

薪酬管制会减少国有企业高管收入吗^{*}

——来自政府“限薪令”的准自然实验

张楠 卢洪友

内容提要:国有企业高管薪酬管制已是我国政府在收入分配领域的制度安排之一,但政策效果缺乏明确与统一的结论。本文基于不完全契约理论构建了一个政府与高管薪酬谈判的动态博弈模型,探讨了薪酬管制下实现高管有效激励的契约选择。在此基础上,借助2009年“限薪令”的实施作为薪酬管制的准自然实验,运用PSM-DID方法实证检验了限薪政策的干预效果。本研究发现,“限薪令”没有降低国有企业高管货币薪酬,但是有效减缓了货币薪酬的增长幅度,职工工资没有受到“限薪令”的影响;“限薪令”出台后地方国有企业在消费显著增加,中央企业在消费增加不明显。进一步探究限薪对高管与职工努力的影响,发现薪酬管制减少了企业过度投资、提高了全要素生产率,对高管和职工分别起到正向的规范效应和激励效应。本文的结论表明:薪酬管制约束了高管货币薪酬激励机制,在职消费可能成为地方国有企业高管获得隐性薪酬的替代性选择。因此,进行国有企业分类化管理、拓宽高管激励方式是国有企业高管薪酬治理的长效机制。

关键词:薪酬管制 “限薪令” 关系契约 货币薪酬 在职消费

一、引言与文献述评

自1978年我国开启渐进式市场化改革以来,私人部门与公共部门、市场机制与政府机制共同发挥配置和调节作用,推动经济持续30多年以10%左右的速度增长。经济快速发展的背后,居民收入分配差距却呈现不断拉大的趋势,居民收入基尼系数从20世纪80年代初的0.3上升到2012年的0.49,家庭财产基尼系数从1995年的0.45扩大到2012年的0.73,两者均大大超过收入差距国际警戒线0.4(李建新,2015)。在高收入群体中,国有企业高管享受着地位官员化和薪酬市场化的双重福利。为了约束国有企业高管的巨额薪酬,2009年人力资源和社会保障部等六部门联合下发《关于进一步规范中央企业负责人薪酬管理的指导意见》,财政部同时出台了《金融类国有及国有控股企业负责人薪酬管理办法》,这被称为中国版“限薪令”。2015年,央企

实施《中央管理企业负责人薪酬制度改革方案》,地方国资委同步推进下属国有企业薪酬改革。内生于国有资产管理体制和政府行政干预的国有企业高管薪酬管制,已成为我国政府在收入分配领域的一项制度安排。

关于高管薪酬治理机制,国外研究一般集中于探讨董事会监督、薪酬信息披露和股东话语权的作用,政府薪酬管制的相关研究较少,经典文献基本可以归纳为三个方面。第一,研究一般商业企业的薪酬管制。Perry & Zenner(2001)以及Rose & Wolfram(2002)研究1993年美国税法修订对非绩效工资扣除额的影响,发现高管薪酬增速没有降低。Frydman & Raven(2012)评估二战期间美国总统罗斯福实施的两项限薪政策:设定企业高管薪酬最高上限和限制员工工资增速,第一项政策在施行六个月后被美国国会废除,第二项政策在实际执行中失效。第二,研究政府对公共部门的薪酬管制。Propper & Van Reenen(2010)

^{*} 张楠,西南财经大学财政税务学院,邮政编码:611130,电子邮箱:bill1233212010@163.com;卢洪友,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子邮箱:hongylu@sohu.com。本文得到了国家社科基金重大项目(15ZDB158)和国家自然科学基金面上项目(71573194)的资助。感谢匿名审稿人专业的评审和修改意见,文责自负。

研究 1996—2005 年英国公立医院护士的工资管制政策,政策实行期间公立医院心脏病人死亡人数显著上升。Britton & Propper(2016)分析了英国义务教育阶段的教师工资管制政策,发现教师工资相对于当地劳动力市场平均工资每下降 10%,学生平均考试成绩下降 2%。第三,研究金融部门的薪酬管制。Bebchuck & Spamann(2010)认为不当的薪酬激励机制会诱导金融机构经理风险冒进行为,引发系统性金融风险,需要监管部门谨慎监管。Thanassoulis(2012)发现银行高管薪酬规制、高管投资风险与银行间内部竞争交互发生作用,产生负外部性,推高管理层薪酬水平。Thanassoulis(2014)认为银行高管的最高工资政策会影响风险、价值和资产配置,促使服务对象从大企业、社会团体转向中小企业与普通市民。通过对国外研究梳理发现,薪酬管制的首要政策目标——降低劳动者薪酬绝对水平或相对增速不一定能实现,甚至可能引发负面效果。一些学者不赞成对高管进行薪酬管制,认为薪酬管制的本质是对管制对象的价格限制,高管薪酬管制是对经理人价值的市场定价的限制,不符合劳动力供给的市场规律(Jensen & Murphy, 1990; Kaplan, 2008; Bainbridge, 2011)。对于 2008 年次贷危机引发的金融市场崩溃,绝大多数研究者认为金融高管薪酬激励不当是导致危机发生的主要原因之一(McClendon, 2009; Blinder, 2009)。但是,是否应当对金融高管薪酬设限还是存在不同观点。Tung(2010)强调监管部门对薪酬制定的审查和控制,提出了限薪、递延支付、追回机制等措施。Posner(2009)认为对接受政府救助资金的企业实施限薪,会招致公司因规避规制而产生无谓的资源浪费。

薪酬管制在我国国有企业中是普遍存在的,作为政府推进国有企业内部收入分配制度及高管薪酬制度改革的手段,薪酬管制本身具有一定合理性,学术界对此有两种解释。第一种是国有企业“二重性”。一方面,国有企业在市场竞争中有着经营自主权和营利目标,具有与民营企业相似的企业性;另一方面,在政府干预下,国有企业又会承担诸如缓解地方财政压力、促进劳动力就业等政策性任务,具有与政府相似的公共性(宋晶、孟德芳,2012)。国有企业目标的多元化使得政府天然处于信息劣势,难以准确识别与衡量国有企业经营绩效,削弱了以业绩为基础制定薪酬契约的有效性,实施整齐划一的薪酬管制体制几乎是政府的唯一选择(陈冬华等,2005; 辛清泉等,2007)。第二种是国有企业高管身份“模

糊性”。在传统计划经济体制下,国有企业高管具有国家干部身份,享受着附着于行政级别的各种制度化收益。随着政府放权改革的推进,管理层的行政级别已经逐步取消,但其高管人员的任命权仍完全由政府控制,国务院国资委与地方国资委分别负责央企与地方国有企业管理层的人事任免(刘小玄,2005)。国有企业高管既不是严格意义上的政府官员,又不是完全承担市场风险的职业经理人,而是兼具“政治人”与“经济人”身份,享受着“鱼与熊掌兼得”的福利(王曾等,2014)。国有企业高管身份的这种模糊性,导致其保留收入的不确定性,为政府实施薪酬管制提供了现实条件(黄再胜、王玉,2009)。

循着这一研究思路,不难发现,国外薪酬管制的制度安排无法媲美市场化条件下的薪酬激励效率,但我国国有企业高管薪酬存在限制的合理性,那么,一个自然的问题便是:在我国转型期的制度背景下,实施薪酬管制政策的效果如何?换句话说,薪酬管制是否对国有企业高管有效?由此引发的第二个问题是:如果薪酬管制政策有效,高管通过正式契约(货币薪酬)获得激励的渠道受到抑制,是否会转而通过关系契约寻求隐性薪酬(在职消费)?接下来的第三个问题是:薪酬管制对高管工作努力程度产生了怎样的影响,是激励效应还是抑制效应,普通职工的生产效率是否也受影响?

学术界关于国有企业高管薪酬管制不乏相关研究,但是,对这三个问题并没有给出确切的答案。陈冬华等(2005)认为由于国有企业薪酬管制的存在,在职消费成为管理人员的替代性选择。陈信元等(2009)以及徐细雄、刘星(2013)发现薪酬管制会引致更多的高管腐败,薪酬管制的存在与高管腐败发生的概率呈正相关。刘星、徐光伟(2012)的研究表明政府管制会降低高管薪酬业绩敏感性,导致高管薪酬具有向下的刚性和向上的弹性。沈艺峰、李培功(2010)评估了 2009 年政府“限薪令”,认为“限薪令”没有降低高管薪酬。梅洁(2015)认为“限薪令”的政策干预效果只对部分央企有效。田妮、张宗益(2015)建立了一个“限薪令”与高管收益最大化的动态模型,通过数值仿真模拟,得到“限薪令”作用有限的结论。这些文献丰富了关于国有企业高管薪酬管制的研究,但是在数据处理与技术方法上仍然存在两个方面的不足。一是将国有企业高管与职工的薪酬差距作为薪酬管制的度量指标,与非国有企业相比,国有企业高管的相对薪酬更小,由此作为国有企

业面临薪酬管制的经验证据,但是,这并不是因为国有企业高管薪酬偏低,而是因为国有企业支付了普通职工更高的工资(陆正飞等,2012)^①。二是将政府“限薪令”的出台日期作为政策实施的时点,并将国有企业和民营企业分别当做处理组和对照组,比较政策实施前后高管薪酬水平的变化,忽略了样本选择性偏误和内生性问题。

与以往研究相比,本文借助2009年政府出台“限薪令”这一准自然实验,研究薪酬管制对高管收入的影响。可能贡献主要体现在三个方面:一是构建一个基于非完全契约理论的政府与国有企业高管薪酬谈判的动态博弈模型,来研究薪酬管制下实现高管有效激励的契约选择;二是采用基于倾向评分匹配的双重差分法(PSM-DID),比较“限薪令”实施前后,国有上市公司和非国有上市公司高管货币薪酬、在职消费的差异来识别和评估“限薪令”的政策效果,提供国有企业高管在薪酬管制下选择显性货币薪酬和隐性薪酬的直接证据;三是研究薪酬管制的规范效应与激励效应,分别讨论薪酬管制对高管和普通职工努力程度的影响。

二、制度背景与理论模型

(一)放权改革、国有企业高管薪酬与政府“限薪令”

改革开放后,我国进行着广泛的经济放权(郑永年,2014)。放权从两个层次进行:政府间纵向的经济放权,赋予了地方政府经济发展决策权;政府与市场横向的经济放权,扩大了企业经营自主权。在“放权改革”进程中,国有企业遵循着渐进式改革路径,沿着市场化方向深入,原有以平均主义为特征的薪酬制度日益被基于经营绩效的薪酬制度所替代,通过不断改善员工薪酬激励机制,来提高企业的市场活力与生产效率,逐渐摆脱僵硬机制、增强竞争能力^②。然而,在建立基于业绩导向的市场化薪酬制度方向上,国有企业高管薪酬设计表现出独特的复杂性。其一,在政府委托为主导的高管任免体制下,国有企业经营目标兼具“经济性”与“社会性”,在保证企业价值最大化的同时,还要承受增加地方就业、完成税收指标等多项政策性负担。企业目标多元化导致经营业绩与高管努力之间的因果关系模糊,政府难以观察到国有企业高管的努力程度,削弱了以业绩为基础的薪酬制度的有效性(陈冬华等,2005)。其二,国有企业高管具有职业经理人和政府官员的双重身份,虽然不是公务员编制,但参

照同级别公务员管理,享受同级别政府官员待遇(陈仕华等,2014)^③。国有企业高管的官员身份是一种天然的政治关联,相对于国有企业,民营企业需要通过慈善捐赠、聘请具有政府背景的董事等方式来建立与政府的联系(徐业坤等,2013;戴亦一等,2014),这使得国有企业高管付出少量的努力,就能在融资优惠、政府补助、投资机会等方面获得政策性优势(罗党论、黄琼宇,2008;潘越等,2009;卢洪友、张楠,2016)。国有企业高管身份双重化使得企业拥有政府扶持优势,导致企业经营业绩变动与高管才能的非对称性,加重了业绩薪酬制度的不公平性。为了解决在引入业绩型薪酬时产生的这两个问题,我国政府在实践中采用两个办法,一是规范国有企业高管的业绩考核,二是对国有企业高管薪酬实行管制。

薪酬管制的另一个目标是解决国有企业的“内部控制人”问题^④。在放权让利式市场化改革中,国有企业高管权力逐渐提升,改制后的国有企业实际形成一种“行政干预下的经营者控制型”治理结构(杨瑞龙,2005)。国有企业总经理与董事长两职合一的现象大量存在,总经理自己聘任自己、监督自己,获得的控制权缺乏监督和制衡,这让他们有强烈的意愿和能力扩大个人收益(方军雄,2009)。2003年,国有企业的统一管理机构——国有资产监督管理委员会正式成立,中央政府和省、地市级地方政府设立国有资产监管机构,实行管资产与管人、管事相结合的两级国有资产管理体制。通过全面管理国有企业的人、财、事,政府对高管薪酬制定起到决定性作用。即便企业内部具有完善的公司治理结构和完整的薪酬激励计划,如果得不到政府主管部门的批准,仍然较难实行。在很长一段时间内,实际做法是采取国有企业申报、国资委审核备案的方式确定高管薪酬,使得高管得以利用强大的内部控制权谋求过高薪酬。在国有企业内部,高管与普通职工薪酬的差距不断扩大,具体到央企,薪酬差距扩大幅度更大,2002年高管薪酬平均为职工薪酬的12倍,2003年扩大到13.6倍(方军雄,2009)。国有企业高管与非国有企业高管的薪酬差距经历了从拉近到扩大的趋势,国有企业高管薪酬一度低于非国有企业高管,2004年后,国有企业高管薪酬平均值开始高于非国有企业高管薪酬,在2005—2008年间国有企业高管薪酬增长更快(李实等,2013)。

我国政府在薪酬管制上的“归位”从2009年颁布“限薪令”开始。2008年美国次贷危机逐渐演

表1 2009年政府“限薪令”的主要内容

薪酬制度	发文机构	相关规定
《关于金融类国有和国有控股企业负责人薪酬管理有关问题的通知》	财政部	金融类国有及国有控股企业高管每年总薪酬最高不得超过280万元人民币
《关于进一步规范中央企业负责人薪酬管理的指导意见》	人力资源和社会保障部、中央组织部、监察部、财政部、审计署、国资委	国企高管年薪与职工薪酬挂钩,基本年薪必须与上年度在岗职工平均工资相联系
《商业银行稳健薪酬监管指引》	中国银行业监督管理委员会	商业银行主要负责人绩效薪酬不得超过其基本薪酬的3倍,高管绩效薪酬的40%以上应采取延期支付的方式,且期限不少于3年

化为国际性金融危机,我国经济受到冲击,企业面临困难。在此背景下,政府出台了一系列的政策来规范国有企业高管薪酬。这是我国政府首次对所有行业央企发出高管“限薪令”,下发文件的政府机构涵盖了国有企业的行政管理、监督机构和最大股东,在高管薪酬的设定上占据绝对主动地位。同时,“限薪令”对地方国有企业高管薪酬起指导性作用,地方国资委在中央规范意见的框架下,制定本地区的薪酬管理规定。

2014年,中央审议通过《中央管理企业负责人薪酬制度改革方案》和《关于合理确定并严格规范中央企业负责人履职待遇、业务支出的意见》。国有企业负责人适用“党管干部”原则,以更刚性的行政制度管理国有企业高管的职务行为和待遇,对7项职务行为设置上限标准,对4种公款消费设置禁令^⑤,严格限制金融企业负责人过高的年薪。2015年中央企业负责人实行了薪酬普遍按60万封顶的“一刀切”办法。

当薪酬管制实现了基于政府干预的国有企业多元化经济与社会目标时,却未必实现对高管的有效激励。薪酬管制降低了高管自主决定货币薪酬的总空间,会替代形成多元的、不直接以货币为归依的报酬体系。这种报酬体系既包括了政治晋升这样的行政激励方式,也包括了在职消费这种经济激励方式(陈信元等,2009)。作为企业正常经营的需要和不完全契约理论的产物,在职消费本身具有一定合理性^⑥。这就使得在企业正常增加在职消费的过程中,高管可能将一部分在职消费以表面“正当”名义转入私有收益,通过在职消费以自利(王曾等,2014)。高管在职务消费上具有一定的“自由裁量权”,加上企业内部监管制度上的漏洞和识别正常在职消费与灰色在职消费的难度,一些企业在职消费随意性强,往往成为高管的隐性腐败。2006年国资委出台《关于规范中央企业负责人职务消费的指导意见》,2012年财政部会同监察部、审计署和国资委

联合发布《国有企业负责人职务消费行为监督管理暂行办法》,尝试规范国有企业高管的职务消费行为。但是,超额、超标准的在职消费问题仍未得到解决。

(二)薪酬管制下政府与国企高管博弈的理论模型

高管薪酬激励机制的核心问题是解决企业所有权与经营权“两权分离”造成的代理冲突,管理者与所有者利益不一致的情况下,信息不对称会造成经理人的逆向选择和道德风险,公司高管与股东薪酬契约的签订是高管追求收入最大化与股东寻求代理成本最小化的博弈过程。国有企业特殊的产权性质使得“所有者缺位”,由国资委等政府机构实施对国有企业的行政管理,具有薪酬制定的拍板权,因此,我们将国有企业管理层薪酬契约订立与执行的博弈双方设定为国有企业高管与政府。借鉴 Cebon & Hermalin(2015)的模型,基于不完全契约理论模拟国有企业高管与政府寻求自身效用最大化的动态博弈过程。存在薪酬管制的情况下,正式契约中的高管货币薪酬受到限制,高管不一定能够做出符合政府目标的有效反应,政府效用将会降低,此时政府更倾向于通过关系契约实现高管激励,高管可能借助关系契约,通过隐性薪酬来弥补薪酬管制造成的收入损失。

1. 基本模型设定。假定市场上总共存在 n 类国有企业,国有企业 i 的高管与政府的效用函数分别为:

$$U_c^i = s_i - c(h_i) \quad (1)$$

$$U_g = Y - C \quad (2)$$

式(1)中, U_c 表示高管的效用水平, s 为高管薪酬, s 值越大代表高管的效用水平越高。令 $h_i = f(e_i, \theta_i)$,假定 e_i 为固定的外生环境变量,则 h_i 视为高管工作努力程度,高管成本函数简化为 $c(h_i)$, $h_i = 0$ 表示不付出努力, $h_i = 1$ 为高管付出的最大努力, h_i 越大,工作中付出的精力越大,成本也越高。 $c(h_i)$ 不

失一般性,满足基本成本函数的三个条件: $c(0)=0$, $c'(0)<c'(h_i)<c'(1)$, $c''(h_i)>0$ 。 $c(e_i, \theta_i)$ 为国有企业高管的成本函数, e_i 代表成本系数,比如工作任务难度、时间机会成本, θ_i 代表高管工作行为。

式(2)中, U_g 代表政府的效用水平。其中, Y 表示国有企业的产出总和, $Y=\sum_i^n y_i$ 。 y_i 为第*i*个国有企业的产出, $y_i=f(\pi_i, \varphi_i)$ 。 π_i 表示国有企业客观经济绩效目标,如利润率、营业收入等, φ_i 表示主观非经济绩效目标,如吸纳当地劳动力就业等; C 表示所有国企高管的成本总和, $C=\sum_i^n c_i$ 。

政府追求自身效用最大化,即国有企业的生产剩余最大化,用矩阵的形式可以表示为 $P'Y-C$,其中 $P=(p_1, p_2, \dots, p_n)$, $Y=(y_1, y_2, \dots, y_n)$, $C=\sum_{i=1}^n c(h_i)$ 。由于个人能力是相对固定的,存在 $0 < P^*(y) < 1$,使得国有企业的生产剩余最大化。国有企业高管完成各项目标任务的概率取决于自身的努力程度和工作能力。用 φ_i 表示高管的工作能力, φ_i 越大,代表其工作能力越高。因此,将高管完成企业绩效目标的概率 $p_i=\varphi_i h_i$ 。

假定政府与国有企业高管均是风险规避者,在合同谈判中,政府承诺为高管提供固定的基本工资 ω ,当高管在聘任期完成政府制定的绩效目标时,获得绩效工资与中长期激励 b 。根据不完全契约理论, ω 和 b 是能够被高管与政府观测得到的显性契约,由于国有企业多元化目标具有多变与不可预测的特性,使得显性契约面临经常性违反和再调整的困境,导致高额契约成本。因此,在合同执行过程中存在不能事前确定的报酬 μ ,通过不断调整薪酬 μ 来提高激励契约的效率。国有企业高管薪酬可以表示为 (ω, b, μ) 。 $(\omega, b, 0)$ 是正式契约薪酬,简化为 (ω, b) ; (ω, b, μ) 是关系契约薪酬。因而,政府设计的高管薪酬合约存在正式契约与关系契约两种情形。

2. 正式契约与薪酬管制。假定政府使用正式契约激励国有企业高管。高管最优行为是寻求效用的最大化 $\text{Max } \omega_i + b p_i - c(h_i)$,其中 $s_i = \omega_i + b p_i$ 。 $b = c'(h_i^*(b))$ 时高管效用最大,设定 $p_i^*(b)$ 为最优解。政府效用最大化条件为 $y = c'(h_i^*(y))$ 。因为 $b < y$,所以 $h_i^*(b) < h_i^*(y)$,在国有企业高管追求自身效用最大化时,高管采取的努力程度小于政府效用能达到最大化时的努力程度,这从理论上说明了国有企业存在明显的委托代理问题。当政府按照自身效用最大化的条件设计国企高管的正式契约薪酬时,为激励高管加强努力程度,会导致高管薪酬普遍

过高。在不实施薪酬管制的前提下,政府会制定相应的高管工资,即 $s(p_i^*(y))$ 。

在正式契约下,假定政府对国有企业高管薪酬设定上限 $\bar{s}_i = \bar{\omega}_i + \bar{b} p_i < s(h_i^*(y))$,相应存在 \bar{p}_i 使得 $\bar{s}_i = \bar{\omega}_i + \bar{b} \bar{p}_i$ 成立。假定不存在其他的激励方式,在实施薪酬管制后,不同能力高管的工作努力程度也会发生改变。具体可以分为三个方面:第一,对于工作能力 φ_i 较大的高管而言,当 $p_i = \varphi_i^* h_i^* > \bar{p}_i$ 时,高管可能选择降低自身的工作努力程度,或者离职;第二,对于原先工作努力程度较高的高管来说,当 $p_i = \varphi_i^* h_i^* > \bar{p}_i$ 时,在追求自身效用最大化的前提下,也会降低自身的工作努力程度;第三,对于原先工作目标完成概率 $p_i = \varphi_i^* h_i^* < \bar{p}_i$ 的高管而言,实施薪酬管制没有影响其最优的行为策略。将所有高管按照三种类型进行划分,每种类型所占的比重分别为 α 、 β 和 π ,并且 $\alpha + \beta + \pi = 1$ 。那么国企高管在实施薪酬管制后的薪酬总额为:

$$\begin{aligned} S &= \sum_{i=1}^{\alpha n} s_i^1 + \sum_{j=\alpha n}^{(\alpha n + \beta n)} s_j^2 + \sum_{j=(\alpha n + \beta n)}^n s_j^3 \\ &\leq \sum_{i=1}^{(\alpha n + \beta n)} \bar{s}_i + \sum_{j=(\alpha n + \beta n)}^n s_j^3 \\ &< \sum_{i=1}^n s(p_i^*(g)) \end{aligned} \quad (3)$$

实施薪酬管制后,高管的平均薪酬也会下降:

$$\begin{aligned} E(S) &= \frac{\sum_{i=1}^{\alpha n} s_i^1 + \sum_{j=\alpha n}^{(\alpha n + \beta n)} s_j^2 + \sum_{j=(\alpha n + \beta n)}^n s_j^3}{n} \\ &\leq \frac{\sum_{i=1}^{(\alpha n + \beta n)} \bar{s}_i + \sum_{j=(\alpha n + \beta n)}^n s_j^3}{n} \\ &< \frac{\sum_{i=1}^n s(p_i^*(g))}{n} \end{aligned} \quad (4)$$

因而我们可以得到第一个命题:

命题1:在政府采用正式契约的情形下,实施薪酬管制后,国有企业高管薪酬下降。对能力与努力程度高的高管产生“逆向效应”,对能力与努力程度低的高管不产生影响。

值得注意的是,在正式契约中,我们将包括在职消费等没有事前确定和难以观测的报酬部分设定为0,也没有考虑职位对于高管政治晋升等方面的效用,是单纯对可观测的经济报酬进行分析所得出的结论。

3. 关系契约与薪酬管制。假定政府采用关系契约激励国有企业高管,表示为 (ω, b, μ) , μ 表示事前难以确定的报酬,包括在职消费和政治晋升等。高管效用为 $\omega_i + b p_i + \mu_i - c(h_i)$,其中 $s_i = \omega_i + b p_i + \mu_i$ 。在实施薪酬管制前,政府按照自身效用最大化的条件设

定高管薪酬:

$$s_i = \omega_i + bp_i(y) + \mu_{1i} \quad (5)$$

在式(5)中, $p_i(y)$ 并不是高管自身的能力与努力程度的乘积,而是政府在制定具体薪酬时的参照值。在实施薪酬管制后,高管的固定工资和绩效奖金均设定了上限,那么存在 \bar{p}_i 使得 $\bar{s}_i = \bar{\omega}_i + \bar{b}p_i + \mu_{1i}$ 成立。由于高管对于在职消费具有相对较大的自由裁量权,高管可以通过调整在职消费来应对固定工资与绩效奖金的薪酬管制。

对于不同工作能力的高管而言,在关系契约下面对薪酬管制的策略性行为也会有所区别:当高管 $p_i^* < \bar{p}_i$ 时,高管效用最大化时的薪酬水平在限额以下,一般而言,此时高管不会改变努力程度。当 $p_i^* > \bar{p}_i$ 时,薪酬管制导致高管无法达到效用水平最大化,此时高管有两个选择,一是降低努力程度,或者选择自动退出企业,二是提高在职消费或者其他隐形回报的比重,具体为:

$$s'_i = \bar{\omega}_i + \bar{b}p_i(b) + \mu_{2i} \quad (6)$$

假定高管在调整前后保持效用水平相同,也就是说 $s_i = s'_i$,又因为(6)式中 $p_i(b) \geq \bar{p}_i$,因而 $\mu_{2i} \geq \mu_{1i}$,实施薪酬管制会导致高管增加隐性薪酬。通过理论分析,我们得到第二个命题。

命题2:在关系契约下,当政府实施薪酬管制时,平均而言,国企高管会增加隐性薪酬来弥补显性薪酬下降带来的效用损失。

国有企业高管隐形薪酬中,在职消费与政治晋升是最主要的激励方式。只考虑这两种隐性激励方式,令 $\mu_i = u_i + v_i$,其中 u_i 表示在职消费, v_i 表示政治晋升。在薪酬管制的背景下,国企高管同时面临着在职消费与政治晋升的权衡。企业绩效是国有企业考核的重要指标,完成绩效目标的概率 p_i 越高,高管晋升的可能性越大。除此之外,政治晋升对在职消费存在双向效应:一方面,想要获得政治晋升往往需要与政府各部门建立良好的关系,这一过程往往伴随着在职消费的增加;另一方面,过高的“在职消费”一旦曝光会对高管的政治晋升产生极大的负面影响,因而,高管出于政治晋升的考虑可能会抑制在职消费水平。可以得出结论:考虑政治晋升的影响,薪酬管制对在职消费的增加效应可能会明显减弱。

本节在不完全契约视角下讨论政府与国企高管追求效用最大化的博弈过程可以初步判断,政府只提供正式契约的情况下,实施薪酬管制不一定能激励高管达成政府设定的企业目标。政府倾向于与高

管达成关系契约:一方面通过灵活的关系契约实现对高管有效激励;另一方面也为高管寻求隐性薪酬提供了便利。因此,可以推测,如果“限薪令”抑制了高管获得更多的货币薪酬,高管很可能会通过增加在职消费等隐性报酬的方式来弥补损失,而高管出于政治晋升的考虑可能会明显弱化在职消费的增长幅度。

三、研究设计

(一)识别方法与变量界定

2009年政府“限薪令”为评估薪酬管制效果提供了一次“准自然实验”。“限薪令”的实施对象为国有企业,非国有企业不受该政策影响,因此,国有企业作为处理组,非国有企业作为控制组。对于这种政策试验的效果评价,通常采用双重差分法(DID)和合成控制法(SC)进行分析。双重差分法通过捕捉处理组和控制组在政策变化前后的相对差异,反映政策的实际效果。但是,该方法必须满足两个基本应用条件——随机性假设与同质性假设。随机性假设要求双重差分研究必须通过随机化排除无法控制因素的影响,即政策实施对象是随机决定的,不产生“选择偏误”(selection bias)。同质性假设要求处理组与控制组除政策冲击不同外,其他各方面应近乎相似,由于这一条件几乎不可能满足,研究方法上可以视为达到平行趋势假设。

正如陈林、伍海军(2015)归纳国内政策效果评估的双重差分法时所发现的,大多数自然实验往往难以成立,“限薪令”也不满足DID方法的两个基本应用条件。“限薪令”的处理组为国有企业,并非是从所有企业中随机选择部分企业作为政策试验对象,不能保证样本分组满足无条件随机,存在选择偏误问题。平行趋势假设要求在“限薪令”出台前,国有企业与非国有企业高管薪酬的变动趋势一致。以A股上市公司样本进行直观分析,国有企业与非国有企业前三名高管平均薪酬差距在2005—2009年不断扩大,变动趋势不一致。采用Bertrand & Mullainathan(2003)提出的方法进行平行趋势假设检验:

$$\begin{aligned} Pay_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Before3_{i,t} + \beta_2 Before2_{i,t} \\ & + \beta_3 Before1_{i,t} + \beta_4 Current_{i,t} \\ & + \beta_5 After1_{i,t} + \beta_6 After2_{i,t} \\ & + \beta_7 After3_{i,t} + \beta_8 After4_{i,t} + \beta_9 X_{i,t} \\ & + Industry + Year + \mu_{i,t} \quad (7) \end{aligned}$$

其中, Pay 为高管货币薪酬,如果观测值是国

有企业在“限薪令”前的第3年、第2年和第1年的数据, *Before3*、*Before2*、*Before1* 取1, 否则为0; 如果观测值是国有企业在“限薪令”实施当年的数据, *Current* 为1, 否则为0; 如果观测值是国有企业在“限薪令”后的第1、2、3、4年的数据, *After1*、*After2*、*After3*、*After4* 取1, 否则为0。如果国有企业与非国有企业高管薪酬在“限薪令”前变化趋势一样, 那么 *Before3*、*Before2*、*Before1* 的估计系数均不显著。本文分别采用衡量高管薪酬的 *Pay1*、*Pay2* 以及衡量高管在职消费的 *Perks1*、*Perks2* 作为解释变量(*Pay1*、*Pay2*、*Perks1*、*Perks2* 指标和控制变量的详细解释见表3)。表2的回归结果显示, 模型(1)~(4)中的 *Before3*、*Before2*、*Before1* 的估计系数均显著为正, 说明“限薪令”出台前处理组与控制组间存在系统性差异, 直接选用双重差分法会导致结果偏误。用同样的方法, 检测了央企与非国企、地方国企与非国企的平行趋势, 模型(5)~(6)的结果显示出处理组与对照组的系统性差异。

基于倾向评分匹配的双重差分法(PSM-DID)能够较好解决选择偏误和“限薪令”政策的内生性问题(Khandker et al, 2010)^⑦。PSM-DID的基本思想是, 运用倾向评分匹配方法(PSM)来挑选控制组, 使得处理组与控制组能够互相比较。采用Probit模型来估计处理组变量与控制组变量倾向得分, 找到与实行了“限薪令”的国有企业的可观测变量相似的非国有企业, 即与国有企业相匹配的非国有企业; 计算每个国有企业的结果变量在“限薪令”前后的变化, 同时计算与其相匹配的非国有企业在“限薪令”前后的变化; 将国有企业的结果变量在“限薪令”前后的变化减去匹配后非国有企业的变化, 得到“限薪令”政策的平均处理效应, 即“限薪令”对国有企业的实际影响。

$$Owntype_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{i,t} + Industry + Year + \mu_{i,t} \quad (8)$$

(8)式通过 *Owntype* 对控制变量进行Probit回归, *Owntype* 表示企业产权, 1为国有企业, 0为非国有企业。下标 *i* 和 *t* 分别代表第 *i* 个企业和第 *t* 年, *X* 表示一系列控制变量, *Industry* 和 *Year* 分别为行业和时间固定效应, 行业按证监会上市公司行业分类指引分类, 其中制造业按二级代码分类, 共22个行业分组, μ 为随机误差项。通过倾向评分值挑选控制组后, 如果控制变量在处理组和控制组的分布变得平衡, 设定基本DID模型:

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Owntype_{i,t} + \alpha_2 D 2009_{i,t}$$

$$+ \alpha_3 Owntype_{i,t} \cdot D 2009_{i,t} + \alpha_4 X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中, 被解释变量 *Y* 度量高管收入, *Owntype* 区分处理组(Treated)与控制组(Control)。*D2009* 为时间虚拟变量, 2009年及之后取1, 之前取0。通过交互项 *Owntype* · *D2009* 的系数来观测“限薪令”对高管薪酬的影响。

高管货币薪酬(*Pay*)与在职消费(*Perks*)是本文最重要的被解释变量。为保证结果稳健, 选取董事、监事及高管平均薪酬(*Pay1*)与前3名董事、监事及高管平均薪酬(*Pay2*)度量高管货币薪酬。本文以在职消费估计高管的隐性薪酬, 在职消费是高管获取隐性薪酬的最重要渠道(陈冬华等, 2005; 王曾等, 2014)。由于企业在职消费包含正当和不正当消费两部分, 借鉴已有文献采用的方法(陈信元等, 2009; 李宝宝、黄寿昌, 2012; 徐细雄、刘星, 2013), 采用两种指标估计高管从在职消费中获得的个人隐性薪酬, 一是以企业在职消费作为企业高管人员在职消费的代理变量, 表示为管理费用加上销售费用后与营业收入的比值(*Perks1*); 二是度量不正当在职消费, 从管理费用中扣除董事、监事及高管薪酬总额、坏账准备、存货跌价准备、当年无形资产摊销额(*Perks2*)。我国上市公司薪酬存在严重的尺蠖效应(方军雄, 2011), 高管薪酬存在粘性, 职工薪酬不存在粘性, 高管可能会将降薪压力施加给职工, 因此, 下文也考察职工工资(*Wage*)在政策前后的变化。

根据已有研究(沈艺峰、李培功, 2010; 方军雄, 2009; 唐松、孙铮, 2014), 本文选择企业规模(*Size*)、营业利润率(*Ooa*)、资产负债率(*Lev*)、行业集中度(*Hhi*)、高管权力(*Dual*)作为控制变量。所有变量的详细计算方法见表3。

(二) 样本选择与描述性统计

本文选取2005—2013年期间A股上市公司为初选样本, 进一步筛选的标准为: (1) 剔除2009年及以后公开首次发行股票(IPO)的企业; (2) 剔除董事、监事及高管薪酬小于0、普通职工工资小于0的样本; (3) 剔除研究所需数据缺失的样本; (4) 剔除产权性质发生变动的样本。最终得到1543家公司的样本, 按最终控制人类型分为国有企业(908家)和非国有企业(635家), 其中央企312家、地方国有企业596家、民企635家^⑧。企业产权性质来自于同花顺(iFind)数据库, 其他数据均来自国泰安(CSMAR)数据库。为了消除极端值的影响, 对模型中的所有连续变量在1%和99%的水平上进行缩尾处理。

表 2 平行趋势检验

变量名称	分样本																	
	全样本						央企和非国企						地方国企和非国企					
	$Pay1$	$Pay2$	$Perks1$	$Perks2$	$Pay1$	$Pay2$	$Perks1$	$Perks2$	$Pay1$	$Pay2$	$Perks1$	$Perks2$	$Pay1$	$Pay2$	$Perks1$	$Perks2$		
$Be\ for\ 3$	0.119*** (0.030)	0.099*** (0.031)	0.187*** (0.043)	0.193*** (0.036)	0.148*** (0.040)	0.119*** (0.042)	0.187*** (0.058)	0.209*** (0.048)	0.103*** (0.033)	0.089*** (0.034)	0.210*** (0.047)	0.201*** (0.039)						
$Be\ for\ 3$	0.141*** (0.029)	0.119*** (0.030)	0.224*** (0.042)	0.208*** (0.035)	0.199*** (0.039)	0.164*** (0.040)	0.263*** (0.057)	0.254*** (0.047)	0.110*** (0.031)	0.097*** (0.033)	0.227*** (0.046)	0.202*** (0.038)						
$Be\ for\ 3$	0.094*** (0.030)	0.058* (0.031)	0.176*** (0.042)	0.168*** (0.035)	0.125*** (0.040)	0.074* (0.042)	0.248*** (0.058)	0.248*** (0.049)	0.078** (0.032)	0.051 (0.034)	0.164*** (0.046)	0.146*** (0.039)						
$Current$	0.089*** (0.028)	0.050* (0.029)	0.225*** (0.040)	0.200*** (0.034)	0.128*** (0.038)	0.060 (0.040)	0.287*** (0.055)	0.264*** (0.046)	0.067** (0.031)	0.046 (0.032)	0.219*** (0.044)	0.185*** (0.037)						
$A/iter1$	0.086*** (0.028)	0.021 (0.029)	0.195*** (0.040)	0.166*** (0.034)	0.118*** (0.037)	0.024 (0.039)	0.253*** (0.054)	0.225*** (0.046)	0.068** (0.030)	0.020 (0.032)	0.188*** (0.043)	0.154*** (0.037)						
$A/iter2$	0.090*** (0.028)	0.028 (0.029)	0.135*** (0.040)	0.115*** (0.034)	0.127*** (0.038)	0.030 (0.039)	0.225*** (0.054)	0.180*** (0.046)	0.069** (0.030)	0.027 (0.032)	0.114*** (0.044)	0.100*** (0.037)						
$A/iter3$	0.078*** (0.028)	-0.010 (0.029)	0.145*** (0.040)	0.110*** (0.034)	0.084** (0.038)	-0.028 (0.040)	0.255*** (0.055)	0.183*** (0.046)	0.073** (0.031)	-0.001 (0.032)	0.114*** (0.044)	0.091** (0.037)						
$A/iter4$	0.041 (0.028)	-0.045 (0.029)	0.066 (0.040)	0.027 (0.034)	0.076** (0.038)	-0.058 (0.039)	0.175*** (0.054)	0.091** (0.046)	0.022 (0.031)	-0.038 (0.032)	0.035 (0.044)	0.012 (0.037)						
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制		
行业/年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制		
R^2	0.522	0.489	0.377	0.507	0.515	0.482	0.393	0.516	0.521	0.488	0.364	0.496						
样本量	10881	11002	10235	10652	6537	6608	6181	6414	8727	8822	8235	8594						

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%显著性水平下显著,括号内汇报了标准误。

基于倾向评分的双重差分法通过重新匹配处理组与控制组,解决选择偏误和内生性问题。表4检验了国有企业与非国有企业“限薪令”前高管货币薪酬与在职消费的均值差异显著性。结果显示,匹配前,实验组与对照组的高管货币薪酬与在职消费呈现出显著的差异性,匹配后,没有呈现出显著的差异性,可以认为不再存在非随机的选择性匹配问题。

接下来,我们考察了匹配后控制变量的特征是否有显著差异。在匹配前所有控制变量的标准偏误都大于15%,企业规模(*Size*)均值的标准偏误甚至接近70%,匹配后,变量的标准误差都小于6%。同时,T检验的结果说明,匹配前两组之间各个变量的均值都存在显著差异,匹配后其差异在统计上已不显著^⑨。处理组和控制组各方面的特征在匹配后非常接近,可以通过双重差分模型来获得政策实施的净效应。

表5列示了变量的描述性统计结果。无论是在匹配前还是匹配后的样本中,与非国有企业相比,国

有企业的 *Pay1*、*Pay2*、*Perks1*、*Perks2* 的平均值和中位数都略高,说明国有企业高管的货币薪酬和在职消费均高于非国有企业高管,获得的隐性薪酬也更多。其他变量在两组样本间的差距不大,国有企业的市场规模(*Size*)与盈利性(*Ooa*)略高于非国有企业,其资产负债率也更高。从行业集中度(*Hhi*)可知,国有企业没有表现出明显的行业垄断。

四、实证检验结果与分析

(一)“限薪令”对高管货币薪酬和在职消费的实证检验

从图1的高管货币薪酬变化趋势中,可以直观看出,国有企业高管货币薪酬在“限薪令”后并没有降低。“限薪令”没有直接降低国企高管货币薪酬,包括非国有企业的高管在内,其货币薪酬都呈现增长趋势。那么,在整体企业高管货币薪酬都增长的情况下,“限薪令”是否抑制了国企高管货币薪酬的增长速度,接下来通过PSM-DID方法进行实证检验。

表3 估计模型中主要变量及描述方法

变量符号	变量名称	计算方法
<i>Pay1</i>	高管平均货币薪酬	$\text{Ln}(\text{董事、监事及高管薪酬总额}/\text{领取薪酬的董事、监事及高管人数})$
<i>Pay2</i>	前3名高管平均货币薪酬	$\text{Ln}(\text{董事、监事及高管前3名薪酬总额}/3)$
<i>Perks1</i>	高管在职消费	$\text{Ln}[(\text{管理费用}+\text{销售费用})/\text{营业收入}]$
<i>Perks2</i>	不正当在职消费	$\text{Ln}[(\text{管理费用}-\text{董事、监事及高管薪酬总额}-\text{坏账准备}-\text{存货跌价准备}-\text{当年无形资产摊销额})/\text{董事、监事及高管人数}]$
<i>Wage1</i>	职工名义工资	$\text{Ln}[(\text{支付给职工以及为职工支付的现金}-\text{董事、监事及高管薪酬总额})/(\text{员工人数}-\text{董事、监事及高管人数})]$
<i>Wage2</i>	职工实际工资	$\text{Ln}[(\text{支付给职工以及为职工支付的现金}/1.56-\text{董事、监事及高管薪酬总额})/(\text{员工人数}-\text{董事、监事及高管人数})]$
<i>Size</i>	企业规模	$\text{Ln}(\text{总资产})$
<i>Ooa</i>	营业利润率	$\text{营业利润}/\text{总资产}$
<i>Lev</i>	资产负债率	$\text{总负债}/\text{总资产}$
<i>Hhi</i>	行业集中度	$\sum(\text{企业市场规模}/\text{企业所属行业的总市场规模})^2$
<i>Dual</i>	高管权力	董事长和总经理二职合一为1,否则为0

注:普通员工工资有两种计算方法,第一种(*Wage1*)为财务报表显示的名义工资,第二种(*Wage2*)为职工缴纳公积金后的实际工资估计值;行业集中度(*Hhi*)中企业市场规模通过营业收入衡量。

表4 匹配前后国有企业与非国有企业的相似性检验结果

	匹配前			匹配后		
	均值差异	T值	P值	均值差异	T值	P值
<i>Pay1</i>	0.246	6.26	0.000***	0.069	1.35	0.176
<i>Pay2</i>	0.159	3.86	0.000***	-0.011	0.20	0.845
<i>Perks1</i>	0.745	11.39	0.000***	0.179	1.41	0.157
<i>Perks2</i>	0.743	11.96	0.000***	0.106	1.50	0.133

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

表5 主要变量的描述性统计

			<i>Pay1</i>	<i>Pay2</i>	<i>Perks1</i>	<i>Perks2</i>	<i>Wage1</i>	<i>Wage2</i>	<i>Size</i>	<i>Ooa</i>	<i>Lev</i>	<i>Hhi</i>	<i>Dual</i>
匹配前	国有企业	平均值	12.062	12.813	19.250	15.660	11.193	10.731	22.139	0.057	0.517	0.086	0.099
		中位数	12.088	12.851	19.097	15.560	11.142	10.684	21.907	0.044	0.527	0.055	0.000
		标准差	0.780	0.793	1.271	1.190	0.789	0.788	1.383	0.050	0.192	0.087	0.299
	非国有企业	平均值	11.868	12.724	18.623	15.094	10.890	10.412	21.195	0.068	0.471	0.082	0.191
		中位数	11.870	12.724	18.546	15.065	10.821	10.347	21.108	0.054	0.474	0.052	0.000
		标准差	0.781	0.831	1.138	1.007	0.784	0.783	1.084	0.056	0.207	0.076	0.393
匹配后	国有企业	平均值	12.024	12.779	19.145	15.593	11.168	10.707	21.958	0.073	0.456	0.073	0.181
		中位数	12.065	12.827	19.053	15.522	11.115	10.659	21.803	0.059	0.452	0.052	0.000
		标准差	0.736	0.746	1.186	1.124	0.772	0.771	1.205	0.056	0.182	0.068	0.385
	非国有企业	平均值	11.844	12.701	18.613	15.137	10.919	10.438	21.345	0.064	0.500	0.079	0.188
		中位数	11.849	12.697	18.550	15.110	10.831	10.355	21.290	0.047	0.501	0.052	0.000
		标准差	0.805	0.855	1.175	1.018	0.835	0.833	1.103	0.058	0.207	0.077	0.391

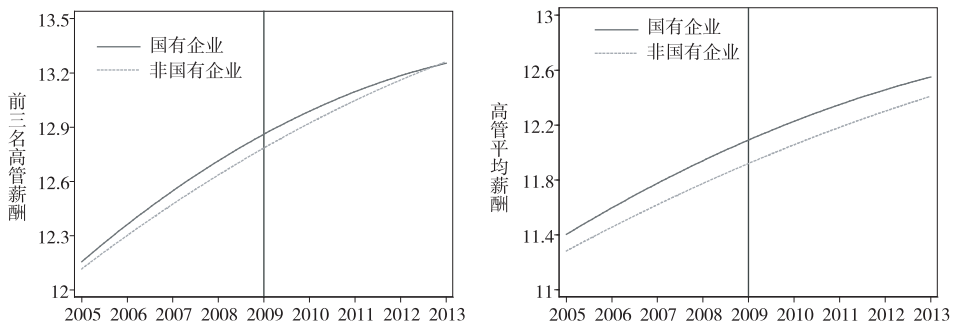


图1 “限薪令”与高管货币薪酬

表6 “限薪令”对高管货币薪酬的影响

变量名称	全样本		分样本			
	国企和非国企		央企和非国企		地方国企和非国企	
	<i>Pay1</i>	<i>Pay2</i>	<i>Pay1</i>	<i>Pay2</i>	<i>Pay1</i>	<i>Pay2</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Owntype</i> · <i>D2009</i>	-0.036* (0.021)	-0.086*** (0.032)	-0.026* (0.014)	-0.085** (0.041)	-0.040* (0.021)	-0.086** (0.036)
<i>Owntype</i>	0.240*** (0.039)	0.170*** (0.042)	0.350*** (0.057)	0.256*** (0.059)	0.206*** (0.043)	0.151*** (0.046)
<i>D2009</i>	1.076*** (0.036)	1.108*** (0.038)	1.088*** (0.041)	1.126*** (0.044)	1.071*** (0.039)	1.106*** (0.041)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
群聚调整	企业	企业	企业	企业	企业	企业
<i>R</i> ²	0.500	0.484	0.499	0.484	0.497	0.482
样本量	5798	5789	3873	3867	4811	4803

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内汇报了标准误。

表6列示了运用PSM-DID方法检验“限薪令”对国有企业高管货币薪酬影响的估计结果。PSM-DID方法的第(1)(2)列显示,高管货币薪酬*Pay1*和*Pay2*双重差分检验结果均显著为负。接下来,

将国有企业按照实际控制人分为央企与地方国有企业,第(3)(4)列的处理组为央企,第(5)(6)列的处理组为地方国有企业,控制组不变,仍为非国有企业。第(3)~(6)列的结果显示,“限薪令”在施行过程中

兼顾央企与地方国有企业,没有“顾此失彼”,高管货币薪酬 $Pay1$ 和 $Pay2$ 的检验结果均显著降低,前三名高管平均货币薪酬 ($Pay2$) 增长速度小于高管平均货币薪酬 ($Pay1$)。表 6 表明,“限薪令”实现了基本的薪酬干预效果,国有企业高管货币薪酬增速下降,在高管群体内部,限薪政策对更高收入者的针对性更强。

表 7 显示“限薪令”对普通职工工资的影响,总样本国有企业、分样本央企与地方国有企业职工工资 $Wage1$ 和 $Wage2$ 的检验结果均不显著,说明“限薪令”没有影响职工工资。“限薪令”实现了薪酬干

预的瞄准精度,明确指向高管,职工工资没有被“限薪令”波及,国有企业高管没有将薪酬下降的压力转嫁给普通职工。

表 8 显示了“限薪令”对在职消费影响的实证检验结果。在总样本第(1)(2)列中,高管在职消费 $Perks1$ 和不正当在职消费 $Perks2$ 的双重差分结果均在 1% 水平上显著。这一检验结果为陈信元等(2009)以及徐细雄、刘星(2013)关于政府薪酬管制会引致更多在职消费和恶化高管腐败的观点提供了进一步证据。第(3)~(6)列反映了不同组别中“限薪令”对在职消费的影响。第(3)(4)列的结果显示,

表 7 “限薪令”对职工工资的影响

变量名称	全样本		分样本			
	国企和非国企		央企和非国企		地方国企和非国企	
	$Wage1$	$Wage2$	$Wage1$	$Wage2$	$Wage1$	$Wage2$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Owntype \cdot D2009$	-0.016 (0.037)	-0.015 (0.037)	-0.077 (0.056)	-0.076 (0.056)	0.014 (0.038)	0.015 (0.039)
$Owntype$	0.266*** (0.048)	0.283*** (0.049)	0.320*** (0.064)	0.339*** (0.064)	0.243*** (0.054)	0.259*** (0.054)
$D2009$	0.759*** (0.044)	0.763*** (0.045)	0.753*** (0.051)	0.759*** (0.052)	0.785*** (0.048)	0.790*** (0.048)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
群聚调整	企业	企业	企业	企业	企业	企业
R^2	0.239	0.236	0.209	0.206	0.252	0.249
样本量	5769	5769	3847	3847	4783	4783

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著,括号内汇报了标准误。

表 8 “限薪令”对高管在职消费的影响

变量名称	全样本		分样本			
	国企和非国企		央企和非国企		地方国企和非国企	
	$Perks1$	$Perks2$	$Perks1$	$Perks2$	$Perks1$	$Perks2$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Owntype \cdot D2009$	0.021*** (0.007)	0.016*** (0.006)	0.002 (0.049)	0.079 (0.052)	0.031* (0.018)	0.018* (0.009)
$Owntype$	0.711*** (0.062)	0.581*** (0.056)	0.776*** (0.092)	0.646*** (0.085)	0.713*** (0.067)	0.575*** (0.062)
$D2009$	1.089*** (0.050)	0.992*** (0.051)	1.114*** (0.057)	1.024*** (0.059)	1.083*** (0.054)	0.988*** (0.056)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
群聚调整	企业	企业	企业	企业	企业	企业
R^2	0.463	0.344	0.457	0.343	0.445	0.320
样本量	5693	5502	3811	3704	4729	4556

注:***、**和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著,括号内汇报了标准误。

处理组为央企的样本中,“限薪令”没有显著提高央企的在职消费;而在处理组为地方国有企业的样本中,在职消费的双重差分结果显著为正,说明“限薪令”执行后,地方国有企业会增加在职消费。“限薪令”对央企与地方国有企业在消费的影响不同,由于央企管理隶属中央,在职消费的监管机制更加严格,而地方国有企业普遍存在多头监管、分割式监管问题,地方国有企业高管容易通过在职消费获取隐性薪酬。

综合实证分析,本文认为,“限薪令”具有基本的薪酬干预效果与瞄准精度,能够降低国有企业高管的货币薪酬,对职工工资没有显著影响。在显性货币薪酬受到抑制的情况下,高管会增加在职消费寻求隐性薪酬。“限薪令”对央企与地方国有企业在消费具有不同影响,政府限薪后,央企在职消费增加不明显,但是,地方国有企业在职消费显著增加。对于央企与地方国有企业的在职消费在“限薪令”下的不同表现,可能的解释原因有两个。一是央企本身受到更为严格的监督,比如来自审计署的审计。相反,地方政府与下属国有企业容易形成一种“一荣俱荣,一损俱损”的关系,更可能容忍地方国有企业高管的自利行为,监督机制也就相对松散。二是与高管受到的隐性激励有关。在“政治晋升”与“在职消费”双重隐性激励下,国有企业高管的政治晋升会抑制在职消费(王曾等,2014)。央企高管一般与政府官员保持更为紧密的联系,其政治前途更大,一旦过高的在职消费引起行政机构的介入,他们的政治前途便不可避免地受到影响,因此,央企高管可能对自利行为采取自我节制。地方国有企业的行政级别不如央企,高管政治晋升空间有限,在显性激励渠道受到抑制的情况下,寻求在职消费等隐性激励的动机更强(宋铁波等,2013)。

(二)稳健性检验

为进一步保证实证结果的可靠性,本文做了几个方面的稳健性测试,测试结果总体上没有改变原有的研究结论。

1. 基于核匹配的双重差分法。在基期对样本进行匹配时,前文采用的是最近邻匹配方法。倾向匹配法同时提供了一种为处理组寻找虚拟存在企业作为匹配对象的核匹配方法,通过给控制组企业的各个特征赋予不同权重,用多个非国有企业加权后的特征,来模拟出一个实施“限薪令”国有企业的匹配对象。基于此,运用基于核匹配的双重差分法,重新进行实证检验。回归结果显示,国企高管货币薪

酬 Pay_1 和 Pay_2 的双重差分检验结果在 1% 水平上显著为负,在职消费 $Perks_1$ 和 $Perks_2$ 的结果在 5% 和 1% 水平上显著为正。匹配方法的改变不影响本文的研究结论。

2. 平衡面板数据再检验。我们将 2009 年以后上市的企业进行了剔除,保证了“限薪令”前后样本数据的连续性。但是,企业在 2009 年以前的上市时间不一致,样本实际上是一个非平衡面板。我们将样本处理为平衡样本,重新进行实证分析。回归结果显示, Pay_1 和 Pay_2 分布在 10% 和 1% 水平上显著为负, $Perks_1$ 和 $Perks_2$ 在 10% 水平上显著为正,本文的基本结论不变。

3. 排除制度变迁与类似政策干扰。我国于 2008 年开始执行新的企业所得税法,2008 年以前高管薪酬的税前扣除额以“计税工资”为标准,企业所得税改革后,“限额扣除”政策取消,这会增加企业对高管的薪酬激励(王娜等,2013)。2012 年中央出台“八项规定”,其中涉及的送礼、宴请等禁令减少了国有企业业务招待费,使得“限薪令”对在职消费的影响可能存在噪音。为了排除制度变迁和类似政策施行对结论可能产生的干扰,我们剔除了 2004—2007 年和 2012—2013 年的样本,保留 2008—2011 年的样本,重新进行实证检验。回归结果显示,国企高管货币薪酬 Pay_1 和 Pay_2 的双重差分检验结果在 1% 水平上显著为负,在职消费 $Perks_1$ 和 $Perks_2$ 的结果在 1% 水平上显著为正。

4. 安慰剂测试。通过人为改变“限薪令”实施的时间与作用对象,构造一种反事实,如果本文的观测是稳健的,那么基于这种反事实则观察不到“限薪令”的影响。人为改变“限薪令”时间有两种类型:一是人为提前实施年份,二是人为推迟实施年份。由于“限薪令”具有持续效应,推迟实施年份仍能捕捉到“限薪令”的作用,不是构造反事实的方法。基于此,将“限薪令”实施的时间提前 1 年,2008 年以前时间虚拟变量取 0,2008 年及以后取 1,回归结果显示,高管货币薪酬和在职消费的双重差分检验结果均不显著。接下来,借鉴 Chetty et al(2009)人为改变处理组与控制组的方法,不再区分国有企业与非国有企业,将企业产权性质随机分为两种,任选一种为处理组取 1,另一种为控制组取 0,发现高管货币薪酬和在职消费的回归结果依然不显著。

(三)进一步讨论

前文的研究采用“限薪令”的推出作为薪酬管制的准自然实验,发现薪酬管制会约束国有企业高管

货币薪酬,通过在职消费的途径谋求隐性薪酬成为高管自利的替代形式。国有企业在政府管制的背景下,高管薪酬激励机制发生变动。接下来,通过研究“限薪令”对高管和普通职工努力程度的影响,考察薪酬管制的规范效应和激励效应。

借鉴黎文靖、胡玉明(2012)的方法,引入企业投资和全要素生产率分别衡量高管的工作动力和职工的生产效率。企业投资对高管努力的影响机制主要围绕高管的私人成本和私人收益两条线索展开。资本投资之于高管的私人成本这一理论认为,资本投资会带给高管负效用(Bertrand & Mullainathan, 2003)。当企业增加资本投资时,高管需要提高自己对投资项目的管理能力,付出更多精力、更长时间来应付资本投资项目带来的压力。投资项目致使高管的私人成本高昂时,高管会放弃一些盈利的投资项目,造成企业投资不足。如果薪酬管制下企业投资不足增加,说明高管不愿意为新项目或现有项目改造付出努力,薪酬管制导致高管努力下降。高管的私人收益理论认为,企业的资本投资对于高管而言是存在收益的(Jensen, 1986)。高管一般具有过度投资的冲动,通过掌控更多资源能够获得更大的私人受益。投资项目对于高管的私人收益巨大时,高管会接受一些亏损的投资项目,造成企业过度投资。如果薪酬管制下企业过度投资增加,说明高管会通过增加企业不必要投资来谋取自身的隐性薪酬,薪酬管制导致高管努力方向偏失。借鉴 Richardson (2006)的方法,通过模型(10)估算过度投资(*Overinv*)与投资不足(*Underinv*):

$$\begin{aligned}
 Inv_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Inv_{i,t-1} + \alpha_2 Size_{i,t-1} \\
 & + \alpha_3 Lev_{i,t-1} + \alpha_4 Cash_{i,t-1} \\
 & + \alpha_5 Growth_{i,t-1} + \alpha_6 Return_{i,t-1} \\
 & + \alpha_7 Age_{i,t-1} + Year + Industry + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{10}$$

式(10)中的变量定义如表 9 所示。通过回归结

果计算残差,以小于 0 残差的绝对值表示投资不足 *Underinv*,以大于 0 残差的绝对值表示过度投资 *Overinv*。

企业的全要素生产率并不能完全衡量职工的效率,高管对全要素生产率同样具有影响。考虑到没有更好的指标,前人研究也大多以该指标衡量职工绩效,本文还是选用了全要素生产率为考察指标。全要素生产率被理解为扣除要素贡献后的剩余生产率水平,在估算 *TFP* 时,常用做法是建立 C-D 生产函数:

$$Y_{it} = A_{it} L_{it}^\alpha K_{it}^\beta \tag{11}$$

其中, Y_{it} 表示企业产出, L_{it} 表示劳动投入, K_{it} 表示资本投入, A_{it} 表示 *TFP*,将式(11)两边取对数:

$$\ln Y_{it} = \alpha \ln L_{it} + \beta \ln K_{it} + \mu_{it} \tag{12}$$

采用固定效应估计技术,计算出残差,可以近似认为是 *TFP*。参照黎文靖、胡玉明(2012)的做法将固定资产和职工人数作为资本与劳动投入,通过模型(13)计算 *TFP*:

$$\begin{aligned}
 Output_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Ppe_{i,t} + \beta_2 Employee_{i,t} \\
 & + Year + Industry + \mu_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{13}$$

其中,*Output* 为营业成本加上存货变动额的自然对数,*Ppe* 为固定资产的自然对数,*Employee* 为职工人数的自然对数,分年度分行业回归后的残差为全要素生产率 *TFP1*。将 *Output* 用营业收入的自然对数进行衡量,再次利用模型(13),回归后的残差为全要素生产率 *TFP2*。

值得说明的是,本部分不是研究高管薪酬和在职消费对企业员工效率的影响,而是探寻在薪酬管制下,高管货币薪酬增速放缓、在职消费增加这种激励机制变化带来的效应,因此沿着前文实证思路,继续采用 PSM-DID 方法,以“限薪令”的出台为时间节点,处理组与控制组仍为国有企业与非国有企业。

表 9 计算高管生产效率的变量定义

变量符号	变量名称	计算方法
<i>Inv</i>	企业资本投资量	(构建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金减去处置固定资产、无形资产和其他长期资产所收回的现金)/总资产
<i>Size</i>	企业规模	Ln(总资产)
<i>Lev</i>	资产负债率	总负债/总资产
<i>Cash</i>	现金持有量	(年末现金+短期投资)/总资产
<i>Growth</i>	企业成长性	企业市值/总资产
<i>Return</i>	市场溢价	股票年度回报率
<i>Age</i>	企业上市年龄	当年年份-企业上市年份

表10 薪酬管制的规范效应与激励效应

变量名称	<i>Overinv</i>	<i>Underinv</i>	<i>TFP1</i>	<i>TFP2</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Owntype</i> · <i>D2009</i>	-0.010* (0.006)	-0.005 (0.005)	0.067*** (0.024)	0.046** (0.023)
<i>Owntype</i>	0.000 (0.004)	-0.034 (0.025)	-0.026 (0.018)	-0.003 (0.017)
<i>D2009</i>	-0.001 (0.007)	-0.008 (0.006)	0.233*** (0.028)	0.506*** (0.031)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年份	控制	控制	控制	控制
R^2	0.011	0.0376	0.116	0.178
样本量	1857	2613	4632	5761

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平下显著,括号内汇报了标准误。

表10的第(1)(2)列回归结果显示,过度投资(*Overinv*)的双重差分结果显著为负,投资不足(*Underinv*)的结果不显著,“限薪令”实施后国有企业过度投资下降,投资不足不受影响。“限薪令”对投资不足没有影响,说明高管工作动力没有降低,过度投资的减少,表明“限薪令”抑制了高管的过度冒险行为。过度投资能给高管带来更高的未来货币薪酬,增加其薪酬上涨的可能性,但会减损企业价值、增加财务风险(詹雷、王瑶瑶,2013)。薪酬管制限制了高管货币薪酬上升空间,高管通过投资高风险项目增加薪酬的渠道受到约束,即使高管会寻求隐性薪酬,从整个企业的角度而言过度投资的降低会提高投资效率和经营业绩,薪酬管制对高管行为起到规范效应。第(3)(4)列中全要素生产率 *TFP1* 和 *TFP2* 均显著为正,“限薪令”提高了职工的生产效率。薪酬管制的实施对象不包括普通职工,但是,由于高管薪酬降低,薪酬差距缩小,给职工带来了一定的收入分配公平感,从而提高努力工作的动力,薪酬管制对职工努力具有正向的激励效应。

五、结论与政策建议

在缓解收入分配差距过大的问题上,通常认为政府应在再分配领域发挥更大作用,但是,国有企业市场职能的“二重性”和国有企业高管身份的“模糊性”,使得政府机制在国有企业高管收入初次分配阶段不可缺失,薪酬管制已成为我国政府的制度安排之一。在国有企业改革深化的制度背景下,本文借助2009年“限薪令”的推出作为薪酬管制的准自然实验,研究薪酬管制对国有企业高管收入的影响。本文结论主要有三点:(1)基于不完全契约理论构建的政府与国有企业高管动态博弈模型,发现薪酬管制下基于正式

契约的高管激励机制失效,政府倾向于达成关系契约,这给高管获得隐性薪酬提供了便利。(2)2009年的“限薪令”实现了薪酬干预效果和政策瞄准精度,政府限薪政策实施后,虽然国有企业高管货币薪酬没有降低,但是减缓了增长幅度,普通职工的工资收入没有被“限薪令”所影响。总体而言,地方国有企业高管在职消费和不当在职消费在“限薪令”后都有显著增长,但是,央企的在职消费不会显著增加,表明高管在货币薪酬激励约束下会相机寻求隐性薪酬,“限薪令”不一定会降低高管薪酬。(3)在探究薪酬管制的效应上,本文发现薪酬管制对高管有规范效应,在难以通过冒险投资增加货币薪酬后,高管减少了企业过度投资,薪酬管制对职工有正向的激励效果,国有企业内部薪酬差距的缩小,提高了职工生产效率。

本文的政策含义主要是两个方面。一方面,国有企业处于半行政化和半市场化之间,兼具盈利性与服务性,为促使企业实现经济目标和社会目标,在薪酬管制下,政府会与高管达成关系契约,增加了高管寻求隐性薪酬的机会。因此,需要对国有企业实行分类化改革,将国有企业分为公益类与商业类,公益类国有企业高管按照国家公职人员身份进行管理,与公务员工资相当、与本企业职工平均收入保持合理比例,商业类国有企业高管在公开招聘的基础上实行市场化薪酬管理制度,完善公司法人治理结构。另一方面,相对于地方国有企业,发现央企在“限薪令”后正当在职消费和不当在职消费并没有增加,这与央企高管受到更强力监管和有着政治晋升等其他隐性激励有关。因此,地方政府必须直接介入管理地方国有企业高管在职消费,同时拓宽高管的激励方式,避免国有企业高管在晋升无望下,通过在职消费等方式为个人谋利。

注:

- ①以 2005—2013 年 A 股上市公司资料分析,国有上市公司高管平均薪酬是非国有上市公司的 1.45 倍,国有上市公司职工平均工资是非国有上市公司的 1.51 倍,薪酬差距反映出国有企业职工薪酬偏高的事实,并不是表明国有企业高管的薪酬低于非国有企业高管。
- ②20 世纪 80 年代中期,计划经济时期平均主义的等级工资制取消,推行工效挂钩制的结构性工资改革。1997 年原劳动部发布《关于“九五”时期企业工资工作的主要目标和政策措施》,明确将工资收入与经营绩效挂钩。2002 年国有企业全面推行高管年薪制。2004 年国务院国资委颁布《中央企业负责人经营业绩考核暂行办法》和《中央企业负责人薪酬管理暂行办法》,对中央直属企业的高管人员实行年薪激励考核。《国有控股上市公司(境内)实施股权激励试行办法》和《关于加强中央企业负责人第二业绩考核任期薪酬管理的意见》等法规确定了国有企业高管薪酬与业绩挂钩的原则。
- ③原国家经贸委 2000 年发布《国有大中型企业建立现代企业制度和加强管理基本规范(试行)》,其中规定“国有企业不再套用党政机关的行政级别,也不再比照党政机关干部的行政级别确定企业经营管理者待遇”,但国有企业的行政级别制度仍然存在影响。
- ④原则上政府官员不得直接参与企业的经营管理,对高管的监督更多是通过非执行董事来实现,董事会成员的选拔更多地体现一种政治过程,而不是候选人的专业知识,降低了董事对高管的监督能力,使得国有企业的内部人现象更为严重。
- ⑤7 项职务行为包括公务用车、办公用房、培训、业务招待、国内差旅、因公临时出国(境)、通信,4 种严禁公款消费分别为:严禁公款用于个人支出;严禁按照职务设置个人定额消费;取缔用公款为负责人办理的理疗保健、运动健身和会所、俱乐部会员、高尔夫等各种消费卡;严禁用公款支付应当由个人承担的消费娱乐活动、宴请、礼品及培训等各种费用。
- ⑥不完全契约理论认为,最优薪酬契约是通过正式契约和关系契约的结合来提高激励效率的,使得总激励最大化。正式契约是能被公开观察到的显性契约,由于无法对所有的未来事件进行预见,需要补充难以被公开观察到的关系契约进行事后调整。政府对国有企业高管的激励来自两部分,一是正式契约,即高管获得的与企业客观绩效指标(经济指标,比如利润率)挂钩的薪酬;二是关系契约,即高管达成主观绩效指标(非经济指标,比如吸纳就业人员数)而获得的报酬(在职消费、政治激励等)。国有企业多元化目标具有多变与不可预测的特性,使得显性契约面临经常性违反和再调整的困境,导致高额契约成本。对于政府来说,较好选择是在显性契约中规定货币收入上限,同时允许在职消费等其他隐性收入存在。
- ⑦与 PSM-DID 相比,合成控制法也能较好地避免政策内生性问题,在政策评价领域已得到广泛应用。但是,合成控制法是通过控制对象加权来模拟目标对象政策实施前的情况,对每一个研究个体提供与之对应的合成控制对

象,这要求目标对象样本不能太多,本文目标组样本是 908 家国有企业,不适用合成控制法。

- ⑧非国有企业包括民营企业和其他企业。由于其他企业的实际控制人类型混淆,包括职工持股会、集体企业、地方国资委、地方政府、境外、个人,为保证实证结论可靠,剔除其他企业样本,只选取民营企业作为非国有企业。
- ⑨匹配前后的控制变量平衡性检验不再汇报,可向作者索取。

参考文献:

- 陈冬华 陈信元 万华林, 2005:《国有企业中的薪酬管制与在职消费》,《经济研究》第 2 期。
- 陈林 伍海军, 2015:《国内双重差分法的研究现状与潜在问题》,《数量经济技术经济研究》第 7 期。
- 陈仕华等, 2014:《国有企业纪委的治理参与能否抑制高管私有收益?》,《经济研究》第 10 期。
- 陈信元等, 2009:《地区差异、薪酬管制与高管腐败》,《管理世界》第 11 期。
- 戴亦一 潘越 冯舒, 2014:《中国企业的慈善捐赠是一种“政治献金”吗?——来自市委书记更替的证据》,《经济研究》第 2 期。
- 方军雄, 2009:《我国上市公司高管的薪酬存在粘性吗?》,《经济研究》第 3 期。
- 方军雄, 2011:《高管权力与企业薪酬变动的非对称性》,《经济研究》第 4 期。
- 高明华, 2009:《中国上市公司高管薪酬指数报告》, 经济科学出版社。
- 黄再胜 王玉, 2009:《公平偏好、薪酬管制与国企高管激励——一种基于行为合约理论的分析》,《财经研究》第 1 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。
- 李宝宝 黄寿昌, 2012:《国有企业管理层在职消费的估计模型及实证检验》,《管理世界》第 5 期。
- 李建新, 2015:《中国民生发展报告 2015》, 北京大学出版社。
- 李实 赖德胜 罗楚亮, 2013:《中国收入分配研究报告》, 社会科学文献出版社。
- 刘小玄, 2005:《企业边界的重新确定:分立式的产权重组——大中型国有企业的一种改制模式》,《中国制度变迁的案例研究》第 4 集, 中国财政出版社。
- 刘星 徐光伟, 2012:《政府管制、管理层权力与国企高管薪酬刚性》,《经济科学》第 1 期。
- 卢洪友 张楠, 2016:《地方政府换届、税收征管与税收激进》,《经济管理》第 2 期。
- 陆正飞 王雄元 张鹏, 2012:《国有企业支付了更高的职工工资吗?》,《经济研究》第 3 期。
- 罗党论 黄琼宇, 2008:《民营企业的政治关系与企业价值》,《管理科学》第 6 期。
- 梅洁, 2015:《国有控股公司管理层报酬的政策干预效果评

- 估——基于“限薪令”和“八项规定”政策干预的拟自然实验》，《证券市场导报》第12期。
- 潘越 戴亦一 李财喜，2009：《政治关联与财务困境公司的政府补助——来自中国ST公司的经验证据》，《南开管理评论》第5期。
- 沈艺峰 李培功，2010：《政府限薪令与国有企业高管薪酬、业绩和运气关系的研究》，《中国工业经济》第11期。
- 宋晶 孟德芳，2012：《国有企业高管薪酬制度改革路径研究》，《管理世界》第2期。
- 宋铁波 吴小节，2013：《市场分割前提的多元化战略：解析中央企业与地方国企》，《改革》第5期。
- 唐松 孙铮，2014：《政治关联、高管薪酬与企业未来经营绩效》，《管理世界》第5期。
- 田妮 张宗益，2015：《“限薪令”会产生作用吗？——一个基于不完全契约视角的理论分析》，《管理评论》第4期。
- 王曾等，2014：《国有企业CEO“政治晋升”与“在职消费”关系研究》，《管理世界》第5期。
- 王娜 王跃堂 王亮亮，2013：《企业所得税影响公司薪酬政策吗？——基于企业所得税改革的经验研究》，《会计研究》第5期。
- 辛清泉 林斌 王彦超，2007：《政府控制、经理薪酬与资本投资》，《经济研究》第8期。
- 徐细雄 刘星，2013：《放权改革、薪酬管制与企业高管腐败》，《管理世界》第3期。
- 徐业坤 钱先航 李维安，2013：《政治不确定性、政治关联与民营企业投资——来自市委书记更替的证据》，《管理世界》第5期。
- 杨瑞龙，2005：《论职工参与企业治理的经济学逻辑》，《经济学动态》第5期。
- 詹雷 王瑶瑶，2013：《管理层激励、过度投资与企业价值》，《南开管理评论》第3期。
- 郑永年，2014：《“行为联邦制”：中央地方关系的变革与动力》，《决策》第8期。
- Bainbridge, S. M. (2010), “Quack federal corporate governance round II”, *Minnesota Law Review* 95(11):1779-1821.
- Bebchuck, L. & H. Spamann(2010), “Regulating bankers’ pay”, *Georgetown Law Journal* 98(2):247-287.
- Bertrand, M. & S. Mullainathan(2003), “Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences”, *Journal of Political Economy* 111(5):1043-1075.
- Blinder, A. S. (2009), “Crazy compensation and the crisis”, *Wall Street Journal*, May 28, A15.
- Britton, J. & C. Propper(2016), “Teacher pay and school productivity: Exploiting wage regulation”, *Journal of Public Economics* 133:75-89.
- Cebon, P. & B. E. Hermalin(2015), “When less is more: The benefits of limits on executive pay”, *Review of Financial Studies* 28(6):1667-1700.
- Chetty, R. et al(2009), “Salience and taxation: Theory and evidence”, *American Economic Review* 99(4):1145-1177.
- Frydman, C. & M. Raven(2012), “Pay cuts for the boss: Executive compensation in the 1940s”, *Journal of Economic History* 72(1):225-251.
- Jensen, M. C. (1986), “Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers”, *American Economic Review* 76(2):323-329.
- Jensen, M. C. & K. J. Murphy(1990), “Performance pay and top-management incentives”, *Journal of Political Economy* 98(2):225-264.
- Kaplan, S. N. (2008), “Are US CEOs overpaid?”, *Academy of Management Perspectives* 22(2):5-20.
- Khandker, S. R. et al(2010), *Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices*, World Bank Publications.
- McClendon, J. K. (2009), “The perfect storm: How mortgage-backed securities, federal deregulation, and corporate greed provide a wake-up call for reforming executive compensation”, *University of Pennsylvania Journal of Business Law* 12(1):131-179.
- Perry, T. & M. Zenner(2001), “Pay for performance? Government regulation and the structure of compensation contracts”, *Journal of Financial Economics* 62(3):453-488.
- Posner, R. A. (2009), “Are American CEOs overpaid, and, if so, what if anything should be done about it?”, *Duke Law Journal* 58(6):1013-1047.
- Propper, C. & J. Van Reenen(2010), “Can pay regulation kill? Panel data evidence on the effect of labor markets on hospital performance”, *Journal of Political Economy* 118(2):222-273.
- Richardson, S. (2006), “Over-investment of free cash flow”, *Review of Accounting Studies* 11(2-3):159-189.
- Rose, N. L. & C. Wolfram(2002), “Regulating executive pay: Using the tax code to influence chief executive officer compensation”, *Journal of Labor Economics* 20(S2):S138-S175.
- Thanassoulis, J. (2012), “The case for intervening in bankers’ pay”, *Journal of Finance* 67(3):849-895.
- Thanassoulis, J. (2014), “Bank pay caps, bank risk, and macroprudential regulation”, *Journal of Banking & Finance* 48(11):139-151.
- Tung, F. (2011), “Pay for banker performance: Structuring executive compensation for risk regulation”, *Northwestern University Law Review* 105(3):1205-1252.

(责任编辑:何伟)

(校对:孙志超)