

# 国有企业内部薪酬差距影响生产效率吗<sup>\*</sup>

刘张发 田存志 张潇

**内容提要:**如何提升生产效率是供给侧结构性改革面临的核心问题,国有企业内部高管与职工薪酬差距作为国有企业改革的重要内容之一,其变化对国有企业生产效率产生何种影响是值得研究的议题。本文利用2007—2015年中国沪深A股制造业上市公司数据,采用随机前沿模型测度生产效率,考察了国有企业内部薪酬差距对生产效率的影响。结果发现:国有企业内部薪酬差距扩大不利于提升生产效率,其扩大对中央国有企业生产效率的负面作用大于对地方国有企业的作用;2009年的“限薪”政策作用并不明显,2015年的“限薪”政策较明显地降低了国有企业内部薪酬差距;采用工具变量回归结论仍稳健。

**关键词:**内部薪酬差距 生产效率 随机前沿计量模型

## 一、引言

供给侧结构性改革面临的最核心问题是效率问题,供给效率不高、供给质量不高是经济下行的根本性因素(吴敬琏,2016)。企业生产效率是社会总供给效率的核心组成部分,在当前供给侧结构性改革的背景下,关注企业生产效率的影响因素具有重要的现实意义。为提升企业生产效率,政府出台了融资、税收优惠等宏观层面的政策,然而,一些企业层面的微观政策也不容忽视,其中国有企业“限薪”政策一直备受关注。2003年11月,国务院国有资产监督管理委员会出台的《中央企业负责人经营业绩考核暂行办法》将国有企业高管薪酬与企业业绩挂钩,导致国有企业高管与职工薪酬差距逐步扩大。为了遏制2003年以来国有企业高管与职工薪酬差距逐年扩大的趋势,2009年人力资源和社会保障部等六部委规定国有企业高管薪酬不得超出员工平均薪酬的20倍,2015年《中央管理企业负责人薪酬制度改革方案》规定中央企业负责人的总收入不超过在职员工平均工资的7~8倍。那么,监管部门对国有企业内部高管与职工薪酬差距的遏制有助于提升企业生产效率吗?

关于企业内部高管与职工薪酬差距的业绩激励效应,一般存在“锦标赛理论”和“社会比较理论”两种竞争性的理论解释。一部分学者认为企业存在内部薪酬差距时,职工晋升意味着将获得更多薪酬。内部薪酬差距越大,则晋升后获得的薪酬就越多,这对职工的激励效果也就越大,从而更能增加职工的积极性,因此企业内部薪酬差距与业绩正相关(Lambert et al,1993;Main et al,1993;Eriksson,1999;刘春、孙亮,2010;黎文靖、胡玉明,2012);另一部分学者则认为在缺乏客观公正的评价标准时,人们往往通过与组织内部其他人员的比较来感知自己获得的满意度,从而影响自己的工作积极性。内部薪酬差距扩大时,职工的相对收入降低,职工获得的满意度和幸福感也降低,从而挫伤职工的工作积极性,因此企业内部薪酬差距与业绩负相关(Siegel & Hambrick,1996);还有学者实证得出企业内部薪酬差距与业绩呈“倒U”型关系(高良谋、卢建词,2015);值得注意的是,企业内部薪酬差距与业绩可能存在互为因果的内生性问题,应该谨慎对待上述结论(黎文靖、胡玉明,2012)。以

<sup>\*</sup> 刘张发,暨南大学经济学院,邮政编码:510632,电子邮箱:2001liuzhangfa@163.com;田存志,暨南大学金融研究所、经济学院;张潇,北京财税研究院。本文为国家社科基金项目“中国证券市场隐性交易成本测算以及市场运行绩效评估研究”(15BJY165)的阶段性成果。感谢匿名审稿人的意见和建议,文责自负。

往文献一般采用总资产报酬率、营业利润率等财务比率来衡量会计业绩,但这些指标涉及企业利润,可能会因税收问题而被操纵。企业为了少缴税可能操纵财务比率,这在中小私营企业中尤为普遍(Schulze et al, 2001; Durand & Vargas, 2003),因此使用企业财务比率数据研究绩效存在缺陷(Hanousek et al, 2015)。而生产效率主要是借助企业产出、劳动、资产等非利润指标测度而得,衡量企业既定生产要素投入下最大化产出的能力,难以被操纵(Hanousek et al, 2015),因此生产效率更能反映企业绩效的真实情况。赵世勇、陈其广(2007)也指出会计业绩易受市场供求关系及人为因素的影响,企业技术效率(生产效率)通过综合劳动和资本生产率来反映企业的绩效,其更为稳定和可靠。同时,企业生产效率、投资效率、融资效率等都影响企业的会计业绩。

现有文献主要研究了企业内外部激励、管理层激励、公司治理、股权结构、所有权和资本结构等方面对生产效率的影响(孙兆斌, 2006; 何枫、陈荣, 2008; 雷海民等, 2012; 王聪、宋慧英, 2012; 陈艺萍、张信东, 2012)。部分学者研究了企业内部高管与职工薪酬差距对全要素生产率的影响(黎文靖、胡玉明, 2012; Faleye et al, 2013; Firth et al, 2014; 高良谋、卢建词, 2015)<sup>①</sup>。由于随机前沿计量模型(SFA)不仅可测度出个体的生产效率,还可定量分析各种相关因素对个体生产效率的具体影响(何枫、陈荣, 2008),所以不少学者采用SFA来测度企业生产效率(姚洋、章奇, 2001; 何枫、陈荣, 2008; Margaritis & Psillaki, 2010; 王聪、宋慧英, 2012; Arocena & Oliveros, 2012; Hanousek et al, 2015)。

以往文献为本文研究企业内部薪酬差距与生产效率的关系提供了研究基础,但存在以下不足:一是缺乏对企业内部高管职工薪酬差距与生产效率关系的研究;二是采用随机前沿分析法测度企业生产效率时,对随机干扰项和无效率项的分布函数的假设相对较强,对生产无效率项与投入变量相关而产生的内生性问题以及经济周期对价格和产出的影响都欠缺考虑;三是采用赫芬达尔—赫希曼指数(HHI)衡量各行业竞争度时,未考虑考察期内有些上市公司所属行业发生变化的情况会影响HHI的准确度;四是构建核心解释变量—企业内部高管与职工薪酬差距时,未考虑薪酬存在当年应付但未实际支付的情况。

本文的边际贡献可能体现在以下几个方面:第一,本文利用2007—2015年沪深A股制造业上市公司数据,较早地研究了国有企业内部高管与职工薪酬差距对生产效率的影响,为优化国有企业薪酬合约和提高国有企业生产效率提供经验证据和政策建议;第二,测度企业生产效率时,把较长时间跨度的面板数据分成几个短面板数据<sup>②</sup>,从而可假设企业在各个短面板时间内生产无效率项不变,这样可对无效率项和随机干扰项的分布不做具体假设限制,然后分别对各时间段的短面板数据进行固定效应回归以处理投入变量的内生性问题,还加入了时间虚拟变量以剔除经济周期和各行业产品价格变化的影响;第三,本文研究结果表明,中央企业和地方国有企业内部高管与职工薪酬差距的扩大阻碍了生产效率的提升,这就为2009年、2015年的“限薪”改革提供了理论和证据支持;第四,本文考虑了上市公司所属行业发生的变化以提高HHI的准确度。构建企业内部薪酬差距时考虑了薪酬存在当年应付而未付的情况,还将国有企业分为中央企业和地方国有企业,以体现内部薪酬差距对中央国有企业和地方国有企业生产效率影响的异质性。

## 二、理论框架与研究假说

1. 企业内部高管职工薪酬差距对其生产效率的影响。企业存在内部薪酬差距时,晋升意味着将获得更多薪酬。内部薪酬差距扩大,晋升后获得的薪酬就越多,在锦标赛(Lazear & Rosen, 1981; Rosen, 1986)的作用下,这对职工的激励效果也就越大,可能会激发职工的积极性,从而可能提高企业生产效率。值得注意的是,在中国文化传统中儒家思想主导的“均平”观念根深蒂固(黎文靖、胡玉明, 2012),职工“不患寡而患不均”,在国有企业中更是如此。内部薪酬差距越大,薪酬不均越严重,职工越觉得自己的获得少于应得(Martin, 1981; Crosby, 1984),工作积极性越低。社会比较理论(Carpenter & Sanders, 2004; Williams et al, 2006)认为在缺乏客观公正的评价标准时,人们往往通

过与组织内部其他人员的比较来感知自己获得的满意度,从而影响自己的工作积极性(Festinger, 1954; Adams, 1963)。相对收入而不是绝对收入决定了人们在工作中的满意度(Firth et al, 2014)、幸福感(Ferrer-i-Carbonell & Frijters, 2004)。制造业基本都是采用流水线生产形式,不同的职工在不同的流水线阶段参与生产,每个阶段上的职工共同生产了每一单位的产品,产品的价值在每个生产阶段的分配主要由企业内部决定,分配中缺乏一个比较明确的被大家都认同的分配标准,所以相对于其他很多行业而言,制造业企业高管比其他行业的高管在对企业价值的贡献方面可能没有那么明显,降低了职工对高管薪酬的预期,被职工认同的高管职工薪酬差距相对更低。薪酬差距扩大时,职工相对收入进一步降低,满意度和幸福感也进一步降低,从而导致职工工作积极性降低,甚至还可能引发职工离职。特别地,我国制造业企业依然长期依赖劳动力比较优势发展,因此,薪酬差距扩大导致的职工工作积极性降低的累加效果明显,从而显著阻碍企业生产效率的提升。综合以上分析,薪酬差距扩大时,相对剥削理论和社会比较理论的作用更占主导,薪酬差距扩大将不利于提升企业生产效率。根据上述分析,本文提出如下假说:

假说1:鉴于“均平”的儒家传统文化及制造业企业依然长期依赖劳动力比较优势发展,国有企业内部薪酬差距扩大并不利于提升企业生产效率。

2. 企业内部薪酬差距对中央企业和地方国有企业生产效率影响的异质性。每个国有企业职工都为国有企业服务,都是公有经济企业工作人员,所以国有企业职工或多或少存在“均平”观念。中央企业受政府管制相对较强,带有一定的计划经济性质,“效率优先”观念可能并不突出,很多情况下要体现“兼顾公平”,职工的“均平”观念最强;同时央企一般生产规模很大,职工人数众多,内部薪酬差距扩大对薪酬相对低的职工的消极作用更大。地方国有企业受政府管制相对更弱,市场化程度相对中央企业而言可能更强,但也要体现“兼顾公平”。由此本文提出如下假说:

假说2:中央企业内部薪酬差距的扩大对其生产效率的抑制作用更强,地方国有企业的更弱。

### 三、数据、计量模型设定与变量

1. 数据与样本。本文选取2007—2015年沪深A股制造业上市公司作为研究样本。样本选取主要基于以下考虑:一是制造业企业占上市“企业”总数的60%以上,具有代表性,同时可以降低资源禀赋对公司生产效率的影响;二是本文构建内部薪酬差距时考虑了公司薪酬存在应付而未付的情况,从相关数据库中只能获得2007年及以后的应付职工薪酬明细。由于文中测算公司生产效率时也利用了2006年的数据,所以实际数据期间为2006—2015年。样本相关数据源于国泰安数据库,并经过整理计算而得。为了消除极端值的影响,本文针对连续变量的1%和99%百分位进行了缩尾处理,下文的描述性统计及实证结果均基于处理后的数据结果。

2. 计量模型的设定与变量。

(1) 公司生产效率的测度。参考Hanousek et al(2015),本文构建如下回归方程测度公司的生产无效率项<sup>⑤</sup>:

$$\begin{aligned} \text{LN}(\text{TURNOVER}_{it}) = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{LN}(\text{NETFIXEDASSETS}_{it} + \text{WORKCAPITAL}_{it}) \\ & + \alpha_2 \text{LN}(\text{LABOUR}_{it}) + \alpha_3 \text{YEAR} + \epsilon_{it} - U_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

利用2006—2015年沪深A股制造业上市公司数据,本文把原来的面板数据分为2006—2008年、2009—2012年、2013—2015年三个短面板<sup>⑥</sup>,从而假设 $U_{it}$ (生产无效率项,用来衡量生产效率,无效率项越大,生产效率就越低)在每个短面板期间不变,这样可以对无效率项和随机干扰项的分布不进行假设限制,然后分别对各时间段的短面板数据进行固定效应回归以处理投入变量的内生性问题<sup>⑦</sup>。同时加入了年度虚拟变量(YEAR)以体现经济周期性和各行业产品价格的变化, $\epsilon_{it}$ 为误差项, $U_{it} \geq 0$ 为生产无效率项, $U_{it}$ 越大公司生产效率越低。

有别于以往文献,本文生产函数纳入了公司营运资本<sup>⑧</sup>,认为公司营运资本也是生产时投入的资本。因为营运资本占用的资金是零利率回报,同时营运资本的持续存在就是保证公司持续运营(Ha-

nousek et al, 2015)。由于使用固定效应模型无法得到不随时间变化的变量的估计系数,即生产无效率项无法得到,因此本文采用与固定效应具有相同效果的最小二乘虚拟变量计量模型(LSDV)进行估计,此时式(1)可写为:

$$\begin{aligned} \text{LN}(\text{TURNOVER}_{it}) = & a_{0i} + \alpha_1 \text{LN}(\text{NETFIXEDASSETS}_{it} + \text{WORKCAPITAL}_{it}) \\ & + \alpha_2 \text{LN}(\text{LABOUR}_{it}) + \alpha_3 \text{YEAR} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

其中  $a_{0i} = \alpha_0 - U_i$  为公司  $i$  特有的截距项,引入  $n-1$  个企业虚拟变量进行 OLS 估计,截距项的估计结果为  $\hat{a}_{0i}$ , 计算  $\hat{a}_0$  (等于  $\max\{\hat{a}_{0i}\}$ ), 则公司生产无效率项为:

$$\hat{U}_i = \hat{a}_0 - \hat{a}_{0i} \quad (3)$$

模型(2)中因变量是公司主营业务收入(LN(TURNOVER)),用来衡量公司的产出。控制变量主要有以下几类:(1)资本投入(LN(NETFIXEDASSETS+WORKINGCAPITAL)),以固定资产净值与营运资本之和的对数来衡量,其中营运资本(WORKINGCAPITAL)等于流动资产减去流动负债。因为每个短面板数据时间跨度很短,无形资产也难以衡量,所以生产函数中没有包括长期资产中的无形资产。(2)劳动投入(LN(LABOUR)),以上市公司的员工总人数对数来衡量。四个回归结果显示,系数符合经济意义,除了少数公司的  $U_i$  不显著,其余的系数都在 1% 显著性水平下显著。回归结果中系数  $\alpha_1$  或  $\alpha_2$  不显著的  $U_i$ 、 $p$  值大于等于 0.050 的  $U_i$  在后文实证中都没有采用。本文也使用了超越对数生产函数替代计量模型(2)进行回归,结果显示要素投入系数不显著。

(2)公司内部薪酬差距与生产效率。参考王聪、宋慧英(2012)和 Hanousek et al(2015),本文构建如下计量模型<sup>⑦</sup>:

$$\begin{aligned} U_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{WR}_{it} + \beta_2 \text{LN}(\text{ASSET}_{it}) + \beta_3 \text{LEV}_{it} + \beta_4 \text{CR1}_{it} + \beta_5 \text{LOWCOM}_{it} + \beta_6 \text{MODECOM}_{it} \\ & + \beta_7 \text{INDUS} + \beta_8 \text{PROVIN} + \beta_9 \text{YEAR} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

参考夏立军、方轶强(2005)的分类方法,根据企业的最终控制人的属性,把样本分为中央企业和地方国有企业,分别考察了两种内部薪酬差距对中央企业和地方国有企业生产效率影响的异质性。如果  $\beta_1$  大于 0 而且显著,则内部薪酬差距与无效率项正相关,即与生产效率负相关,这意味着公司薪酬差距扩大不利于生产效率的提升,假说 1 成立。

模型(4)中因变量为公司的生产无效率项( $U_{it}$ ),由上述计量模型(2)测度得到。自变量:公司内部高管职工薪酬差距(WAGERATIO,简称为WR),考虑到物价水平会影响薪酬绝对差距(高管与员工薪酬之差)的程度,本文参考高良谋、卢建词(2015)的做法,采用高管薪酬与职工薪酬的比值来衡量公司内部薪酬差距。参考黎文靖、胡玉明(2012),本文构建了两种公司内部高管职工薪酬差距,薪酬差距 1(WR1)仅包含高管的货币薪酬,薪酬差距 2(WR2)包含高管的货币薪酬和股权薪酬。有关薪酬的计算方式如下:

$$\text{职工平均薪酬} = \frac{\text{职工薪酬总额}}{\text{公司总员工人数} - \text{董监高人数}} \quad (5)$$

$$\text{WR1} = \frac{\text{前三名高管薪酬总额} / 3}{\text{职工平均薪酬}} \quad (6)$$

$$\text{WR2} = \frac{(\text{前三名高管薪酬总额} + \text{前三名高管持股总数} \times \text{年末股价}) / 3}{\text{职工平均薪酬}} \quad (7)$$

以往文献职工薪酬总额以现金流量表中“支付给职工以及为职工所支付的现金”减去“董事、监事及高管年度薪酬总额”来衡量,但是现金流量表中是实际支付的金额,公司薪酬存在应付而未付的情况,所以本文以“当年应付职工薪酬的增加数”减去“董事、监事及高管年度薪酬总额”来衡量职工薪酬总额。

模型(4)中控制变量主要有以下几个。(1)总资产规模(LN(ASSET)),以上市公司总资产的对数进行衡量。大公司技术先进和资金雄厚、员工素质和管理水平高,但中小公司调整灵活善于抓住市场机遇(林汉川、管鸿禧,2005),所以规模对公司生产效率的影响并不很确定。(2)资产负债率(LEV),以上市公司期末总负债除以总资产进行衡量。资产负债率越高,公司高管可支配的自由现金流越少,同时增加了违约的可能性,从而对公司高管起到了约束作用(Jensen,1986),因此资产负债率越高,公司的生产效率将越高。(3)第一大股东持股比例(CR1)。(4)低竞争度行业(LOWCOM)和中等竞争度行业(MODECOM)都是虚拟变量,因为很多公司的主营业务不单一,本文没有采用连续的赫芬达尔—赫希曼指数(HHI)变量。参考 Hanousek et al(2015),如果  $HHI \leq 0.25$ ,则 LOWCOM 取值为 1,否则为 0;如果  $0.15 \leq HHI < 0.25$ ,则 MODECOM 取值为 1,否则为 0;高竞争度行业在回归中作为基准组。HHI 以该行业中每个上市公司主营业务收入占该行业所有上市公司主营业务收入总额之比的平方和进行衡量,用来衡量某行业的市场竞争度。为了提高 HHI 的准确性,计算 HHI 时考虑到了各上市公司在 2007—2015 年期间的行业归属变化的情况。(5)INDUS、PROVIN 和 YEAR 分别为行业虚拟变量、公司注册省份虚拟变量和年度虚拟变量,行业指按照 2001 版中国证监会分类标准制造业中的 9 个子行业,本文以公司注册省份生成虚拟变量而不是用企业所处的经济区域,以更好的体现公司的异质性。(6)为考察中央企业和地方国有企业在四个经济区域的生产效率异质性,还以注册地所处经济区域虚拟变量替代省份虚拟变量做了回归。根据四大经济区域的划分情况(东部、中部、西部、东北部)设置三个公司注册经济区域地虚拟变量。如果注册地为东北地区,则 NORTHEAST 为 1,否则为 0;如果注册地为中部地区,MIDLAND 为 1,否则为 0;如果注册地为西部地区,则 WEST 为 1,否则为 0;回归方程中以注册地为东部地区的公司为基准组。姚洋、章奇(2001)认为公司的地理位置影响公司的交通便利程度、员工素质及市场竞争意识,因此公司的地理位置影响生产效率。

3. 变量描述性统计与分析。比较表 1 和表 2,可知中央企业的 WR1 的均值和最大值都比地方国有企业的更低,表明政府对中央企业的货币薪酬管制要强于地方国有企业。中央企业 WR2 的均值和最大值都比地方国有企业的更大,从两类企业的前三名高管持股总数(QSGGCG)的均值也可得此结论。

针对 2009 年 9 月和 2015 年 1 月的央企负责人“限薪”政策(虽然“限薪”政策是针对中央企业的,但地方国有企业也参照执行),考察该政策对中央和地方国有企业的两种不同内部薪酬差距的影响。由表 3 可知,2009 年的“限薪”政策对国有企业内部薪酬差距的降低作用并不明显;2015 年的“限薪”政策对国有企业内部薪酬差距的降低作用明显。

表 1 主要变量的描述性统计(中央企业样本)

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	50%分位值	最大值
WR1	1175	4.76	3.97	1.02	3.68	26.53
WR2	1175	24.92	84.65	1.10	4.18	518.34
U	1175	2.31	1.10	0.00	2.29	5.39
LN(ASSET)	1175	22.10	1.41	18.72	21.90	26.47
LEV	1175	0.49	0.21	0.07	0.51	0.97
CR1	1175	0.38	0.14	0.14	0.38	0.68
LOWCOM	1175	0.05	0.21	0.00	0.00	1.00
MODECOM	1175	0.17	0.37	0.00	0.00	1.00
NOREAST	1175	0.08	0.27	0.00	0.00	1.00
MIDLAND	1175	0.22	0.42	0.00	0.00	1.00
WEST	1175	0.24	0.43	0.00	0.00	1.00
QSGGCG	1175	780000.00	$6.00 \times 10^6$	0.00	0.00	$1.20 \times 10^8$

表 2 主要变量的描述性统计(地方国有企业样本)

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	50%分位值	最大值
WR1	2216	5.46	5.26	1.09	3.77	30.59
WR2	2216	17.58	54.37	1.02	4.28	348.14
U	2216	2.12	1.03	0.00	2.10	5.20
LN(ASSET)	2216	22.14	1.30	17.66	21.95	26.96
LEV	2216	0.53	0.19	0.15	0.54	0.95
CR1	2216	0.37	0.15	0.090	0.36	0.82
LOWCOM	2216	0.03	0.16	0.00	0.00	1.00
MODECOM	2216	0.11	0.31	0.00	0.00	1.00
NOREAST	2216	0.06	0.24	0.00	0.00	1.00
MIDLAND	2216	0.24	0.43	0.00	0.00	1.00
WEST	2216	0.22	0.42	0.00	0.00	1.00
QSGGCG	2216	480000.00	$3.30 \times 10^6$	0.00	0.00	$5.80 \times 10^7$

表 3 2009 年、2015 年“限薪”政策对两种内部薪酬差距的影响

年度期间	中央企业(均值)		地方国有企业(均值)	
	WR1	WR2	WR1	WR2
2007—2009 年	4.91	30.62	6.05	27.30
2010—2014 年	4.97	39.89	5.54	25.11
2015 年	3.03	37.38	3.14	22.55

#### 四、计量结果与分析

1. 公司内部薪酬差距对生产效率的影响。由表 4 第(1)(2)列可知<sup>⑧</sup>,对于中央企业而言,仅加入 WR1 的一次项时其在 10% 的显著性水平上显著为正,加入其平方项后一次和二次项都不显著,所以 WR1 与公司无效率项正相关,即 WR1 与生产效率负相关,WR1 的扩大不利于提高生产效率。表 4 第(4)(5)列显示,仅加入 WR2 的一次项时其在 1% 的显著性水平上显著为正,加入其平方项后一次项和二次项都不显著,所以可认为 WR2 也与生产效率负相关。总之,对于中央企业而言,两种薪酬差距的扩大都不利于生产效率的提升。从表 4 第(3)(6)列可知,地处西部的中央企业的生产效率低于东部地区央企。

由表 5 第(1)(2)列可知,仅加入 WR1 的一次项时,其在 5% 的显著水平上显著为正,加入二次项后一次项和二次项都变为不显著,可认为 WR1 与生产无效率项正相关,即 WR1 与生产效率负相关,WR1 的扩大不利于生产效率的提高。表 5 第(4)(5)列显示,仅加入 WR2 的一次项时其在 5% 显著性水平下显著为正,加入二次项后一次项和二次项都不显著,可知 WR2 与生产效率负相关。总之,对于地方国有企业而言,两种薪酬差距的扩大都不利于生产效率的提高。从表 5 第(3)(6)列可知,东北部和西部地方国有企业的生产效率低于东部地区的,由于 WEST 的系数大于 NOREAST 的系数,因此西部地方国有企业的生产效率低于东北部的。

综合以上分析可知,因国有企业存在“均平”的儒家传统文化及制造业企业依然长期依赖劳动力比较优势发展,国有企业内部薪酬差距扩大时,相对剥削理论和社会比较理论的作用更占主导,内部薪酬差距扩大导致众多职工的工作积极性降低,所以国有企业内部薪酬差距扩大并不利于提升公司生产效率。这就验证了假说 1。

表4 薪酬差距对生产无效率项的影响(中央企业)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
WR1	0.0102* (1.83)	0.0126 (0.93)	0.0137** (2.51)			
WR1 <sup>2</sup>		-0.000112 (-0.19)				
WR2				0.00109*** (4.42)	0.00140 (1.35)	0.000889*** (3.63)
WR2 <sup>2</sup>					-0.000000630 (-0.30)	
NOREAST			-0.0147 (-0.19)			-0.0174 (-0.23)
MIDLAND			0.0249 (0.48)			0.0385(0.75)
WEST			0.188*** (3.72)			0.189*** (3.76)
LN(ASSET)	-0.522*** (-28.51)	-0.523*** (-28.43)	-0.535*** (-30.38)	-0.517*** (-29.14)	-0.517*** (-29.13)	-0.527*** (-30.81)
LEV	-0.330*** (-3.01)	-0.327*** (-2.97)	-0.373*** (-3.50)	-0.241** (-2.18)	-0.237** (-2.13)	-0.319*** (-2.95)
CR1	-0.0911 (-0.58)	-0.0888 (-0.57)	-0.0261 (-0.17)	-0.0233 (-0.15)	-0.0166 (-0.11)	0.0289 (0.19)
LOWCOM	-0.493*** (-5.14)	-0.493*** (-5.14)	-0.441*** (-4.62)	-0.479*** (-5.03)	-0.478*** (-5.02)	-0.434*** (-4.55)
MODECOM	-0.331*** (-5.60)	-0.330*** (-5.56)	-0.336*** (-5.70)	-0.316*** (-5.37)	-0.315*** (-5.36)	-0.322*** (-5.48)
子行业	是	是	是	是	是	是
省份	是	是	否	是	是	否
年份	是	是	是	是	是	是
C	12.68*** (17.42)	12.67*** (17.38)	14.50*** (37.42)	12.62*** (17.51)	12.62*** (17.50)	14.38*** (37.28)
观测值	1175	1175	1175	1175	1175	1175
R <sup>2</sup>	0.689	0.689	0.657	0.694	0.694	0.659

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号中为t值。

表5 薪酬差距对生产无效率项的影响(地方国有企业)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
WR1	0.00599** (1.96)	0.00563 (0.68)	0.00547* (1.83)			
WR1 <sup>2</sup>		0.0000137 (0.05)				
WR2				0.000537** (2.03)	0.00151 (1.35)	0.000536** (2.02)
WR2 <sup>2</sup>					-0.00000295 (-0.90)	
NOREAST			0.266*** (4.39)			0.269*** (4.43)
MIDLAND			0.0187 (0.53)			0.024 (0.68)

续表 5

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>WEST</i>			0.306*** (8.27)			0.302*** (8.23)
<i>LN(ASSET)</i>	-0.556*** (-41.73)	-0.556*** (-41.42)	-0.561*** (-42.29)	-0.552*** (-43.47)	-0.554*** (-43.18)	-0.558*** (-44.00)
<i>LEV</i>	-0.896*** (-11.11)	-0.897*** (-11.08)	-0.751*** (-9.36)	-0.897*** (-11.13)	-0.889*** (-10.96)	-0.752*** (-9.40)
<i>CR1</i>	-0.561*** (-5.68)	-0.561*** (-5.64)	-0.637*** (-6.49)	-0.570*** (-5.83)	-0.563*** (-5.75)	-0.645*** (-6.67)
<i>LOWCOM</i>	-0.295*** (-3.47)	-0.295*** (-3.47)	-0.267*** (-3.09)	-0.307*** (-3.61)	-0.309*** (-3.63)	-0.280*** (-3.23)
<i>MODECOM</i>	-0.0970** (-2.15)	-0.0970** (-2.15)	-0.109** (-2.36)	-0.0934** (-2.08)	-0.0943** (-2.10)	-0.105** (-2.28)
子行业	是	是	是	是	是	是
省份	是	是	否	是	是	否
年份	是	是	是	是	是	是
<i>C</i>	15.14*** (48.55)	15.14*** (48.54)	14.24*** (52.6)	15.10*** (49.30)	15.12*** (49.21)	14.20*** (53.69)
观测值	2216	2216	2216	2216	2216	2216
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.656	0.656	0.622	0.656	0.656	0.622

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著，括号中为t值。

2. 内部薪酬差距对中央企业和地方国有企业生产效率影响的异质性。对于 *WR1*，其对中央企业、地方国有企业的生产无效率项的回归系数分别为 0.0102, 0.00599，即 *WR1* 对中央企业生产效率的负面影响大于对地方国有企业的负面影响；对于 *WR2*，其对中央企业、地方国有企业的生产无效率项的回归系数分别为 0.00109, 0.000537，即 *WR2* 对央企生产效率的负面影响大于其对地方国有企业的负面影响。中央企业具有更强的计划经济性质，职工“均平”思想最强；地方国有企业具有一定的市场化程度，职工“均平”更弱，所以中央企业内部薪酬差距的扩大对其生产效率的抑制作用更强，地方国有企业的更弱。以上结论验证了假说 2。

综合表 4 和表 5 还可以得出：(1)公司规模越大，生产效率越高，这与 Javanovic(1982)的观点一致。通过引入公司规模二次项，考察公司规模对生产效率的非线性影响，结果公司规模一次项和二次项系数都变得不显著，否定了公司规模对生产效率的非线性影响。(2)公司资产负债率越高，生产效率越高。符合前文的理论分析，这与 Margaritis & Psillaki(2007)、Weill(2008)的研究结论一致。(3)对中央企业而言，第一大股东持股比例对其生产效率的影响并不明显，而对地方国有企业而言，第一大股东持股比例与其生产效率正相关，与 Berle & Means(1932)的观点一致。因为受到政府的严格管制，肩负着更多政策性任务，其第一大股东对公司的生产决策不能起到决定性作用。(4)过度的市场竞争并不利于提升生产效率。(5)相对于其他经济地区而言，西部地区企业的生产效率最低，很可能是因为西部地区的交通便利程度、员工的素质和市场竞争意识低于其他经济区域，这也支持了姚洋、章奇(2001)的观点。

## 五、稳健性分析

1. 内部薪酬差距内生性分析。内部薪酬差距的内生性主要源于以下两方面：一是公司层面的



某些不可观测特征可能同时影响内部薪酬差距和公司生产效率,比如公司高管和职工特征的异质性教育背景、工作经历等肯定影响公司高管职工薪酬差距,高管和职工的特征异质性也会影响他们自己的工作效率,从而可能会影响公司整体的生产效率。二是黎文靖、胡玉明(2012)指出内部薪酬差距可能与公司业绩存在互动关系。上文已经证实内部薪酬差距对公司生产效率负相关;同时公司生产效率的提高可能导致公司业绩提高,业绩提高可能引起高管薪酬提高,从而内部薪酬差距加大,即公司生产效率可能影响内部薪酬差距,从而内部薪酬差距与公司生产效率可能存在互动关系而引起内生性问题。鉴于以上两点,本文需要处理计量模型(4)中公司内部薪酬差距可能存在的内生性问题。

基于以上分析,本文通过三个途径弱化模型(4)中的内生性问题:一是回归利用了面板数据;二是在计量模型(4)中增加了制造业9类子行业、注册地省份、年份虚拟变量;三是采用工具变量法。Fisman & Svensson(2007)在研究产权保护与经济增长时指出,如果内生性问题只存在于公司层面,那么剔除行业和区域特有的产权成分就能得到仅仅影响单个公司增长的产权因素,因此他们选取产权的行业一地区平均值作为公司产权的工具变量。受此启发并参考李春涛、宋敏(2010)和江轩宇(2016)的做法,针对计量模型(4)中公司内部薪酬差距可能存在的内生性,本文选取同类企业中同一子行业中其他企业的薪酬差距平均值作为该公司的内部薪酬差距的工具变量<sup>⑨</sup>。每个公司确定内部薪酬差距时必须参考所属行业其他公司的薪酬差距平均值,以便在人才市场的竞争中吸引到更为优秀的高管,满足工具变量与内生解释变量相关条件。行业其他公司的薪酬差距平均值与上文提到的可能被遗漏的该公司高管或职工的异质性特征不相关,满足工具变量与干扰项不相关条件。同时行业其他企业的薪酬差距平均值不对该公司生产效率产生直接影响,避免了公司内部薪酬差距与生产效率可能的互动关系。需要注意的是,为保证行业其他企业的内部薪酬差距平均值具有代表性,参照李春涛、宋敏(2010)和江轩宇(2016)的做法,剔除在某类企业中某一子行业排除目标公司后剩余公司数目小于等于3家的样本所以工具变量回归中样本数相对于前文有所减少。对于中央企业样本,在采用同类企业中同一子行业其他企业内部薪酬差距均值作为该公司薪酬差距的工具变量时,由于原始回归表5只有1175个观测值,在剔除了中央企业中某一子行业排除目标公司后剩余公司数目小于等于3家的目标公司之后,发现剔除后的样本中很多子行业排除目标公司后剩余公司的数目大部分偏小(虽然都大于3),因此明显减弱了工具变量的代表性,从而大大减弱了此工具变量法的回归效果,出现了WR1的此工具变量法效果理想,但是WR2的效果并不理想,因此本文在中央企业样本中把WR2的滞后一期值作为它们的工具变量做了回归。

由表6与表4和表5比较可知,对于中央企业样本,WR1的一次项系数方向没有改变,且显著性水平提高到5%,WR2的系数正负号和显著性保持不变,即薪酬差距与生产效率负相关。对于地方国有企业样本,WR1和WR2的一次项系数方向没有改变且显著水平都由5%提高到了1%,即薪酬差距与生产效率负相关。假说1得到验证。

2. 同一种内部薪酬差距指标对中央和地方国有企业生产效率影响的异质性检验。为再次检验同一内部薪酬差距指标对不同所有权性质企业生产效率影响的异质性,本文构建如下模型对国有企业(中央企业和地方国有企业)样本回归:

$$U_{it} = \beta_0 + \beta_1 WR_{it} + \beta_2 YANGQI + \beta_3 WR_{it} \cdot YANGQI + \beta_4 LN(ASSET_{it}) + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 CR1_{it} + \beta_7 LOWCOM_{it} + \beta_8 MODECOM_{it} + \beta_9 INDUS + \beta_{10} PROVIN + \beta_{11} YEAR + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中,YANGQI为虚拟变量,如果该企业为中央企业则取值为1,否则为0。利用计量模型(5)分别对WR1和WR2进行实证。实证结果显示,WR1·YANGQI的系数为0.0130315,p=0.013,说明WR1对中央企业生产无效率项的正向影响比地方国有企业的要大,即薪酬差距对中央企业生产效率的负面作用要比地方国有企业的大;WR2·YANGQI的系数在10%的显著水平上显著,可认为WR2对中央企业生产效率的负面作用要比地方国有企业的大。假说2得到验证。

表6 内部薪酬差距对生产无效率项的影响(工具变量回归)

	中央企业				地方国有企业			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
WR1	0.249** (2.05)	0.913 (1.47)			0.0911*** (4.47)	-1.760 (-0.81)		
WR1 <sup>2</sup>		-0.0425 (-1.40)				0.0621 (0.86)		
WR2			0.00110*** (4.67)	0.00123 (0.99)			0.00969*** (3.37)	-0.386 (-0.39)
WR2 <sup>2</sup>				-0.00000171 (-0.11)				0.000478 (0.39)
C	7.81*** (5.46)	6.01** (2.27)	13.02*** (34.22)	13.01*** (34.18)	16.86*** (27.54)	9.57 (1.05)	18.07*** (15.44)	4.87 (0.18)
观测值	1120	1120	1077	1077	2207	2207	2207	2207

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号中为t值。为节约篇幅,表中省略了控制变量的回归结果,有兴趣的读者可向作者索取。

## 六、结论与政策建议

在供给侧结构性改革和2003年、2009年、2015年三次针对中央企业负责人的薪酬改革背景下,本文研究了企业内部高管与职工薪酬差距对企业生产效率的影响。利用2007—2015年沪深A股制造业上市公司数据,研究发现:(1)国有企业内部薪酬差距的扩大不利于其生产效率的提升,仅包含高管货币薪酬的内部薪酬差距和也包含高管股权的内部薪酬差距对中央企业生产效率的负面作用都是大于地方国有企业;(2)2009年9月的“限薪”政策并没有明显地降低国有企业内部薪酬差距水平,但2015年1月的“限薪”政策较明显地降低了国有企业内部薪酬差距;(3)西部地区企业生产效率低于其他地区企业。

本文的理论分析与经验证据有以下政策含义:(1)本文发现国有企业内部高管与职工薪酬差距与生产效率负相关,支持了2009年、2015年的国有企业“限薪”政策;(2)简政放权、市场化改革,让市场经济在资源配置中起决定性作用,这可能导致效率优先,从而企业内部薪酬差距扩大,但基于中国传统文化中深厚的“均平”观念,对于长期依赖劳动力比较优势发展的国有制造业企业,一定要兼顾公平,控制好企业内部高管与职工薪酬差距,防止企业内部薪酬差距扩大从而不利于提升生产效率,对企业高管激励的同时不能忽视为数众多的职工。相对地方国有企业而言,中央企业内部薪酬差距的扩大更要注意控制。

### 注:

- ①黎文靖、胡玉明(2012)、Firth et al(2014)针对全样本分年度分行业回归,但这样回归是利用截面数据回归。Faleye et al(2013)和高良谋、卢建词(2015)针对全样本分行业回归,即假定行业生产函数在整个研究期间不变。他们都是将回归残差作为企业全要素生产率。黎文靖、胡玉明(2012)的研究样本是国有制造业企业,高良谋、卢建词(2015)的研究样本是全部制造业企业。
- ②参考Hanousek et al(2015)的做法,本文只是在测度公司生产无效率项时把2006—2015年的面板数据分成几个短面板数据分别回归,全文其余的计量回归都是采用2007—2015年的面板数据整体回归。这么做的具体原因见第三部分(数据、计量模型设定与变量)中计量模型(1)的设定说明。
- ③2012年11月的中国证券监督管理委员会行业分类把制造业分为31类,我们按照31类制造业子行业分别回归,由于每个子行业包含的公司数目不多,又分成多个为3年期短面板数据,回归结果中很多 $U_i$ 不显著,不少回归系数 $\alpha_1$ 或 $\alpha_2$ 也不显著,把不显著的 $U_i$ 、回归方程系数不显著的结果删除后数据损失比较多。2001年4月的中国证监会分类把制造业分为9类,测算公司生产无效率项时采用的是2006—2015年的数据,其中大部分年份属于2001版的行业分类期间,所以本文最后按照2001版9类制造业子行业分别回归,回归了27个方程。另外,回归中27个方程得到的初始 $U_i$ 有超过5000个。限于篇幅,本文没有列出回归结果,需要的读者可以向作者索取。
- ④考虑到2008年的金融危机,把2008年及之前的年份与其之后的年份分开,考虑新一届政府在2012年末至2013年初上任,同时兼顾平均时间跨度。本文还把整个研究期间分成多个2年期短面板数据,但是这样导致每个短面板数据回归的样本减少,回归效果减弱,引起很多公司的 $U_i$ 不显著,导致文后的回归样本大大减少。参考Ha-

nousek et al(2015)的做法,本文只是在测度公司生产无效率项时把 2006—2015 年的面板数据分成几个短面板数据分别回归,全文其余的计量回归都是采用 2007—2015 年的面板数据整体回归。Hanousek et al(2015)把研究期间分为跨度为 4 年的几个短面板。

- ⑤ 鉴于以下四点原因,本文把整个研究期间的面板数据分成几个短面板数据分别回归:一是 Greene(2005)指出测度公司生产无效率项时,利用时间跨度较短的短面板数据,采用固定效应随机前沿计量模型得出的变量系数更稳健;二是 Hanousek et al(2015)在测度公司生产效率时采用了这种方法;三是如果利用时间跨度较长的面板数据回归,即假设了行业生产函数在较长时间内不变,没有充分体现因生产技术的进步导致生产函数边界往外移动,这种假设与现实不太吻合;四是如果不分成多个短面板,国内现有文献大部分是采用 Frontier 软件来测度,但其中必须设定生产无效率项  $U_i$  的分布函数,或者假设生产无效率项符合时衰递减模型( $U_i$  随时间而递减),这些假设相对严格。
- ⑥ 如果自变量包括中间投入,则因变量为产值;如果自变量不包括中间投入,则因变量为工业增加值。从中国工业企业数据库可获得产值和增加值,但按照学术界的普遍做法只能利用其 2007 年及以前的相关数据,除中国工业企业数据库之外,从其他公开数据库中无法获得产值和工业增加值数据。本文自变量包括了营运资本,营运资本等于流动资产减去流动负债,工业企业流动资产包括了原材料及主要材料、辅助材料、燃料、低值易耗品、包装物、外购半成品等,同时处于待销过程中的产品也属于流动资产,所以因变量为主营业务收入。
- ⑦ 计量模型(4)及后续的计量模型中的  $t$  取值为 2007—2015 年, $U_i$  在各个短面板时期内是不变的,但是在 2007—2015 年期间是变化的,计量模型(4)及后续的计量模型回归都是基于 2007—2015 年数据的整体回归,并不把研究期间数据拆分为多个短面板。
- ⑧ 计量模型(4)可能存在不随时间变化的个体异质性遗漏变量,估计时应采用固定效应或者随机效应模型。本文加入了制造业 9 类子行业虚拟变量,加入了年度虚拟变量,同时加入了省份虚拟变量以体现地区差异,所以存在不随时间变化的个体异质性遗漏变量的可能性大大减弱。为了提高稳健性,本文经过引入  $n-1$  个公司虚拟变量进行 LSDV 检验,发现很多公司的截距项在 5% 显著性水平上不显著,所以可以认为计量模型(4)不存在不随时间变化的个体异质性遗漏变量或者可认为这种影响并不明显。文后的实证包括稳健性部分也都经过了这样的检验。
- ⑨ 本文也尝试了用同类企业中同省份一行业其他企业的薪酬差距平均值、同类企业中同地区一行业其他企业的薪酬差距平均值作为该公司内部薪酬差距的工具变量,但是由于测算生产效率、计量实证中有些解释变量数据的缺失导致样本减少,加上本文把样本分成了中央企业和地方国有企业分别实证分析,所以在每类企业样本中数据不是很大,进而造成同类企业中同省份一行业其他企业、同类企业中同地区一行业其他企业的数目很多小于 4 家,降低了这两种工具变量的有效性。最后本文决定采用同类企业中同一子行业中其他企业的薪酬差距平均值作为该公司的内部薪酬差距的工具变量。

#### 参考文献:

陈艺萍 张信东,2012:《所有权、资本结构与公司效率》,《中国管理科学》第 11 期。

高良谋 卢建词,2015:《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计量模型》,《中国工业经济》第 8 期。

何枫 陈荣,2008:《公司治理及其管理层激励与公司效率——关于中国上市公司数个行业的实证研究》,《管理科学学报》第 4 期。

江轩宇,2016:《政府放权与国有企业创新》,《管理世界》第 9 期。

黎文靖 胡玉明,2012:《国企内部薪酬差距激励了谁?》,《经济研究》第 12 期。

李春涛 宋敏,2010:《中国制造业企业的创新活动:所有制和 CEO 激励的作用》,《经济研究》第 5 期。

雷海民 梁巧转 李家军,2012:《公司政治治理影响企业的运营效率吗——基于中国上市公司的非参数检验》,《中国工业经济》第 9 期。

林汉川 管鸿禧,2005:《中国不同行业中小企业竞争力评价比较研究》,《中国社会科学》第 3 期。

刘春 孙亮,2010:《薪酬差距与企业绩效:来自国企上市公司的经验证据》,《南开管理评论》第 2 期。

孙兆斌,2006:《股权集中、股权制衡与上市公司的技术效率》,《管理世界》第 7 期。

王聪 宋慧英,2012:《中国证券公司股权结构、市场结构与成本效率的实证研究》,《金融研究》第 5 期。

吴敬琏,2016:《改善供给关键是提高效率》,《中国金融家》第 2 期。

姚洋 章奇,2001:《中国工业企业技术效率分析》,《经济研究》第 10 期。

赵世勇 陈其广,2007:《产权改革模式与企业技术效率——基于中国制造业改制企业数据的实证研究》,《经济研究》第 11 期。

Adams, J. S. (1963), "Towards an understanding of inequity", *Journal of Abnormal and Social Psychology* 67(5):

422—436.

- Arocena, P. & D. Oliveros(2012), “The efficiency of state-ownership, corporate diversification, and firm leverage”, *Journal of Law Economy* 46(3):653—684.
- Berle, A. & G. Means(1932), *The Modern Corporation and Private Property*, New York: Macmillan.
- Carpenter, M. A. & W. G. Sanders(2004), “The effects of top management team pay and firm internationalization on MNC performance”, *Journal of Management* 30(4):509—528.
- Crosby, F. (1984), “Relative deprivation in organization settings”, *Research in Organization Behavior* 6(8):51—93.
- Durand, R. & V. Vargas(2003), “Ownership, organization and private firm’s efficient use of resources”, *Strategy Management* 24(7):667—675.
- Eriksson, T. (1999), “Executive compensation and tournament theory: Empirical test on Danish data”, *Journal of Labor Economics* 17(2):262—280.
- Faleye, O. et al(2013), “The determinants and effects of CEO-employee pay ratios”, *Journal of Banking and Finance* 37(8):3258—3272.
- Festinger, L. (1954), “A theory of social comparison processes”, *Human Relations* 7(2):117—140.
- Firth, M. et al(2014), “Relative pay and its effects on firm efficiency in a transitional economy”, *Journal of Economic Behavior & Organization* 12(6):59—77.
- Ferrer-i-Carbonell, A. & P. Frijters(2004), “How important is methodology for the estimates of determinants of happiness? ”, *Economy Journal* 114(497):641—659.
- Fisman, R. & J. Svensson(2007), “Are corruption and taxation really harmful to growth? Firm level evidence”, *Journal of Development Economics* 83(1):63—75.
- Greene, W. (2005), “Fixed and random effects in stochastic frontier models”, *Journal of Product Analysis* 23(1):7—32.
- Hanousek, J. et al(2015), “Corporate efficiency in Europe”, *Journal of Corporate Finance* 32(7):24—40.
- Jensen, M. (1986), “Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers”, *American Economic Review* 76(2):323—329.
- Javanovic, B. (1982), “Selection and the evolution of industry”, *Econometrica* 50(8):649—670.
- Lambert, R. A. et al(1993), “The structure of organizational incentives”, *Administrative Science Quarterly* 38(9):438—461.
- Lazear, E. P. & S. Rosen(1981), “Rank-order tournaments as optimum labor contracts”, *Journal of Political Economy* 89(5):841—864.
- Main, B. G. M. et al(1993), “Top executive pay: Tournament or teamwork? ”, *Journal of Labor Economics* 11(4):606—628.
- Margaritis, D. & M. Psillaki(2007), “Capital structure and firm efficiency”, *Journal of Business Finance Account* 34(9/10):1447—1469.
- Margaritis, D. & M. Psillaki(2010), “Capital structure, equity ownership and firm performance”, *Journal of Banking & Finance* 34(3):621—632.
- Martin, J. (1981), “Relative deprivation: A theory of distributive injustice for an era of shrinking resources”, *Research in Organization Behavior* 3(8):53—107.
- Rosen, S. (1986), “Prizes and incentives in elimination tournaments”, *American Economic Review* 76(3):701—715.
- Siegel, P. A. & D. C. Hambrick(1996), “Business strategy and the social psychology of top management teams”, *Advances in Strategic Management* 13(6):91—119.
- Schulze, W. S. et al(2001), “Agency relationships in family firms: Theory and evidence”, *Organization Science* 12(2):99—116.
- Williams, M. L. et al(2006), “A meta-analysis of the antecedents and consequences of pay level satisfaction”, *Journal of Applied Psychology* 91(2):392—413.
- Weill, L. (2008), “Leverage and corporate performance: Does institutional environment matter”, *Small Business Economy* 30(3):251—265.

(责任编辑:何伟)

(校对:孙志超)