年高管限薪政策的制定和实施对国有企业高管与员工间平均薪酬差距的直接影响。

从2003年起，我国开始推行国有企业的高管薪酬与企业业绩挂钩的政策，因此本文选取从2004年就已经在沪深两市上市的国有企业作为原始样本，随后对样本企业进行如下筛选：①剔除在2016年年末被认定为ST股和S股的企业。②为了避免汇率的影响，剔除B股上市的企业。③剔除2004～2016年间员工薪酬总额为0和为负数的企业；为了增加数据的可信度，剔除高管薪酬总额为0和为负数的企业，同时剔除董事、监事与高管薪酬总和为0和为负数的企业。接着，剔除员工人数和高管人数为0的企业，剔除员工平均薪酬为0和为负值的企业。④剔除资产负债率大于等于1和小于等于0的企业，并剔除缺失部分数据的企业。⑤为了避免极端值的影响，剔除1%分位以前和99%分位以后的企业。最终共保留企业469家。其中，在2004～2014年，共保留中央企业99家，地方国有企业370家；在2010～2016年，共保留中央企业98家，地方国有企业371家。上市企业财务报表数据来自于国泰安数据库（CSMAR）。

本文选择高管员工平均薪酬比作为考察指标，对研究样本进行计算分析。计算方法为：

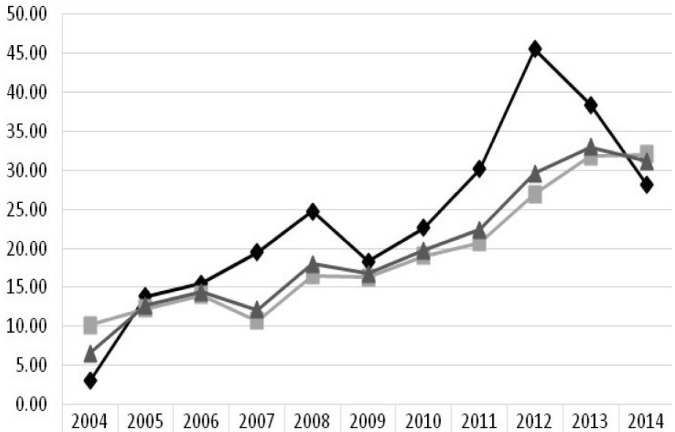
$$\text{高管员工平均薪酬比}=\frac{\text{高管平均薪酬}}{\text{员工平均薪酬}}$$

在计算单个企业某一年度高管平均薪酬时，若高管总人数大于3，则用“前3位高管薪酬总额”除以3；若高管总人数小于3人，则使用“前3位高管薪酬总额”除以实际的高管总人数。在计算员工平均薪酬时，采用以下方法：

$$\text{员工平均薪酬}=\frac{\text{应付职工薪酬总额}-\text{董、监、高薪酬总额}}{\text{员工总人数}-\text{董、监、高总人数}}$$

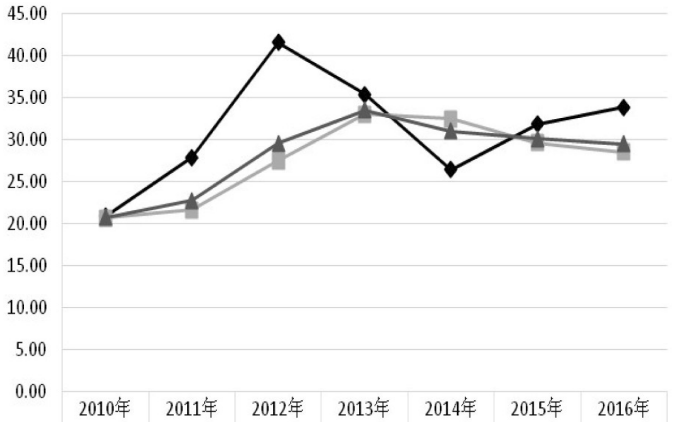
图1为2004～2014年高管员工平均薪酬比的折线图。通过图1可以看出，2004～2013年，国有企业高管员工平均薪酬比处于波折式的上升状态，直到2013年之后趋于缓和。不难看出，在高管限薪政策制定的2009年，高管员工平均薪酬比有较为显著的下降，其中中央企业的下降幅度较大，但随后无论是中央企业还是地方国有企业，其高管员工平均薪酬比均呈现上升的趋势。由此可以得出，2009年高管限薪政策并非没有起到限制高管与员工之间薪酬差距扩大的效果，更准确地说，该政策在一定程度上仅推迟了国有企业高管与员工之间薪酬差距进一步扩大的时间。

图2为2010～2016年高管员工平均薪酬比的折线图。从图2可以看出，2014年高管限薪政策实施以后，中央企业和地方国有企业的高管员工平均薪酬比基本上都呈现出平缓下降的趋势。值得注意的是，中央企业高管员工平均薪酬比在2015年之后有小幅的上升，但对于全部国有样本企业而言，中央企业与地方国有企业的高管员工平均薪酬比均呈现下降



	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年
中央企业	3.07	13.89	15.54	19.52	24.78	18.32	22.59	30.16	45.46	38.33	28.19
地方国企	10.21	12.26	14.03	10.70	16.50	16.30	19.03	20.78	26.90	31.76	32.05
国有企业	6.54	12.64	14.40	12.10	18.03	16.72	19.74	22.39	29.59	32.95	31.14

图 1 2004~2014年高管员工平均薪酬比折线图



	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年
中央企业	20.86	27.86	41.61	35.42	26.46	31.87	33.87
地方国企	20.65	21.63	27.49	33.05	32.46	29.66	28.51
国有企业	20.69	22.74	29.60	33.50	31.03	30.10	29.50

图 2 2010~2016年高管员工平均薪酬比折线图

的趋势，这与刘张发、田存志和张潇[4]所进行的相关描述性分析的结论基本吻合。

四、实证分析

为了估计得到2009年高管限薪政策对国有企业绩效的影响，本文采用倍差法（Difference in Differences）来进行实证分析。首先，构造国有企业的处理组，处理组以外的国有企业被纳入对照组。倍差模型的前提是假设在没有“政策”发生的情况下，处理组和对照组应具有平均效应，即对处理组和对照组的样本选择应具有随机性。由于企业对高管和员工支付薪酬在一定程度上具有自主性，因此符合倍差模型的适用前提。同时，借鉴李树、陈刚[23]的分组思路，将高管和员工平均薪酬差距大于2004～2009年平均薪酬差距的企业纳入处理组，其余企业纳入对照组。然后，依据2009年高管限薪政策的修订（执行）年份，对照样本的时间序列区间（2004～2014年）划分为政策修订前后两个时期。最后，设置du和dt两个哑变量，其中，变量du在处理组赋值为1，在对照组赋值为0；变量dt在政策修订之后（2010～2014年）赋值为1，政策修订之前（2004～2009年）赋值为0。在完成对样本的界定之后，设定基准回归方程如下：

$$p_{it}=\beta_0+\beta_1 du_{it}+\beta_2 dt_{it}+\beta_3 du_{it}\times dt_{it}+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中，下标it表示第i个企业的第t年；ε为随机扰动项。被解释变量p代表样本企业的绩效（Performance），使用Tobin´s Q值（TBQ）和总资产净利润率（ROA）来衡量，分别代表企业的市场绩效和财务绩效。变量du×dt是倍差估计量（Difference in Differences Estimator），其回归系数β_3反映了政策的修订对国有企业绩效的“净”影响。其他的回归系数中，β_1反映了处理组企业绩效相对于对照组企业不随时间变化的差异；β_2反映了政策修订前后，除政策修订之外的其他不随时间变化的因素对处理组企业绩效的影响。

进一步对基准回归方程的因变量进行细分，分别将Tobin´s Q值和总资产净利润率设定为方程的因变量，细分后的回归方程如下：

$$TBQ_{it}=\beta_0+\beta_1 du_{it}+\beta_2 dt_{it}+\beta_3 du_{it}\times dt_{it}+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$ROA_{it}=\beta_0+\beta_1 du_{it}+\beta_2 dt_{it}+\beta_3 du_{it}\times dt_{it}+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

除了政策因素，国有企业的绩效还受到其他因素的影响。在控制变量方面，研究薪酬差距对企业绩效的影响时，众多学者将资产规模、资本结构、员工人数作为控制变量。张正堂[19]、余祥云等[7]证明了当把资产规模纳入控制变量时，其对企业绩效具有正向影响。余祥云等[7]把资本结构纳入控制变量时，发现该变量对企业绩效具有负向影响。陈丁、张顺[24]证实了将员工人数作为控制变量时，其与经营绩效显著正相关，增加人力资本存量确实可以增强企业表现。故本文也将资产规模、资本结构和员工人数纳入控制变量，为了消除可能存在的异方差性，本文对

资产规模和员工人数的相关数据进行了处理，取其对数形式，并分别用lnSize和lnEmp表示。将企业的资产负债率设定为资本结构控制变量，用符号DA表示。另外，为了考察中央企业和地方国有企业之间的异质性，本文引入哑变量“企业性质”作为控制变量，用符号Cen表示；当样本企业为中央企业时赋值为2，为地方国有企业时赋值为1。进一步完善的回归方程如下所示：

$$TBQ_{it}=\beta_0+\beta_1 du_{it}+\beta_2 dt_{it}+\beta_3 du_{it}\times dt_{it}+\beta_4 lnSize_{it}+\beta_5 DA_{it}+\beta_6 lnEmp_{it}+\beta_7 Cen_{it}+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$ROA_{it}=\beta_0+\beta_1 du_{it}+\beta_2 dt_{it}+\beta_3 du_{it}\times dt_{it}+\beta_4 lnSize_{it}+\beta_5 DA_{it}+\beta_6 lnEmp_{it}+\beta_7 Cen_{it}+\varepsilon_{it} \quad (5)$$

为了考察2014年高管限薪政策对国有企业绩效的影响，再度选用倍差法构建模型。由于本文主要考察高管薪酬与员工薪酬差距对企业绩效的影响，因此依然将高管和员工平均薪酬差距大于2010～2014年平均薪酬差距的企业纳入处理组，其余企业纳入对照组。选取2010～2016年这一时间段，同样设置du和dt两个哑变量，其中，变量du在处理组赋值为1，在对照组赋值为0；变量dt在该政策实施之后（即2015～2016年）赋值为1，政策实施之前（即2010～2014年）赋值为0。为了分别考察限薪政策对企业市场绩效和财务绩效的关系，设定与前文相同的回归模型。各变量的符号及计算方法如表2所示。

表2　　变量符号及说明

变量	符号	变量说明与计算方法
被解释变量	TBQ	企业Tobin´s Q值：市场价值/期末资产总额
	ROA	总资产净利率：净利润/资产总额
倍差变量	du×dt	哑变量：政策修订对国有企业绩效的“净”影响
其他哑变量	du	哑变量：在处理组赋值为1，在对照组赋值为0；表示处理组企业的绩效相对于对照组企业的不随时间变化的差异
	dt	哑变量：在政策修订之后赋值为1，修订之前赋值为0；表示除政策因素之外的其他不随时间变化的因素对处理组企业绩效的影响
控制变量	lnSize	企业规模：企业资产的对数形式
	DA	资本结构：企业的资产负债率
	lnEmp	员工人数：员工总人数与董事、监事和高管人数之差的对数形式
	Cen	哑变量：样本企业为中央企业时赋值为2；为地方国有企业时赋值为1

由于企业生产经营的影响因素众多，不同企业所处行业、企业性质和经营模式具有很大的差异性，难以保持绝对的同质性，因此，本文在研究时，除使用最小二乘回归（OLS）方法进行回归分析之外，还选用随机效应模型（Random Effects Model，简称REM）进行对比运算和分析，以考察样本企业在推断总体上的代表性，并使用Breusch-Pagan随机效应检验方法验证其有效性。本文使用STATA 14.0软件分析相关数据，运算结果如表3所示。

从表3的回归结果可以看到，模型1在0.01的水平上显著，F值为166.44，调整后R^2为0.183，表明整体回归方程显著，且整体样本拟合效果较好。模型3、模型5、模型7也均通过了显著性检验，说明总体上具有较好的拟合效果。

在模型1、模型3、模型5和模型7中，倍差自变量du×dt的系数均为负值，其中模型1、模型3和模型5中的倍差变量与因变量在0.01的水平上显著相关。模型1和模型3的结果表明，2009年国有企业高管限薪政策的实施对企业绩效的影响能力显著。当把企业绩效划分为市场绩效（Tobin´s Q值）和财务绩效（ROA）时，2009年高管限薪政策的实施对两种企业绩效的影响能力存在差异，即对国有企业市场绩效的影响能力较强，对国有企业财务绩效的影响能力较弱。模型5和模型7的实证结果印证了2014年高管限薪政策对国有企业市场绩效的影响能力显著，而对国有企业财务绩效的影响能力有限。

对模型2和模型4使用随机效应模型，分别验证2009年高管限薪政策对国有企业市场绩效和财务绩效的影响。从表3中B-P随机效应检验的结果可以看出，模型2和模型4均通过了随机效应检验。在模型2和模型4中，倍差变量du×dt的系数与模型1和模型3中倍差变量du×dt的系数差异不大，且均与因变量在0.01的水平上显著。这表明研究中选取的样本具有较强的代表性。

对模型6和模型8同样使用随机效应模型，分别验证了2014年高管限薪政策对国有企业市场绩效和财务绩效的影响。其倍差变量du×dt的系数数值与使用OLS回归模型的系数数值差异也不大。应注意的是，模型7中使用OLS回归模型运算得到的倍差变量系数是不显著的，但在模型8中使用随机效应模型进行运算时却显示在0.05的水平上显著，这表明在推断的整体上，2014年高管限薪政策能够对国有企业的财务绩效产生较为显著的影响。

在这8个模型中，倍差变量du×dt的系数均为负

值，这表明无论是对国有企业的市场绩效还是财务绩效来说，2009年和2014年高管限薪政策的实施都对其产生了一定的抑制作用。通过对模型1、模型2和模型5、模型6的运算结果进行比较，可以看出，模型5和模型6中倍差变量du×dt的系数要小于模型1和模型2，这表明仅针对国有企业的市场绩效而言，2014年高管限薪政策相比2009年所产生的负向影响更为明显。而通过比较模型3、模型4和模型7、模型8中倍差变量系数数值的差异可以看出，模型7和模型8中倍差变量的系数要大于模型3和模型4，这表明仅针对国有企业的财务绩效而言，2014年高管限薪政策相比2009年所产生的负向影响有所减弱。整体而言，8个模型的实证结果都间接地支持了“锦标赛理论”，即对国有企业而言，适当扩大薪酬差距有利于企业绩效的提升。

另外，在8个模型当中，倍差变量du×dt对市场绩效和财务绩效的影响效果（系数数值）具有较大的差异性。对2004～2014年和2010～2016年的实证结果进行对比之后可以发现，2010～2016年倍差变量针对两种因变量的系数数值之间的差异要大于2004～2014年。本文认为，倍差变量系数数值之所以会对不同的因变量产生差异，或许是由于因变量本身。通过Tobin´s Q值的计算方法可知，该指标主要反映企业市值与重置资本之间的关系，分子在一定程度上代表了股东的利益。ROA反映的是企业净利润与总资产的关系，分子较多地体现了企业当期的盈利能力。通过研究结果可以得知，2009年和2014年限薪政策的实施，在很大程度上没有起到激励高管维护股东财富的作用，并且随着限薪政策力度的加大，高管更可能会忽视对股东利益的维护。

同时，2014年高管限薪政策实施之后，倍差变量du×dt对因变量ROA的系数数值相较于2009年高管限薪政策有所减小。这说明随着政策力度的加大，限薪政策对于国有企业盈利能力的负向影响有所减弱。

倍差变量du×dt对企业市场绩效和财务绩效影响能力变化趋势的不同，也揭示了国有企业高管薪酬限制政策对企业经营决策影响的差异性。由于

表3　高管限薪政策对企业市场绩效和财务绩效的影响

变量	2004~2014年				2010~2016年			
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8
	OLS-TBQ	REM-TBQ	OLS-ROA	REM-ROA	OLS-TBQ	REM-TBQ	OLS-ROA	REM-ROA
du×dt	−0.392***	−0.387***	−0.016***	−0.016***	−0.428***	−0.436***	−0.006	−0.006**
du	0.267***	0.281***	0.017***	0.017***	0.337***	0.447***	0.016***	0.017***
dt	0.307***	0.306***	0.002	0.002	0.694***	0.752***	−0.016***	−0.016***
lnSize	−0.287***	−0.294***	0.012***	0.014***	−0.523***	−0.625***	0.010***	0.011***
DA	−2.044***	−1.600***	−0.141***	−0.155***	−1.611***	−0.972***	−0.142***	−0.134***
lnEmp	0.060***	0.036	0.000	−0.002*	0.078***	0.0518*	−0.001	−0.002
Cen	0.240***	0.254***	−0.003	0.003	0.208***	0.259***	−0.007***	−0.006*
coms	7.899***	7.99***	−0.164***	−0.175***	13.045***	15.131***	−0.110***	−0.111***
观测值	5159	5159	5159	5159	3283	3283	3283	3283
样本企业数量	469	469	469	469	469	469	469	469
中央企业数量	99	99	99	99	98	98	98	98
地方国企数量	370	370	370	370	371	371	371	371
调整后R^2	0.183	0.182	0.207	0.207	0.334	0.326	0.247	0.248
F值	166.44		193.47		236.28		154.41	
P值	0.000		0.000		0.000		0.000	
Waldchi2		499.19		837.7		914.21		565.17
P值		0.000		0.000		0.000		0.000
B-P随机效应检验：chibar2		2130		1950.02		1532.3		1179.41
P值		0.000		0.000		0.000		0.000

注：***表示在0.01的水平上显著，**表示在0.05的水平上显著，*表示在0.1的水平上显著，下同。

Tobin´s Q值在很大程度上是对企业未来投资决定的总结，在衡量企业业绩表现的同时也体现了企业的成长性；而ROA则更多地体现了企业单个会计年度的盈利水平。随着政策力度的加大，政策的实施对企业市场绩效的负向影响有所加大，对企业财务绩效的负向影响有所减弱，这表明更严格的高管薪酬限制政策会促使企业做出更偏向于短期利益的决策，在一定程度上会损害企业的长期利益。

在控制变量方面，由表3可以看出，在模型1、模型2、模型5和模型6中，lnSize与因变量TBQ在0.01的水平上显著负相关，在模型3、模型4、模型7和模型8中，lnSize与因变量ROA却在0.01的水平上显著正相关，说明资产规模对国有企业的市场绩效会产生负向的影响，但对国有企业的财务绩效会产生显著的正向影响。在全部8个模型中，DA与因变量均在0.01的水平上显著负相关，说明资产负债率对企业的市场绩效和财务绩效均会产生负向的影响。通过对lnEmp系数的分析可以得出，国有企业员工人数越多，越会对股东财富产生正向的影响，但也可能会在一定程度上减弱公司的盈利能力。模型1、模型2、模型5和模型6中Cen与因变量TBQ显著正相关，说明国有企业性质与企业的市场绩效显著正相关；模型7和模型8中Cen与因变量ROA的相关性，相较模型3和模型4有所增强，说明2014年之后，国有企业性质更有可能影响到企业的财务绩效。

五、进一步分析

1. 行业差异性分析。为了探究国有企业高管限薪政策对不同行业企业绩效影响的差异性，将样本企业划分至6个行业，仍分别选取2004～2014年和2010～2016年这两个时间区间，以市场绩效（Tobin´s Q值）和财务绩效（ROA）为因变量，同时使用OLS线性回归和随机效应模型对不同行业内的企业进行实证验算，回归结果如表4所示。

从表4可以看出，国有企业高管限薪政策对不同行业企业绩效的影响具有明显的差异性。对于房地产行业的企业来说，2009年高管限薪政策对企业的市场绩效具有显著的负向影响，但2014年高管限薪政策对企业绩效的负向影响明显减弱，并对企业的财务绩效具有显著的正向影响。对于公共事业行业中的企业来说，2009年高管限薪政策对企业的市场绩效具有显著的负向影响，2014年高管限薪政策对企业绩效的负向影响也具有减弱的趋势，但是不具有规律性。对于综合类型的企业来说，2009年高管限薪政策对企业财务绩效的影响能力显著大于对企业市场绩效的影响能力，没有证据表明2014年高管限薪政策对企业绩效具有显著的负向影响。较为特殊的是，基于对金融行业企业的实证结果，本文认为没有足够的证据可以表明2009年和2014年高管限薪政策对企业的市场绩效和财务绩效可以起到显著的负向影响。最后，对于工业企业和商业企业来说，2009年和2014年高管限薪政策均对企业绩效产生了显著的负向影响，其中2014年高管限薪政策对这两个行业的企业市场绩效的负向影响相比2009年明显增强。

由此可见，无论是2009年高管限薪政策，还是2014年高管限薪政策，对不同行业企业绩效的影响能力具有显著的差异性，而且对同一行业内企业的市场绩效和财务绩效的影响也具有差异性。

2. 中央企业与地方国有企业差异性分析。通过对全样本的实证分析，可以看出控制变量Cen始终显著，表明企业性质（中央企业、地方国有企业）对企业绩效具有显著的影响。为了考察2009年和2014年高管限薪政策对中央企业和地方国有企业影响能力的差异性，首先对前文的基础公式进行变形，去掉控

表4　不同行业企业倍差变量du×dt回归结果

行业	2004~2014年				2010~2016年			
	OLS-TBQ	REM-TBQ	OLS-ROA	REM-ROA	OLS-TBQ	REM-TBQ	OLS-ROA	REM-ROA
全样本	−0.392***	−0.387***	−0.016***	−0.016***	−0.428***	−0.436***	−0.006	−0.006**
房地产	−0.532***	−0.537***	−0.008	−0.007	−0.145	−0.171	0.029**	0.028**
工业	−0.358***	−0.346***	−0.017***	−0.017***	−0.502***	−0.498***	−0.010*	−0.010**
公共事业	−0.419**	−0.428***	−0.010	−0.010*	−0.209	−0.253*	0.002	0.000
金融	−0.238	−0.266	−0.020	−0.018	−0.27	−0.404	0.015	0.014
商业	−0.360*	−0.357**	−0.018**	−0.017**	−0.764***	−0.750***	−0.026**	−0.025***
综合	−0.390	−0.361	−0.051***	−0.051***	0.331	0.356	−0.017	−0.017

制变量Cen，改进后的回归方程如下所示：

$$TBQ_{it}=\beta_0+\beta_1du_{it}+\beta_2dt_{it}+\beta_3du_{it}\times dt_{it}+\beta_4lnSize_{it}+\beta_5DA_{it}+\beta_6lnEmp_{it}+\varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$ROA_{it}=\beta_0+\beta_1du_{it}+\beta_2dt_{it}+\beta_3du_{it}\times dt_{it}+\beta_4lnSize_{it}+\beta_5DA_{it}+\beta_6lnEmp_{it}+\varepsilon_{it} \quad (7)$$

其次，在前文所选取样本企业的基础上，将其按照中央企业和地方国有企业进行分类，再分别进行实证分析。回归结果如表5所示。

由表5中的结果可知，2009年高管限薪政策对中央企业和地方国有企业的市场绩效和财务绩效都起到了负向的影响作用，并都在0.01的水平上与因变量显著负相关。值得注意的是，限薪政策对不同性质企业市场绩效的影响能力存在差异性。2009年高管限薪政策对中央企业市场绩效的负向影响能力要强于该政策对地方国有企业市场绩效的影响能力，但该政策对不同性质企业的财务绩效影响能力差异不大。

另外，从2010～2016年的实证分析结果可以看出，2014年高管限薪政策对中央企业和地方国有企业的市场绩效和财务绩效的影响差异较大。当使用随机效应模型进行研究时，2014年高管限薪政策对中央企业的市场绩效起到了显著的负向影响作用，但该结果在使用OLS线性回归模型时并不显著；而该政策对地方国有企业的市场绩效起到了显著的负向影响作用。针对企业的财务绩效，仅从实证结果上无法表明2014年高管限薪政策对中央企业具有显著的影响能力，但该政策对地方国有企业财务绩效的影响均在0.01的水平上显著，表明2014年高管限薪政策对地方国有企业的影响能力要显著大于对中央企业的影响能力。因此，不同性质企业的分类研究结果验证了企业性质可以对企业绩效产生显著的影响，并且高管限薪政策对不同性质企业绩效的影响具有差异性。

六、研究结论

本文选取国有上市企业2004～2016年的相关财务数据，将研究的时间区间分为2004～2014年和2010～2016年，运用倍差法分别验证2009年和2014年的高管限薪政策对国有企业市场绩效（Tobin´s Q值）和财务绩效（ROA）的影响。

通过实证研究发现，2009年和2014年高管限薪政策对国有企业的市场绩效和财务绩效均呈现负向的影响，但政策的制定和实施对企业市场绩效的影响能力较强，对企业财务绩效的影响能力则较为微弱。通过对2009年和2014年高管限薪政策影响能力的比较分析可以得出，随着限薪政策力度的加大，该政策对企业市场绩效和财务绩效影响能力之间的差异呈现加大的趋势。本文的研究结果间接地支持了“锦标赛理论”，即随着企业内部薪酬差距的扩大，企业绩效会得到一定程度的提升。

通过对实证研究结果的进一步分析可知，更加严格的高管限薪政策加大了其对企业市场绩效的负向影响，但减弱了其对企业财务绩效的负向影响。表明随着政策力度的加大，企业更偏向于做出维护短期利益的决策，并可能在一定程度上忽视股东的权益和企业的长期利益。

通过对样本企业进行行业差异性分析后发现，2009年和2014年高管限薪政策对不同行业企业绩效的影响具有较大的差异性。对于工业和商业类型的国有企业而言，高管限薪政策对企业绩效的负向影响最为显著。特别是对于房地产企业来说，2014年高管限薪政策小幅提升了企业的财务绩效。总体而言，两次国有企业高管限薪政策对不同行业中企业绩效的影响能力和影响方向都具有明显差异。另外，将国有企业划分为中央企业和地方国有企业并分别进行实证分析后，验证了企业性质因素确实能够对企业绩效产生显著影响。2009年高管限薪政策对中央企业市场绩效的负向影响显著强于该政策对地方国有企业市场绩效的影响，而2014年高管限薪政策对地方国有企业市场绩效的负向影响显著强于该政策对中央企业市场绩效的影响。

因此，根据上述研究结论，针对国有企业的薪酬分配政策改革应当朝着市场化的方向不断深入，建立与劳动力市场相适应的薪酬分配机制，完善国有企业内部薪酬的决定、增长和监管机制，给予国有企

表5　中央企业和地方国有企业倍差变量du×dt回归结果

企业性质	2004~2014年				2010~2016年			
	OLS-TBQ	REM-TBQ	OLS-ROA	REM-ROA	OLS-TBQ	REM-TBQ	OLS-ROA	REM-ROA
中央企业	−0.627***	−0.630***	−0.016**	−0.016***	−0.268	−0.285**	−0.006	−0.005
地方国企	−0.326***	−0.317***	−0.016***	−0.015***	−0.460***	−0.467***	−0.007*	−0.007**

业内部薪酬分配更大的自主权，充分调动国有企业高管和员工的积极性，提升企业绩效。

主要参考文献：

[1] Lazear E. P., Rosen S.. Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts[J]. Journal of Political Economy，1981(5)：841～864.

[2] 刘春，孙亮. 薪酬差距与企业绩效：来自国企上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论，2010(2)：30～39.

[3] 邓大松，卢小波. 高管与普通职工薪酬差距对国企发展影响的实证[J]. 统计与决策，2017(7)：170～173.

[4] 刘张发，田存志，张潇. 国有企业内部薪酬差距影响生产效率吗[J]. 经济学动态，2017(11)：46～57.

[5] Main B. G., Oreilly C. A., Wade J. B., et al.. Top Executive Pay:Tournament or Teamwork?[J]. Journal of Labor Economics，1993(4)：606～628.

[6] Hibbs A. D., Locking H.. Wage Dispersion and Productive Efficiency: Evidence For Sweden[J]. Journal of Labor Economics，2000(4)：755～782.

[7] 余祥云，蔡璐. 高管薪酬、员工薪酬对公司绩效的影响分析——基于A股上市公司的经验数据[J]. 商业时代，2017(4)：183～186.

[8] Cowherd D. M., Levine D. I.. Product Quality and Pay Equity Between Lower-Level Employees and Top Management: An Investigation of Distributive Justice Theory[J]. Administrative Science Quarterly，1992(2)：302～320.

[9] Milgrom P., Roberts J.. An Economic Approach to Influence Activities in Organizations[J]. American Journal of Sociology，1988(94)：5154～5179.

[10] Henderson A. D., Fredrickson J. W.. Top Management Team Coordination Needs and the CEO Pay Gap: A Competitive Test of Economic and Behavioral Views[J]. Academy of Management Journal，2001(1)：96～117.

[11] 王怀明，史晓明. 高管—员工薪酬差距对企业绩效影响的实证分析[J]. 经济与管理研究，2009(8)：25～29.

[12] 于富生，张颖. 薪酬差距与盈余管理[J]. 经济问题，2013(4)：112～117.

[13] 石榴红，张时淼，冯照桢. 基于面板数据的上市公司薪酬差距与公司绩效关系研究[J]. 当代经济科学，2013(4)：64～73.

[14] 赵睿. 高管—员工薪酬差距与企业绩效——基于中国制造业上市公司面板数据的实证研究[J]. 经济管理，2012(5)：96～104.

[15] 高良谋，卢建词. 内部薪酬差距的非对称激励效应研究——基于制造业企业数据的门限面板模型[J]. 中国工业经济，2015(8)：114～129.

[16] 仲任. 企业绩效中的高管—员工薪酬激励与公平研究——基于A股制造业上市公司经验数据[J]. 当代经济，2017(25)：102～105.

[17] 甘罗娜. 高管与员工的薪酬差距对企业绩效的影响[J]. 江西社会科学，2017(8)：216～221.

[18] 卢锐. 管理层权力、薪酬差距与绩效[J]. 南方经济，2007(7)：60～70.

[19] 张正堂. 企业内部薪酬差距对组织未来绩效影响的实证研究[J]. 会计研究，2008(9)：81～87.

[20] 黎文靖，胡玉明. 国企内部薪酬差距激励了谁？[J]. 经济研究，2012(12)：125～136.

[21] 钱明辉，李天明，何滨舟. 我国中央企业上市公司薪酬差距与管理绩效关系研究[J]. 软科学，2017(4)：37～41.

[22] 吕峻. 异质性企业、薪酬差距与企业绩效[J]. 财经问题研究，2014(1)：71～79.

[23] 李树，陈刚. 环境管制与生产率增长——以APPCL2000的修订为例[J]. 经济研究，2013(1)：17～31.

[24] 陈丁，张顺. 薪酬差距与企业绩效的倒U型关系研究——理论模型与实证探索[J]. 南开经济研究，2010(5)：35～45.

作者单位：西安建筑科技大学管理学院，西安710055