

【企业管理】

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

高良谋, 卢建词

(东北财经大学工商管理学院, 辽宁 大连 116025)

[摘要] 薪酬差距是既有正向激励作用又有负面影响效果的一把“双刃剑”。本文基于“锦标赛”及“行为”两种竞争性激励理论构建了分析薪酬差距和企业绩效两者关系的理论框架,利用中国制造业348家上市公司2004—2013年的平衡面板数据,使用门限面板模型考察了内部薪酬差距对企业绩效的非对称激励效应,之后通过检验不同程度的薪酬差距对高管和普通员工的激励后果对这种非对称性效应的内在机理进行解释。研究发现,内部薪酬差距与企业绩效间存在倒U型关系,且正向激励效应随着差距的变化而有所差异,即具有显著的门限特征。当内部薪酬差距小于临界值(5.978)时,对绩效产生更强的激励效应,且企业的投资效率和全要素生产率显著增加。上述经验证据表明,超过临界值的内部薪酬差距减缓企业绩效升高且弱化对职工的正向激励作用的状况已出现在中国部分上市公司。本文认为由于薪酬差距的激励作用具有边际递减效应,确定企业内部薪酬差距的临界值以优化其经济激励效果在企业薪酬管理中显得日益重要。

[关键词] 内部薪酬差距; 企业绩效; 非对称效应; 门限面板模型

[中图分类号]F272.9 **[文献标识码]**A **[文章编号]**10086-480X(2015)08-0114-16

一、问题提出

改革开放打破了企业“大锅饭”的分配制度局面,企业工资制度按不同利益主体划分为高管年薪制和普通职工工资制两个层次,分配原则也由传统体制下的平均主义转变为“效率优先、兼顾公平”,由此形成并拉宽了企业内部薪酬差距的鸿沟。薪酬差距对企业发展是既有正向激励作用又有负面影响效果的一把“双刃剑”。拉开企业职工层级间的薪酬差距能够调动员工赢得“锦标赛”的积极性,促进企业绩效的升高^[1-3]。但是,内部薪酬差距过大,又使员工产生不满情绪和心理不公平感,易使低层级员工对企业绩效产生“负面行为效应”^[4,5]。因此,如何确定企业内部薪酬差距的临界值就成为企业薪酬管理的一个难点问题。

随着中国市场化进程不断加快、国有企业改革的逐步深入,促使与经营业绩紧密挂钩的薪酬体

[收稿日期] 2015-06-20

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“新组织理论和组织治理研究”(批准号 11&ZD153);东北财经大学创新团队项目“第三次工业革命与后现代组织变革”(批准号 DUFE2014T06)。

[作者简介] 高良谋(1959—),男,辽宁鞍山人,东北财经大学工商管理学院院长,教授,博士生导师;卢建词(1986—),女,河南安阳人,东北财经大学工商管理学院博士研究生。通讯作者:卢建词,电子邮箱:jiancilu@163.com。

系取代了具有平均分配色彩的薪酬制度^[6,7]。企业薪酬体制的屡次改革,在某种意义上反映了实务派与监管机构对薪酬差距的激励后果仍有争议。而在学术界也一直有两种竞争性的理论观点存在,即“锦标赛理论”^[8-13]倡导拉大薪酬差距和“行为理论”^[14-16]倡导缩小薪酬差距。国外不少文献基于上述两种主张分别实证考察了薪酬差距对绩效的正向促进作用及负向阻碍作用,国内学者集中讨论高管内部薪酬差距的影响因素。随着中国上市公司高管薪酬披露制度的逐步完善,特别是2008年金融危机爆发后,各国经济普遍衰退的大背景下,暴露出与宏观经济增长相悖的薪酬畸高、薪酬与业绩倒挂、高管与普通员工薪酬差距过大等不公平现象,引起公众对企业高管“限薪”和公平分配的呼声日益高涨,学术界对薪酬差距的实证研究进一步推进。部分学者关注高管团队内部的薪酬差距与企业绩效的关系,如魏刚^[17]、陈震和张鸣^[18]等;也有学者注重企业高管与普通员工间薪酬差距扩大的主要原因及与绩效的关系,如刘春和孙亮^[8]、周权雄和朱卫平^[19]等。但上述文献仅单方面支持“锦标赛理论”或“行为理论”。另外一组文献则将两种理论结合起来阐述企业业绩和薪酬差距之间的非线性相关性,如陈丁和张顺^[19]将 Lazear^[20]提出的竞争“损害”因子加到锦标赛模型的理论分析框架下,研究结果表明公司绩效随着拉大高管团队薪酬差距表现出倒U型的变动趋势。王永乐和吴继忠^[20]发现公司业绩与不同员工阶层间的绝对薪酬差距主要位于开口向下的二次曲线的顶点左侧。

现有文献虽然较为细致地讨论了薪酬差距的激励效果,但尚存以下缺陷:①多数文献主要采用实证方法在“锦标赛理论”和“行为理论”的指导下考察薪酬差距产生的经济影响后果,较少关注两种理论发挥不同强度的作用时薪酬差距的边际递减激励效应问题;②多数文献在考察不同薪酬差距对企业绩效或员工的激励效果时,研究方法简单地依照主观标准(按分位数或均值)划分样本,使检验结果难以客观反映各因素之间的影响。因此,本文采用沪深两市A股公司2004—2013年的财务数据,检验了内部薪酬差距与企业绩效的倒U型曲线关系;然后使用门限面板模型考察了内部薪酬差距对企业绩效的非对称激励效应,解决了内部薪酬差距临界值如何确定的问题;在此基础上,从薪酬差距对高管和普通员工的激励效果视角解释这种非对称效应的内在机理。

二、理论框架与研究假设

1. 内部薪酬差距与企业绩效的倒U型非线性关系

“锦标赛理论”将企业职工看成内部顺序晋升锦标赛中的参与者,企业内部的薪酬级差不仅可以调动具有稀缺管理要素的高管积极性,降低对高管的监督成本,而且作为晋升者赢得竞赛的一次性全额奖,诱使低层级员工(竞赛者)更加努力,从而实现社会资源的最优分配。该理论强调绩效的竞争性来源,认为晋升者获得的奖金越高,越激发参与者付出更多努力争取获胜,进而提高企业绩效,即支持内部薪酬差距具有促进企业绩效增加的作用^[1,3]。而“行为理论”^①主要从心理学视角出发,对较大薪酬差距的激励后果持否定态度,认为员工因薪酬差异会产生不同程度的嫉妒和攀比、愧疚和同情等心理,这些不公平心理不仅会影响他们的努力程度,且使其做出高估自己能力与产出的评价,更关注结果公平(薪酬)而忽视个体能力差异。该理论强调绩效的合作性来源,较大的薪酬差距会引发员工的不公平意识,降低心理满足程度和合作意愿,导致员工不关心组织目标,进而降低企业绩效,即支持内部薪酬差距具有阻碍企业绩效增加的作用。另外,从福利经济学角度看,企业内部薪酬差距也不宜过大^[25]。

基于以上分析,本文认为上述理论从不同的角度在阐释薪酬差距与企业绩效的非线性关系时

^① “行为理论”包括相对剥削理论(Martin^[21], Cowherd and Levine^[5])、组织公平理论(Akerlof^[22])、分配偏好理论(Aziz et al.^[23])和社会比较理论(O'Reilly^[24])。

具有内在互补性,如图 1 所示。图 1 的横轴为薪酬差距,纵轴为企业绩效,本文称曲线 I 为企业绩效曲线,描述薪酬差距与企业绩效的关系,在薪酬差距未达到点 X_2 之前,强调竞争的“锦标赛理论”发挥主导作用,企业绩效随着薪酬差距的增大而升高,且在 B 点达到最大值;在薪酬差距达到点 X_2 以后,强调合作的“行为理论”发挥主导作用,企业绩效随着薪酬差距的增大而降低。基于此,本文提出:

假设 1:企业绩效随着内部薪酬差距的扩大呈现倒 U 型非线性变动趋势。

2. 内部薪酬差距对企业绩效的非对称激励效应

内部薪酬差距与企业绩效之间的倒 U 型关系表明,在一定范围内,企业可最大程度地扩大薪酬差距而达到提高绩效的目的。但这可能与人们的直觉相悖,毕竟导致企业绩效下降的薪酬策略并非多数企业所选,因此,位于倒 U 曲线顶点的内部薪酬差距未必是理想的。另外,Brian et al.^[26]发现内部薪酬差距不能持续的激励管理者提高业绩,即这种激励效应很快会消失。而且,刘春和孙亮^[8]发现使用国有企业内部绝对薪酬差距对绩效的激励作用具有时间和地理位置上的边际递减效应。

本文认为薪酬差距具有正面的价值激励效应,且在不同的薪酬差距区间,其激励效应是有所差异的,即存在非对称性。如图 1 所示,曲线 II 描述了薪酬差距对企业绩效的激励作用的边际效应,经济含义是企业绩效对薪酬差距变化的敏感性,数学含义是曲线 I 上每点横坐标薪酬差距的切线的斜率大小。在薪酬差距小于 X_1 时,对于成就导向型的高管,一定的薪酬差距使其感受拥有较高个人价值,从而释放积极性,同样对于普通员工,一定的薪酬差距能激发竞争主动性而投入最大努力程度,从而使薪酬差距的正向价值激励效应较强。因此,企业绩效对薪酬差距的敏感性(曲线 II)呈现递增变动趋势,曲线 I 表现为凸函数,企业绩效提高的速度增加,且在 X_1 点达到最大值;但随着薪酬差距的进一步扩大,超出一定范围(图 1 中 X_1 点),薪酬差距的公平感受对低层级员工影响更大,一方面使普通员工心理上会萌发不公平感,采取减少努力程度和工作积极性的行为;另一方面较大的内部薪酬差距能够增加高管自身努力程度,从而提高自身绩效,但其自身绩效的提高不一定会带来整个企业绩效的改善。尽管高管与普通员工之间的权力距离较大,但是当企业需要团队内部协作才能完成工作任务时,较大的薪酬差距将会破坏团队成员之间的合作,从而降低整个企业的绩效。薪酬差距对企业绩效的激励作用呈现边际递减规律,企业绩效对薪酬差距的敏感性(曲线 II)呈递减变动趋势,曲线 I 表现为凹函数,企业绩效增加的速度大幅减慢且在点 B 逐渐变为 0。因此,总体上曲线 II 呈现出先上升后下降的趋势,曲线 I 由凸函数变为凹函数, X_1 为拐点,薪酬差距对企业绩效的激励作用在内部(点 X_1)达到最高,而非曲线 I 的顶点。基于此,本文提出:

假设 2:内部薪酬差距对企业绩效的正向激励效应是非对称的。

3. 内部薪酬差距对企业绩效的激励效应的内在机理

企业经营绩效是全体员工(包括高管和普通员工)付出努力的产出,如果不能有效激发其工作积极性,就很难实现提高企业绩效的目标^[27]。而企业高管是决策群体,普通员工是各种决策的具体执行者,两者都会通过比较心理来感知薪酬状况并最终决定自己的努力程度。因此,分别从高管和

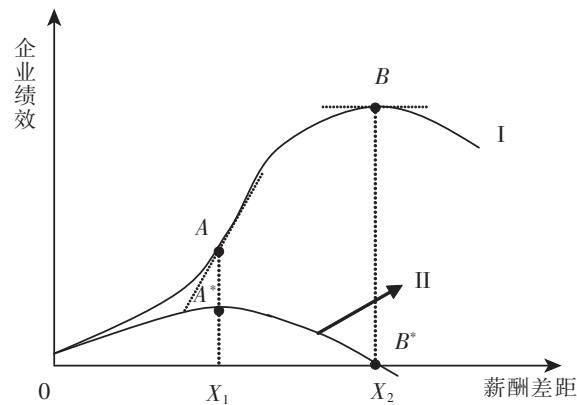


图 1 薪酬差距与企业绩效

资料来源:作者绘制。

普通员工角度来解释内部薪酬差距对其激励效果更具说明性。对于高管,主要是考察反映在企业投资领域的股东与高管之间的委托—代理问题是否引起低效率投资决策^[28,29]。一方面,由于不同程度的薪酬差距既体现了个人独特价值和职位等级又表现了其拥有的权利和社会地位,适当的薪酬差距激励能够使高管增加工作努力程度,减少他们与企业目标的不一致性,促进他们采取有利于最大化企业长期利益的投资行为策略,有利于企业的投资效率增加;另一方面,管理者权力理论能够充分说明内部薪酬差距加剧的原因^[30];并且管理者权力引起的高管与普通员工之间的“薪酬尺蠖”效应可能进一步加剧了两者的差距^[31]。因此,内部薪酬差距的恶化更可能是权力的象征,如果企业董事会不能通过制定有效的薪酬契约使具有稀缺管理才能的高管得到及时货币补偿,就极易诱发他们的机会主义行为,其消极后果将通过资本的无效率投资策略表现出来,具体为“过度投资”或“投资不足的卸责”,在这种形式下高管出于自利的行为,必将为打造自己的“商业帝国”而损害股东财富,从而不利于企业投资效率的提高。对于普通员工,一方面,一定的薪酬差距能够使员工认识到只有通过努力工作提高生产效率(全要素生产率)的方式来获得高薪酬或职位晋升,从而提高了企业绩效;另一方面,基于公平理论,中国自古“均等主义”思想有较深的文化渊源,改革开放前,企业坚持走薪酬平均分配的策略路线,“大锅饭”挫伤了员工的生产积极性。改革开放后,企业随着分配原则的变化逐步拉大了高管与普通员工的薪酬差距,特别是近年来,高管的“天价薪酬”与企业绩效倒挂的现象更是引起社会公众的质疑,打击员工的工作热情,不利于提高企业的全要素生产率,进而不利于提高企业绩效。基于此,本文提出:

假设 3a:对于高管而言,内部薪酬差距对企业投资效率有显著的正向作用,超过一定程度,内部薪酬差距对企业投资效率的正向作用大幅减弱甚至无激励作用。

假设 3b:对于普通员工而言,内部薪酬差距对全要素生产率有显著的正向作用,超过一定程度,内部薪酬差距对全要素生产率的正向作用大幅减弱。

三、研究样本与数据

1. 样本选择

考虑到 2003 年国有资产监督管理委员会发布《中央企业负责人经营业绩考核暂行办法》将国有企业的高管薪酬与企业经营绩效紧密相连,企业内部薪酬差距不断扩大的态势日臻明显。因此,本文选取 2004—2013 年沪深两市所有 A 股公司作为研究样本,这样可以减少受国家政策变化的影响引起数据结构性差异带来的估计结果偏差。将样本限于制造业企业是由于:①需计算全要素生产率来衡量员工生产率;②2012 年末,中国制造业的企业增加值占国内生产总值(GDP)的 31.1%,其城镇就业人口数已占全部城镇就业的 28.0%,但中国绝大多数制造业企业主要靠降低劳动力成本提高竞争度,导致员工满意度较低、劳资关系紧张和企业绩效偏低等,从而形成比较落后的薪酬管理水平。经过对一些数据缺失的观测样本进行剔除,最终得到的研究样本包括 348 家公司 10 年的平衡面板数据。由于在面板单位根检验过程中,需要滞后一期的数据,所以,本文实际的数据起始期为 2003 年。研究样本相关数据源于国泰安(CSMAR)数据库。为了消除极端值的影响,本文针对连续变量的 1% 进行缩尾(WINSORIZE)处理,采用处理后的数据进行描述性统计和实证分析。

2. 变量定义

(1)企业绩效。国内外相关研究表明股市业绩对企业高管的激励机制非常脆弱,因此,本文根据方军雄^[31]、黎文靖和胡玉明^[32]相关的财务与会计研究,采用的企业绩效指标有净资产收益率(ROE)、总资产收益率(ROA)、营业利润率(OOA)、每股收益(EPS)。

(2) 内部薪酬差距。股权分置改革后,很多上市公司逐步推进股权激励计划,虽然高管持股比例逐步上升,但是总体上高管持股数量少,持股比例偏低,在不同行业零持股现象均占有相当比例,且在主要包括现金薪酬和股权激励两部分的高管薪酬中,现金薪酬占有较大比重^[8],因此,参考刘春和孙亮^[8]及方军雄^[31],本文的高管薪酬(PAY)以薪酬最高的前三名高管的平均薪酬为衡量指标,即年报中披露的“高管前三名薪酬总额”除以3(求平均值);普通员工薪酬(WAGE)以现金流量表的“支付给职工以及为职工支付的现金”(减去“董事、监事及高管薪酬总额”)除以员工人数(减去“董事、监事及高管总人数”)为衡量指标。本文估算的内部薪酬差距近似采用高管薪酬与普通员工薪酬的比值来衡量,大体上表示为高管与普通员工的相对薪酬差距,记为WGAP。

(3) 控制变量。为分析内部薪酬差距对企业绩效的影响作用,借鉴孙永祥^[33]、于东智^[34]、吴淑琨^[35]、宋增基和张宗益^[36]、王跃堂等^[37]的做法,本文控制变量如下:①企业的财务特征。资产规模(SIZE)用企业期末资产总额的对数值度量;资本结构用企业的资产负债率(DEBT)作为衡量指标,以企业年末的负债总额/资产总额来计算;企业发展能力用营业收入增长率(GROW)作为衡量指标,以企业的(当期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入计算。②企业股权特征。国有股比例(NSP)和用前五大股东的持股比例表示的股权集中度(TOP5)。③行业特征变量。借鉴温军和冯根福^[38]、李文华和冯照桢^[39]的做法,考虑到各个行业的企业绩效和内部薪酬差距由于不同的行业市场风险和经营收益而存在不同程度的差异,本文使用行业特征变量1(InROA)——每个行业的资产报酬率的平均值和行业特征变量2(InTQ)——每个行业的托宾Q值的平均值两个指标来控制不同行业。

3. 描述性统计

本文对涉及的主要变量进行描述性统计分析,详见表1。样本年度,总资产收益率中位数为2.61%,标准差为7.38%,这表明中国制造业企业大多具有较强的主营业务经营及获利能力,经营绩效较好。在衡量经营绩效的三个变量中,每股收益(EPS)具有最大的变异性,其最大值与最小值相差50,标准差为4.08,表明会计业绩波动较大。由表1可见,A市制造业企业高管薪酬的中位数为259150元,远高于职工工资的均值46774.80元;对于内部薪酬差距,均值在7.23,中位数为5.35;最大值为84.50。可见,高管薪酬远远高于普通员工的工资。

4. 面板数据的单位根检验

在对平衡面板数据模型进行OLS估计前为了防止伪回归从而保证回归估计结果有效,本文采用相同根情形下的LLC(Levin-Lin-Chu)检验和不同根情形下的ISP(Im-Pesaran-Skin)检验两种检测数据平稳性的方法。对于存在单位根的零假设,如果两种方法均拒绝零假设(即P值小于10%),则说明此变量的面板数据序列是平稳的,否则为非平稳。表2为相关主要变量的平稳性检验结果。

四、内部薪酬差距对企业绩效的激励效应

1. 内部薪酬差距对企业绩效的非线性影响作用

根据前述逻辑思路与研究问题,为了检验假设1,探讨内部薪酬差距与企业绩效两者是否存在非线性相关性,本文构建以下计量模型:

$$PERF_u = \alpha_0 + \mu_i + \alpha_1 WGAP_u + \alpha_2 WGAP_u^2 + \theta' X + \gamma_t + e_{it} \quad (1)$$

其中PERF为企业绩效,分别以总资产收益率(ROA)、每股收益(EPS)和营业利润率(OOA)来表示,WGAP为内部薪酬差距,WGAP²为内部薪酬差距的平方项,其余变量如前所述。假设 α_1 系数显著为正, α_2 系数显著为负,说明内部薪酬差距对企业绩效具有激励作用,并且两者为倒U型关系。

表 1 相关变量的描述性统计结果

变量名称	变量符号	标准差	最小值	25%	50%	75%	最大值
高管薪酬(千元/人)	PAY	341.2747	19.0667	145.2167	259.1500	451.0167	292.2533
普通员工薪酬(千元/人)	WAGE	39.4262	4.8436	29.9242	46.7748	70.8382	307.2823
内部薪酬差距	WGAP	6.1772	1.0724	3.4487	5.3521	8.9456	84.5000
总资产收益率	ROA	0.0738	-0.5860	0.0074	0.0261	0.0536	0.3784
每股收益	EPS	4.0792	-7.5439	0.0448	0.1842	0.4833	42.8700
净资产收益率	ROE	0.3136	-2.6161	0.0182	0.0617	0.1247	4.0511
全要素生产率	TFP	0.7804	-5.6165	-0.3974	0.0590	0.5714	3.6043
公司规模	SIZE	1.1281	18.1285	21.0469	21.7387	22.4920	25.3156
资产负债率	DEBT	0.2598	0.0467	0.3889	0.5312	0.6576	3.6777
销售收入增长率	GROW	0.9423	-0.7249	-0.0033	0.1370	0.2978	16.0959
前 5 大股东持股比例	TOP5	0.1504	0.1590	0.4101	0.5214	0.6221	0.9485
国有股比例	NSP	0.2418	0.0000	0.0000	0.0400	0.4300	0.8100
平均托宾 Q 值	InTQ	0.6120	1.0288	1.2366	1.5101	2.1035	3.6575
平均资产报酬率	InROA	0.0197	-0.0541	0.0309	0.0420	0.0587	0.1621

资料来源：作者使用 Stata12.0 软件计算整理。

表 2 相关主要变量的平稳性检验结果

变量	LLC		IPS		是否平稳
	统计量	P 值	统计量	P 值	
WGAP	-36.2030	0.0000	-4.2200	0.0000	是
ROE	-44.2080	0.0000	-8.3450	0.0000	是
EPS	-36.5410	0.0000	-5.6540	0.0000	是
TFP	-34.3970	0.0000	-2.6220	0.0040	是
SIZE	-26.1320	0.0000	2.1230	0.9830	否
DSIZE	-41.3730	0.0000	-8.8720	0.0000	是
DEBT	-32.1590	0.0000	-2.8560	0.0020	是
GROW	-57.3890	0.0000	-18.1710	0.0000	是
TOP5	-67.1980	0.0000	-13.5200	0.0000	是
NSP	-27.0290	0.0000	-1.3040	0.0960	是
InTQ	-27.7430	0.0000	2.3990	0.9920	否
DInTQ	-61.9330	0.0000	-19.8290	0.0000	是
InROA	-34.0540	0.0000	-1.0220	0.1530	否
DInROA	-109.0660	0.0000	-56.4800	0.0000	是

注:D 表示对原来变量进行一阶差分。

资料来源：作者使用 Stata12.0 软件计算。

模型(1)的回归结果参见表 3。本文以下的回归模型均基于 Hausman 检验来选择，初步回归结果表明，应采用优于随机效应模型的固定效应模型进行估计。然后对初步完成的回归分析进一步检验是否存在异方差与自相关问题，本文按照 Driscoll 和 Kraay^[40]建议采用的非参数协方差矩阵估计法对异方差和自相关问题进行修正。估计结果见表 3。

表 3 模型的参数估计结果

变量	ROA		EPS		OOA	
	模型 1.1	模型 1.2	模型 2.1	模型 2.2	模型 3.1	模型 3.2
WGAP	0.0013*** (0.0002)	0.0028*** (0.0005)	0.0178*** (0.0028)	0.0272*** (0.0040)	0.0016*** (0.0003)	0.0034*** (0.0002)
WGAP ²		-0.00004*** (0.00001)		-0.00030*** (0.00005)		-0.00005*** (4.45e-06)
DSIZE	-0.0060*** (0.0019)	-0.0062*** (0.0019)	0.0538 (0.0274)	0.0522 (0.0283)	-0.0179*** (0.0009)	-0.0182*** (0.0010)
DEBT	-0.1545*** (0.0146)	-0.1540*** (0.0146)	-0.7626*** (0.0641)	-0.7589*** (0.0640)	-0.0589*** (0.0062)	-0.0582*** (0.0062)
GROW	0.0076*** (0.0018)	0.0076*** (0.0018)	0.0702*** (0.0192)	0.0704*** (0.0191)	0.0058** (0.0019)	0.0058** (0.0019)
NSP	-0.0102** (0.0042)	-0.0091** (0.0038)	-0.0597 (0.0542)	-0.0527* (0.0512)	-0.0144* (0.0065)	-0.0131* (0.0059)
TOP5	0.0001 (0.0002)	0.0001 (0.0002)	0.0025* (0.0542)	0.0023 (0.0012)	-0.0002 (0.0001)	-0.0002* (0.0009)
DInTQ	-0.0035 (0.0027)	-0.0036 (0.0026)	-0.0179 (0.0322)	-0.0183 (0.0319)	-0.0025 (0.0020)	-0.0026 (0.0020)
DInROA	0.4647*** (0.0602)	0.4642*** (0.0616)	2.8264*** (0.3947)	2.8236*** (0.3962)	0.1660** (0.0566)	0.1655** (0.0573)
常数项	0.2232*** (0.0390)	0.2222*** (0.0381)	-0.7538 (0.5358)	-0.7598 (0.5586)	0.5612*** (0.0205)	0.5601*** (0.0231)
N	3480	3480	3480	3480	3480	3480
R ²	0.1819	0.1846	0.1222	0.1241	0.0912	0.0961

注:***、**、* 分别代表 1%、5% 和 10% 的水平下显著,回归系数括号内为标准误,下同。

资料来源:作者基于 Stata12.0 软件估计。

模型 1.1—1.2、模型 2.1—2.2 和模型 3.1—3.2 中的被解释变量分别为 ROA、EPS 和 OOA, R² 在 0.09—0.19 之间,具有一定的解释力。从表 3 的结果可以看出,模型 1.1、2.1 和 3.1 的回归结果表明,在不考虑内部薪酬差距的二次项时,企业绩效 ROA、EPS 和 OOA 与内部薪酬差距是显著正相关的,即薪酬差距存在竞争效应,企业绩效随着薪酬差距的增大而增加。这与刘春和孙亮^[8]的研究结果一致,在一定程度上似乎遵循“锦标赛理论”。但正如本文的理论分析部分所述,仅仅考虑企业绩效与内部薪酬差距两者间的一次线性关系是不完整的,本文在模型 1.2、2.2 和 3.2 中使用 SCC 方法加入内部薪酬差距的二次项,结果显示 WGAP² 的系数虽然较小但显著为负,WGAP 的系数仍显著为正,这说明薪酬差距存在公平效应,企业绩效随着内部薪酬差距变大而存在较弱的倒 U 型非线性变动趋势,假设 1 得到支持。使用数学求导公式计算模型 1.2、2.2 和 3.2 中倒 U 型曲线的顶点位置的内部薪酬差距分别为 33.8、45.0 和 34.0,表明在本文的研究样本中内部薪酬差距约为 34—45 时,企业绩效达到最大值,低于这一水平,“锦标赛理论”发挥主导作用,企业绩效随内部薪酬差距的增加而提高,超过这一水平,“行为理论”发挥主导作用,企业绩效随着内部薪酬差距的增加而下降。然而,根据前面有关数据的描述性统计可知,总研究样本中内部薪酬差距的中位数为 5.35,75% 分位数为

8.95,远小于倒U曲线顶点位置的薪酬差距水平(34—45),内部薪酬差距大于34的公司数目仅为14家,这说明目前中国制造业大多数上市公司的内部薪酬差距处于倒U型曲线的上升阶段,由于二次项系数值较小,故表现为近似线性关系,但与王永乐和吴继忠^[20]研究结论不一致的是,本文认为倒U型曲线的顶点未必是最优薪酬差距。

对于控制变量而言,度量企业财务特征的变量——资产负债率(DEBT)与企业绩效存在显著负相关,这可能是高管自身利益目标与股东价值最大化目标存在天然的不一致性,使得高管过于追求更大的资本控制权,扩大企业投资规模,而非专注于企业投资的股东回报;企业销售收入增长率与企业绩效显著正相关,这说明成长状况和发展能力较好的企业,其经营绩效也好。股权结构变量中国有股比例NSP与企业绩效负相关,这可能是由于国家股在实际资产运作中将形成较长的委托—代理链条并引致较大的代理风险,而且国有股股东利益最大化的目标函数中存在较多政治及就业等社会目标而导致企业经营低效。另一变量前五大股东持股比例TOP5系数不显著为正,仅在模型3.1和3.2中为负,说明股权集中度越高的企业,对高管的监督能力越强,从而提高企业绩效。这支持了Shleifer and Vishny^[41]提出大股东直接参与经营管理能够对高管形成有力监督,从而有利于解决外部股东和内部高管由于“信息不对称”产生的委托—代理问题。

2. 门限面板模型下考察内部薪酬差距对企业绩效的激励效应的变动特征

根据前述逻辑思路与研究问题,为了检验假设2,验证内部薪酬差距对企业绩效的正向激励效应是否具有非对称性,本文利用Hansen^[42]的门限面板模型进行检验和分析。

(1)门限面板模型的设定。由于可能存在区间效应,需要对可能存在的薪酬差距临界值两侧样本分组检验,但传统的分组方法只是简单地依照某种标准(均值或分位数)对样本进行分组,据此得到的检验结果难以客观反映各因素之间的关系。本文使用Hansen提出的门限面板模型,主要是为了避免将所有样本按人为主观标准划分进行分组检验带来的偏误。另外,内生地根据样本数据本身来划分薪酬差距区间,若存在门限效应,不仅能给出具体的门限值,而且可研究不同区间上的内部薪酬差距对企业绩效的激励作用效果。本文主要考虑单一门限面板模型的设定及估计过程,即模型中只含有一个门限值的情形,可据此扩展到多重门限模型。

$$ROE_u = \mu_i + \theta' x_u + \beta_1 WGap_u I(q_u \leq \gamma) + \beta_2 WGap_u I(q_u > \gamma) + e_u \quad (2)$$

其中, i 表示企业, t 表示年份, ROE_u 和 $WGap_u$ 分别为企业绩效(净资产收益率)和内部薪酬差距, x_u 为对企业绩效有显著影响的控制变量,包括如前所述的企业财务特征、股权特征及行业特征变量, θ 为相应的系数向量。 q_u 是选定的门限变量,本文取内部薪酬差距 $WGap_u$ 为门限变量, γ 代表门限值,其中 e_u 为随机扰动项,独立同分布于 $N(0, \sigma^2)$ 。 $I(\cdot)$ 为指示性函数,当 $q_u \leq \gamma$ 时, $I=1$,否则 $I=0$, u_i 反映企业的异质性(个体效应),如企业经营理念、企业文化等不可观测的因素,当 $\beta_1=\beta_2$ 时,面板数据模型中不存在门限,即为上文中去掉二次项的模型(1)。为估计模型(2)中系数和门限值,需要求出每个变量的组内均值,从每个观测值中减去组内均值以消除个体效应 u_i ,得到模型的矩阵形式:

$$Y^* = X^*(\gamma)\beta + e^* \quad (3)$$

其中, Y^* 、 $X^*(\gamma)$ 是模型(2)中因变量和自变量标准化后的矩阵形式。对于给定的门限值 γ ,可以采用OLS估计(3)式得到 β 的估计值:

$$\hat{\beta}(\gamma) = (X^*(\gamma)' X^*(\gamma))^{-1} X^*(\gamma)' Y^* \quad (4)$$

相应的残差平方和为:

$$S_1(\gamma) = \hat{e}^*(\gamma)' \hat{e}^*(\gamma) \quad (5)$$

其中, $\hat{e}^*(\gamma)$ 为 $e(\gamma)$ 的估计值。

为获得参数 γ 的估计值需要通过最小化(5)式残差平方和 $S_1(\gamma)$, 然后再判断两个假设检验: ①门限效果的显著性; ②门限的估计值是否为真实值。对于是否存在门限效应的第一个检验的零假设为 $H_0: \beta_1 = \beta_2$ 。检验统计量为:

$$F_1 = S_0 - S_1(\hat{\gamma}) / \hat{\sigma}^2 \quad (6)$$

其中, 在零假设 H_0 下, 由于门限值 γ 未确定, 因此统计量 F_1 不是标准分布的, S_0 是得到的残差平方和。Hansen 对固定效应的面板模型提出采用自助法(Bootstrap)来生成自助样本集, 然后构造零假设成立时的 P 值, 当 P 值很小时, 判断拒绝零假设, 即模型是存在门限效应的。第二个检验的零假设为: $H_0: \hat{\gamma} = \gamma_0$ 。Hansen 提出用 γ 似然比统计量构造“非拒绝域”是得到 γ 置信区间的最优选择, 相应的似然比统计量为:

$$LR_1(\gamma) = S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma}) / \hat{\sigma}^2 \quad (7)$$

Hansen 给出了非拒绝域的公式, 当 $LR_1(\gamma_0) > c(\alpha)$ 时, 拒绝零假设, 否则不能拒绝零假设, 其中 $c(\alpha) = -2\ln(1-(1-\alpha)^{0.5})$ 。

以上只是假设存在单一门限模型的参数估计过程, 事实上模型的门限值不止一个。如果模型存在两个门限值, 估计过程是门限值先假设是已知的, 假如第二个门限真实存在, 必须对前一假设的门限值进行重检, 具体步骤请参考 Hansen^[42]的做法。

(2) 门限面板模型的估计与检验结果。表 4 列出了检验结果。需要根据门限效应的检验结果来确定门限个数。本文在假定模型(2)分别有一个和双重门限的条件下进行估计, 获得的统计量 F 值和采用“自助抽样”得到的 P 值见表 4。结果表明单一门限模型效果显著, 相应的自助抽样(Bootstrap)P 值为 0.010, 而双重门限在 5% 的显著性水平下不显著。因此, 下面将基于单一门限模型进行分析。通过普通 OLS 估计法计算出门限参数的估计值, 根据构造的 γ 的非拒绝域可以求出相应的置信区间。单一门限估计值 5.978 的 95% 置信区间 [2.339, 15.653]。本文将研究样本根据此单一门限值按内部薪酬差距分成低差距($WGAP \leq 5.978$)和高差距($WGAP > 5.978$)两种类型。

表 5 列示了研究样本在 2004—2009 年不同内部薪酬差距区间企业的数目。可以看出, 整体上内部薪酬差距属于高差距的企业数目呈现递增趋势, 不同年份各个薪酬差距区间的分布情况存在较大差异。这表明, 对制造业企业的薪酬差距进行简单的主观划分是不合理的。

表 4 企业内部薪酬差距的门限效应检验

	门限值	临界值				
		F 值	P 值	1%	5%	10%
单一门限检验	5.9780	8.1300***	0.0100	7.0167	4.2188	2.9020
双重门限检验	6.7980	2.6651	0.1100	5.6810	3.6428	2.7860

注: 统计量的临界值和 P 值均为采用“自助法”反复抽样 300 次得到的结果。

资料来源: 作者利用 Stata12.0 软件计算。

表 5 2004—2013 年各个薪酬差距区间内企业数目

分组	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
$WGAP \leq 5.978$	201	206	208	193	203	193	192	194	177	193
$WGAP > 5.978$	147	142	140	155	145	155	156	154	171	155
合计	348	348	348	348	348	348	348	348	348	348

资料来源: 作者整理。

本文重点分析讨论内部薪酬差距对业绩影响是否存在非对称的正向激励效应。从表6门限面板模型的参数估计值以及P值可以看出,内部薪酬差距对业绩的影响存在显著的门限效应,其影响系数在不同的薪酬差距区间是有所差异的。由表6可见,单一门限面板模型将内部薪酬差距对业绩影响 ROE 的影响划分为两种不同的作用机制: $WGAP_1$ 和 $WGAP_2$ 两个门限区间, $WGAP_1$ 系数估计值在1%的显著性水平下为正且值为0.013,而 $WGAP_2$ 系数估计值虽然为正的0.003,但显著性大幅下降,这表明在 $WGAP \leq 5.978$ 时,企业业绩对内部薪酬差距的敏感性是区间 $WGAP_2$ 的3.3倍,即企业的内部薪酬差距在门限值(5.978)两侧对企业业绩的影响系数是不对称的,假设2得到支持。本文认为当企业的内部薪酬差距达到临界值(5.978)时,既能最大程度地提高全体员工的竞争意识,使他们为获得职位晋升和全额奖金而努力工作,也没有触动普通员工的不公平心理的敏感点破坏团队之间的合作,因此,薪酬差距对企业业绩的激励作用达到最大,而超过临界值会使这种正向激励作用呈现出边际递减规律,减缓企业业绩提高的速度。这从另一方面支持了中国关于薪酬改革方案中高管与普通员工平均工资差距在7—8倍的薪酬管制政策。

表6 门限面板模型的参数估计结果

变量	系数估计值	OLS 标准误	White 标准误
<i>SIZE</i>	-0.0168	0.0109	0.0116
<i>DEBT</i>	0.0879	0.0386**	0.1295
<i>GROW</i>	0.0247	0.0060***	0.0056***
<i>NSP</i>	0.0189	0.0333	0.0382
<i>TOP5</i>	0.0007	0.9050	0.0007
<i>DInTQ</i>	-0.0045	0.0099	0.0096
<i>DInROA</i>	0.4758	0.2808*	0.2837*
<i>WGAP₁</i>	0.0128	0.0042***	0.0041***
<i>WGAP₂</i>	0.0034	0.0015**	0.0018*

注: $WGAP_1$, $WGAP_2$ 分别为较低和较高区间的相对薪酬差距。

资料来源:作者利用Stata软件估计。

五、内部薪酬差距激励的内在机理分析

1. 内部薪酬差距对高管的激励效果

为了检验假设3a,本文考察在投资领域企业设置不同程度的薪酬差距是否激励高管努力工作,使高管从对自身利益最大化的追求转化为对股东利益最大化的追求,是否有效的控制了委托—代理问题导致的企业低效率投资行为。本文参考Chen et al.^[43]做法,引入以下变量:①企业投资效率(*INV*),用现金流量表中披露的“购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金”与“处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额”的差值经年初总资产调整后计算;②企业滞后一期的托宾*Q*值*TQ_{t-1}*;③内部薪酬差距与企业滞后一期的托宾*Q*值的交乘项 $WGAP \cdot TQ_{t-1}$;④经总资产调整后的年度经营活动现金流*CF*,以年度经营活动产生的现金流量/年初总资产计算;⑤国有股比例*NSP*,参考Vogt^[44]加入国有股比例来考察其对非效率投资行为的影响。构建下述模型检验内部薪酬差距对企业高管的激励效果:

$$\begin{aligned} INV_t = & \beta_0 + \beta_1 WGAP_t + \beta_2 TQ_{t-1} + \beta_3 WGAP_t \cdot TQ_{t-1} + \beta_4 CF_t + \beta_5 DSIZE_t + \beta_6 DEBT_t \\ & + \beta_7 NSP_t + \beta_8 DInTQ_t + \beta_9 DInROA_t + e_t \end{aligned} \quad (8)$$

为了检验模型及其稳健性,本文按照上文确定的内部薪酬差距的临界值将研究样本分组分别进行回归,即模型1、2、3分别为对应被解释变量 INV 的全部样本、高差距($WGAP > 5.978$)和低差距($WGAP \leq 5.978$)三种类型,估计结果参见表7。

从表7回归结果可以看出,模型1—3的 R^2 在0.06—0.07之间,具有一定的解释力。模型1—3中,内部薪酬差距与企业上期的托宾 Q 值交乘项的系数均为正,表明企业内部薪酬差距越大,企业的资本投资效率越高,说明了薪酬差距对高管在投资决策方面存在一定的激励作用,但是模型1、2中两者交乘项的系数在10%的水平下不显著,模型3在5%的水平下显著,内部薪酬差距对高管显著的激励效果仅在小于临界值时成立,从而支持了假设3a。随着薪酬差距的进一步增大,过大的内部薪酬差距可能引起了股东与高管之间的委托—代理问题,内部薪酬差距的进一步扩大更可能是权力的象征,从而诱发高管的机会主义行为,其后果将以高管使用企业资本进行非效率投资行为表现出来,具体为“过度投资”或“投资不足的卸责”,在这种情形下高管的自利行为,必将为打造自己的“商业帝国”对股东财富造成损害,从而引起企业的低效率投资行为。这与黎文靖和胡玉明^[32]研究结果表明国有企业过大的薪酬差距更可能是高管的较高管理者权力引起的机会主义行为,企业投资随着薪酬差距的拉大变得越无效率的结果相似。

表7 模型的参数估计结果

变量	模型1	模型2	模型3
$WGAP$	0.0011*** (0.0003)	0.0005 (0.0005)	0.0010 (0.0008)
TQ_{t-1}	-0.0003* (0.0016)	-0.0008 (0.0026)	-0.0025 (0.0017)
$WGAP \cdot TQ_{t-1}$	0.00007 (0.0016)	0.0001 (0.0003)	0.0005** (0.0002)
CF	0.0804*** (0.0172)	0.1278** (0.0126)	0.1404*** (0.0104)
$DSIZE$	0.0063*** (0.0009)	0.0056*** (0.0011)	0.0054*** (0.0008)
$DEBT$	-0.0150*** (0.0035)	-0.0050 (0.0057)	-0.0092*** (0.0028)
NSP	0.0235** (0.0036)	0.0153 (0.0032)	0.0249*** (0.0036)
$DInTQ$	-0.0056*** (0.0015)	-0.0045** (0.0018)	-0.0103*** (0.0014)
$DInROA$	0.0141 (0.0428)	-0.0529 (0.0556)	0.0671 (0.0491)
常数项	-0.0962*** (0.0189)	-0.0737*** (0.0250)	-0.0768*** (0.0187)
N	3338	1460	1878
R^2	0.0679	0.0624	0.0680

资料来源:作者利用Stata软件估计。

2. 内部薪酬差距对普通员工的激励效果

为了检验假设 3b,本文探讨内部薪酬差距对普通员工的激励后果,根据 Faleye et al.^[45]通过计算企业的全要素生产率(*TFP*)^①来衡量员工生产率。因此,先通过假设企业产出遵从 C-D(柯布—道格拉斯)生产函数的形式获得全要素生产率,再考察不同内部薪酬差距对全要素生产率的影响,本文参照 Faleye et al.^[45]将影响员工生产率的因素变量考虑进来:①普通员工薪酬(*WAGE*),多产的员工可能会被支付更高的薪酬,但这一变量可能减少相对薪酬对生产率的负向作用,因此,本文采取员工平均薪酬的自然对数形式。②资本强度(*PPE*),用每个员工的固定资产净值衡量,由于本文研究样本为制造业,自动化和改进工作流程的实物资产投资可以提高员工生产率,故将其考虑进来,由于该变量为一阶单整变量,对其进行差分化平稳处理得到 *DPPE*。构建模型(9)如下:

$$\begin{aligned} TFP_i = & \beta_0 + \mu_i + \beta_1 WGAP_i + \beta_2 DSIZE_i + \beta_3 DEBT_i + \beta_4 NSP_i + \beta_5 DPPE_i + \beta_6 WAGE_i \\ & + \beta_7 DInTQ_i + \beta_8 DInROA_i + e_i \end{aligned} \quad (9)$$

为了检验模型及其稳健性,本文按照上文确定的内部薪酬差距的临界值将研究样本分组分别进行回归,即模型 4、5、6 分别为对应被解释变量 *TFP* 的全部样本、高差距(*WGAP*>5.978)和低差距(*WGAP*≤5.978)三种类型,为检验模型 5 和模型 6 有关 *WGAP* 的系数之间差异的显著性,本文使用添加虚拟变量的方法,在模型 7 中加入虚拟变量 *G2*(如果样本属于较高薪酬差距组即 *WGAP*>5.978,令 *G2*=1,否则 *G2*=0),引入虚拟变量 *G2* 与 *WGAP* 的交乘项,重新估计方程(9),估计结果参见表 8。

从表 8 可以看出,模型 4—6 的 *R*² 在 0.4—0.6 之间,具有一定的解释力。模型 4—6 中,内部薪酬差距与企业的全要素生产率呈正相关,并均在 1% 的水平下显著,而模型 7 中交乘项 *G2*·*WGAP* 的系数显著为负,模型 5 的内部薪酬差距变量系数 0.0066 小于模型 6(0.0250),从而支持了假设 3b。总体上薪酬差距能够对普通员工产生激励作用,且在内部薪酬差距较低时,其促进效果发挥主导作用;当内部薪酬差距超过临界点时,不利于提高普通员工的幸福感和公平感,导致他们的工作效率不高,从而减缓企业绩效的上升速度。这与黎文靖和胡玉明^[32]的研究结果近似。这进一步解释了超过临界值的薪酬差距导致企业绩效的增长速度大幅度下降。对于其他解释变量符号均达到了预期。值得注意的是,普通员工工资(*WAGE*)的系数在 1% 的显著性水平下为正,说明当内部薪酬差距较高时,员工可能更关心工资的绝对水平而非相对水平,对自己的实际收入水平不满意,若适时提高普通员工工资水平,根据收入均等理论^[25]提高员工 1 元的工资水平带来的边际效用是较高的,从而增加普通员工对不公平感的宽容度,有效提高其工作热情,可带来企业全要素生产率的提高。

3. 稳健性检验部分

为保证研究的可靠性,本文使用 *ROA* 和 *EPS* 作为企业绩效变量,分别考察较大薪酬差距(*WGAP*>5.978)和较小薪酬差距区间(*WGAP*≤5.978)的薪酬差距对企业绩效的不同激励作用,即模型 1—2 和模型 3—4 分别为对应被解释变量 *ROA* 和 *EPS* 的高差距(*WGAP*>5.978)和低差距(*WGAP*≤5.978)三种类型,估计结果参见表 9。

从表 9 可以看出,无论是 *ROA* 或 *EPS* 作为企业绩效指标,两者内部薪酬差距 *WGAP* 的系数在低差距区间(*WGAP*≤5.978)均大于高差距区间(*WGAP*>5.978),进一步验证了假设 2。

① 本文使用全要素生产率作为衡量薪酬差距对普通员工的激励效果指标,虽然无法完全分离高管的影响,但它已是相对准确的衡量员工生产率的业绩指标。

表 8

模型的参数估计结果

变量	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
WGAP	0.0106*** (0.0013)	0.0066*** (0.0024)	0.0250*** (0.0050)	0.0321*** (0.0049)
G2				0.1874*** (0.0254)
G2·WGAP				-0.0258*** (0.0049)
DSIZE	0.1018*** (0.0155)	0.0722*** (0.0341)	0.0491 (0.0322)	0.0913*** (0.0166)
DEBT	-0.3004* (0.1341)	-0.1012 (0.0600)	-0.2490 (0.1767)	-0.2893* (0.1306)
NSP	0.1090** (0.0391)	0.0353 (0.0529)	0.1782** (0.0713)	0.1350*** (0.0378)
DPPE	-0.1219*** (0.0178)	-0.0935*** (0.0170)	-0.1691*** (0.0159)	-0.0090*** (0.0167)
WAGE	0.5860 *** (0.0211)	0.6260*** (0.0190)	0.6252*** (0.0206)	0.6076*** (0.0209)
DInTQ	-0.0276 (0.203)	-0.0141 (0.0197)	-0.0376* (0.0196)	-0.0268 (0.0196)
DInROA	0.6967** (0.2358)	0.8224 (0.3422)	0.5830** (0.2414)	0.6850** (0.2338)
常数项	-8.3259 *** (0.3165)	-8.1058*** (0.6151)	-7.7407*** (0.7380)	-8.4454*** (0.3360)
N	3480	1520	1960	3480
R ²	0.4556	0.5009	0.4157	0.4608

资料来源:作者利用 Stata 软件估计。

六、结论

有效的绩效考核有利于企业业绩的提高,激发职工的积极性和工作热情,促使职工发挥创造力,使命感油然而生,给企业增添销售及运营活力,最终使企业目标得以顺利实现。本文通过整合“锦标赛”和“行为”两种竞争性理论,阐述了内部薪酬差距和企业绩效两者的理论分析框架;更为重要的是,本文确定了企业内部薪酬差距的临界值,并且基于高管和普通员工视角实证考察了位于临界值两侧的薪酬差距对两者的不同激励效果,在一定意义上厘清了内部薪酬差距对企业绩效的非线性影响作用的内在机理。本文不仅关注薪酬设置的竞争性动机,更关注薪酬履行的公平性,试图更全面地探究相对绩效评估和差异化的薪酬策略在企业绩效中的激励作用。实证结果表明,内部薪酬差距虽在一定程度上发挥激励企业绩效提高的作用,但是,这种激励由于公平性效应而不具有持续性,即超过临界值的内部薪酬差距对企业绩效所激发的竞争效应下降,减缓了企业绩效增加的速度,不仅没有显著提高企业的投资效率,企业的全要素生产率对薪酬差距的敏感性也大幅下降,这表明过大的薪酬差距弱化了对高管和普通员工的激励作用。此外,本文还进行了一些必要的稳健性检验,结果均保持稳定。

表 9 模型的参数估计结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
WGAP	0.0008*** (0.0003)	0.0052*** (0.0005)	0.1004*** (0.0240)	0.2604*** (0.0448)
DSIZE	-0.0011 (0.0016)	-0.0130*** (0.0031)	1.7618*** (0.2243)	0.4627 (0.3923)
DEBT	-0.1574*** (0.0296)	-0.1562*** (0.0303)	-7.0846*** (0.9337)	0.7337* (0.3420)
GROW	0.0067** (0.0016)	0.0098** (0.0032)	0.4442** (0.0865)	0.4755* (0.2122)
NSP	-0.0137*** (0.0036)	-0.0067 (0.0041)	-2.7166*** (0.3550)	0.6278 (0.3706)
TOP5	0.0001 (0.0002)	-4.89e-06 (0.0002)	0.0115 (0.0066)	0.0148** (0.0064)
DInTQ	0.0019 (0.0040)	-0.0065** (0.0027)	0.01084 (0.2520)	0.0420 (0.2077)
DInROA	0.3000*** (0.0442)	0.5800*** (0.0974)	9.2493** (3.1262)	5.6420* (3.0059)
常数项	0.1305*** (0.0303)	0.3730*** (0.0624)	-33.815*** (5.3624)	-11.290 (8.4884)
N	1520	1960	1520	1960
R ²	0.1148	0.2116	0.1439	0.0515

资料来源：作者利用 Stata 软件估计。

需要说明的是，①本文仅使用了制造业 10 年的平衡面板数据进行拟合，确定的内部薪酬差距的临界值具有一定的局限性，可能存在一定的行业特征，比如金融保险行业的门槛高、专业性强等特点其内部薪酬差距的临界值可能会更高。②基于数据的可得性，薪酬差距在一定程度上可能是由不同的人力资本变量(受教育程度、工作年限等)造成的，并不能真实呈现出员工心理的偏差，因此，未来的研究可将上述因素考虑进来考察员工不公平感对绩效的影响。③本文考虑到使用门限面板模型进行内生性分组，没有将样本按照产权性质进行分组，从而没有进一步讨论管理层权力对企业内部薪酬差距的影响。这些未尽之处致使本文的研究不够深入，也是研究继续推进的方向。

[参考文献]

- [1] Lazear, E.P., and S. Rosen. Rank-order Tournaments as Optimum Labor Contracts [J]. Journal of Political Economy, 1981, 89(5):841-864.
- [2] Lazear, E.P. Pay Equality and Industrial Politics[J]. Journal of Political Economy, 1989, 97(3):561-580.
- [3] Levine, D. I. Cohesiveness, Productivity, and Wage Dispersion[J]. Journal of Economic Behavior and Organization, 1991, 15(2):237-255.
- [4] Bingley, P., and Eriksson T. Pay Spread and Skewness—Employee Effort and Firm Productivity[R]. Aarhus School of Business, 2001.
- [5] Cowherd, D.M., and D.I. Levine. Product Quality and Pay Equity between Lower-level Employees and Top Management: An Investigation of Distributional Justice Theory [J]. Administrative Science of Quarterly, 1992, 37

- (2):302 –320.
- [6]方军雄. 中国上市公司高管的薪酬存在粘性吗[J]. 经济研究, 2009,(3):110–124.
- [7]辛清泉,谭伟强. 市场化改革、企业业绩与国有企业经理薪酬[J]. 经济研究, 2009,(11):68–81.
- [8]刘春,孙亮. 薪酬差距与企业绩效:来自国有企业上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论, 2010,(2):30–39.
- [9]周权雄,朱卫平. 国企锦标赛及机理效应与制约因素研究[J]. 经济学(季刊), 2010,9(2):571–596.
- [10]Eriksson,T. Executive Compensation and Tournament Theory:Empirical Tests on Danish Data [J]. Journal of Labor Economics, 1999,17(2):262–280.
- [11]Lallemand,T.,R. Plasman, and R. Ryex. Intra–Firm Wage Dispersion and Firm Performance: Evidence from Linked Employer–Employee Data[J]. International Review for Social Sciences, 2004,57(4):533–558.
- [12]Main,Brian G.M.,Charlys A. O'Reilly, and J.Wade. Top Executive Pay:Tournament or Teamwork[J]. Journal of Labor Economics, 1993,11(4):606–628.
- [13]林浚清,黄祖辉,孙永祥. 高管团队内薪酬差距、公司绩效和治理结构[J]. 经济研究, 2003,(4):31–40.
- [14]Cappelli,P., and P.D. Sheer. Assessing Worker Attitudes under a Two-tier Wage Plan [J]. Industrial and Labor Relations Review, 1990,43(2):225–244.
- [15]Siegel, P. A., and D. C. Hambrick. Business Strategy and the Social Psychology of Top Management Teams[J]. Advances in Strategic Management, 1996,(1):91–119.
- [16]张正堂,李欣. 高层管理团队核心成员薪酬差距与企业绩效的关系[J]. 经济管理, 2007,(2):6–25.
- [17]魏刚. 高级管理层激励与上市公司经营绩效[J]. 经济研究, 2000,(3):32–39.
- [18]陈震,张鸣. 高管层内部的级差报酬研究[J]. 中国会计评论, 2006,4(1):15–28.
- [19]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.
- [20]王永乐,吴继忠. 中华文化背景下薪酬差距对我国企业绩效的影响[J]. 当代财经, 2010,(9):59–64.
- [21]Martin,J. Relative Deprivation:A Theory of Distributive Injustice for an Era of Shrinking Resources [A]. Barry Staw, and Larry Cummings. Research in Organizational Behavior[C]. Greenwich,Conn:JAI Press, 1981.
- [22]Akerlof,G. A. Gift Exchange and Efficiency–Wage Theory:Four Views[J]. American Economic Review, 1984,74 (2):79–83.
- [23]Aziz, A.K., S. Leventhal, and A.Werschulz. Higher–order Convergence for a Finite Element Method for the Tricomi Problem[J]. Numerical Functional Analysis and Optimization, 1979,2(1):65–78.
- [24]O'Reilly,C.A.,B.G.Main, and G.S.Crystal. CEO Compensation as Tournament and Social Comparison:A Tale of Two Theories[J]. Administrative Science Quarterly, 1988,33(2):257–274.
- [25][英]亚瑟·赛斯尔·庇古. 福利经济学[M]. 何玉长,丁晓钦译. 上海:上海财经大学出版社, 2009.
- [26]Brian,L.C.,L.Tihanyi,T.R. Crook, and K.A.Gangloff. Tournament Theory:Thirty Years of Contests and Competitions[J]. Journal of Management, 2014,40(1):16–47.
- [27]张军. 社会主义企业的货币激励与产权结构:中国案例[J]. 上海经济研究, 1991,(6):34–39.
- [28]Jensen, M., and W. Meckling. Theory of Firm:Managerial Behavior, Agency Costs and Capital Structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976,3(2):305–360.
- [29]Stulz,R. Managerial Discretion and Optimal Financing Policies[J]. Journal of Financial Economics, 1990,26(1): 3–27.
- [30]卢锐. 管理层权力、薪酬差距与绩效[J]. 南方经济, 2007,(7):60–70.
- [31]方军雄. 高管权力与企业薪酬变动的非对称性[J]. 经济研究, 2011,(4):107–120.
- [32]黎文靖,胡玉明. 国有企业内部薪酬差距激励了谁[J]. 经济研究, 2012,(12):125–136.
- [33]孙永祥. 所有权、融资结构与公司治理机制[J]. 经济研究, 2001,(1):45–53.
- [34]于东智. 股权结构、治理效率与公司绩效[J]. 中国工业经济, 2001,(5):54–62.

- [35]吴淑琨. 股权结构与公司绩效的U型关系研究——1997—2000年上市公司的实证研究[J]. 中国工业经济, 2002, (1):80-87.
- [36]宋增基, 张宗宜. 上市公司经营者报酬与公司绩效实证研究[J]. 重庆大学学报(自然科学版), 2002, (11):90-93.
- [37]王跃堂, 赵子夜, 魏晓雁. 董事会的独立性是否影响公司绩效[J]. 经济研究, 2006, (5):62-73.
- [38]温军, 冯根福. 异质机构、企业性质与自主创新[J]. 经济研究, 2012, (3):53-64.
- [39]李文华, 冯照桢. 异质机构、企业性质与关联交易[J]. 当代经济科学, 2012, 34(2):80-87.
- [40]Driscoll, J., and A.C. Kraay. Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Data [J]. Review of Economics and Statistics, 1998, 80(4):549-560.
- [41]Shleifer, A. and R. Vishny. A Survey of Corporate Governance[J]. Journal of Finance, 1997, 52(2):737-783.
- [42]Bruce, E. Hansen. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2):345-368.
- [43]Chen, S., Z. Sun, S. Tang, and D. Wu. Government Intervention and Investment Efficiency: Evidence from China[J]. Journal of Corporate Finance, 2011, 17(2):259-271.
- [44]Vogt, Stephen C. Testing the Source of the Cash Flow: Evidence from a Panel of U.S Manufacturing Firm[R]. DePaul University, 1993.
- [45]Faleye, Olubunmi, Ebru Reis, and Anand Venkateswaran. The Determinants and Effects of CEO-Employee Pay Ratios[J]. Journal of Banking & Finance, 2013, 37(8):3258-3272.

Research on Asymmetric Incentive Effect of Internal Pay Dispersion ——Threshold Panel Model Based on Manufacturing Firm Data

GAO Liang-mou, LU Jian-ci

(Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China)

Abstract: The pay dispersion is a double-edged sword, there are both positive incentive effect and negative effect. Based on two competitive incentive theory—"tournament" and "behavior", this paper builds the theoretical framework of the relationship between internal pay dispersion and firm performance and then takes advantage of China's 348 manufacturing listed companies' balanced panel data from 2004 to 2013, the threshold panel model method is used to examine the asymmetric incentive effects of internal pay dispersion on firm performance, and then based on the incentive effect perspective of internal pay dispersion on executives and ordinary employees to interpret the internal mechanism of the asymmetry. The study found that the internal pay dispersion exists inverted U-shaped relationship with the firm performance, and the positive incentive effect is different, which has significant threshold characteristic. When the internal pay dispersion is smaller than the critical value (5.978), there are stronger incentive effects on performance, and the firm's investment efficiency and total factor productivity both increase significantly. The empirical evidences show that the internal pay dispersion which is more than the critical value not only slow down firm performance but also weaken the positive incentive to the worker which exist in some listed companies in China. This paper argues that according to the diminishing marginal effect of incentive pay dispersion, determine the critical value of internal pay dispersion to improve its incentive effect is becoming increasingly important in enterprise salary management.

Key Words: internal pay dispersion; firm performance; asymmetric effect; threshold panel model

JEL Classification: G34 K22 C23

[责任编辑:鲁舟]