

“双重管制”下国有企业的高管激励与公司业绩

张咏梅,张 萌,赵金凯

(山东科技大学 经济管理学院,山东 青岛 266590)

摘 要:借助新一轮反腐政策及2015年限薪令形成的“双重管制”为准自然实验,在理论分析的基础上对我国上市公司经验数据进行实证研究,运用三重差分模型检验了“双重管制”的实施效果和经济效应。结果表明,“双重管制”下国有企业高管货币薪酬无明显变化但在职消费显著增加,同时国有企业经营业绩受到冲击。考虑到国有企业自身特征的影响,发现“双重管制”对经营业绩的负向效应在商业类、大规模组和高薪酬水平国有企业中更为显著。另外,“双重管制”能够约束国有企业高管过度投资,且不会引起其主动离职。

关键词:反腐败;薪酬管制;高管激励;公司业绩

中图分类号:F272.92

文献标识码:A

文章编号:1008-7699(2021)02-0071-13

一、引言

改革开放以来,国有企业体制改革是我国经济转型过程中的重要一环,薪酬制度一直备受社会各界关注。1993年至2009年,政府通过年薪制、倍数制、调整薪酬结构等措施规范国有企业高管薪酬体系(以下简称“2009限薪令”)。但随着经济社会的不断变化和企业改革的日渐深入,上述措施难以发挥预期作用。因此,2014年政府审议并通过《中央管理企业负责人薪酬制度改革方案》,改革于2015年初正式实施(以下简称“2015限薪令”)。该政策的核心内容是明确对国企高管人员待遇设上限,进一步规范国有企业高管薪酬畸高、增幅快等问题。但是,当薪酬这一显性激励在制度上得到规范后,国企高管转而寻求隐性收益以弥补显性激励不足^[1]。在职消费作为非货币性收益可能只是激励不足的自然反抗,但过度在职消费必然会引致腐败问题。党的十八大以来,政府以零容忍态势对腐败现象重拳出击,积极实现“三转”^①、落实“两个责任”^②、狠抓“八项规定”^③,反腐败斗争已取得压倒性态势。由此引发思考,新一轮反腐败与薪酬管制形成的“双重管制”在国有企业中是否发挥理想效果,同时又会产生什么样的经济效应?

随着国内外学者对薪酬业绩关系研究的日益深入,高管薪酬与公司业绩之间存在正相关关系这一结论得到广泛认同^[2-4],尤其是在薪酬管制和反腐政策实施后,这一领域得到了进一步关注。由于中西方国家制度差异,薪酬管制作为我国实现收入分配公平的一项特殊制度安排,国外少有学者研究。我国关于薪酬管制、腐败管制的研究通常基于公司最优契约理论、管理层权利理论,研究内容集中于以下两方面。一是,政策实施的有效性。陈信元等^[5]、刘银国等^[6]、徐细雄等^[7]众多学者通过实证研究发现,“2009限薪令”未发挥预期作用,反而引致高管在职消费、腐败问题。“八项规定”出台后,赵纯祥等研究发现其削

收稿日期:2020-06-20

基金项目:山东省自然科学基金项目(ZR2020QG028)

作者简介:张咏梅(1969—),女,山东莱阳人,山东科技大学经济管理学院教授、硕士生导师,博士;赵金凯(1990—),男,山东武城人,山东科技大学经济管理学院讲师,博士,本文通讯作者。

① “三转”内容是“转职能、转方式、转作风”。转职能,明确定位,突出职责主业,理清责任;转方式,抓住关键,创新工作方法;转作风,自我监督,摆正位置,廉洁自律。

② “两个责任”是指党的十八届中央委员会第三次全体会议提出,落实党风廉政建设责任制,党委负主体责任,纪委负监督责任。

③ “八项规定”简要内容:改进调查研究,精简会议内容,精简会议文件简报,规范出访活动,改进警卫工作,改进新闻报道,严格文稿发表,厉行勤俭节约等。

弱了国企政策性负担与高管隐性腐败之间的正向关系^[8],有效抑制了国企高管在职消费总额和异常消费额^[9],但国有上市公司有动机操纵费用归类以规避监管^[10]，“八项规定”有待进一步落实。梅洁通过建立政策发生前后的一阶差分模型研究发现，“八项规定”和“2009 限薪令”均未能对管理层货币薪酬或在职消费的降低起到积极的作用^[11]。但常风林等的双重差分实证结果表明，“八项规定”和“2015 限薪令”有效抑制了国有企业负责人薪酬过快增长，限薪效果集中于地方国有企业^[12]。二是，政策实施产生的效应。首先，企业整体层面。吴成颂等以沪市 A 股制造业企业为样本，研究发现“2015 限薪令”颁布后，国有企业的超额薪酬水平显著下降，且其对企业绩效的积极作用得到进一步强化^[13]；赵乐等^[14]、杨阳等^[15]实证研究发现，“2015 限薪令”抑制了国有上市公司业绩。但钟覃琳等^[16]、杨理强等^[17]研究发现反腐倡廉提高了公司业绩。其次，高管行为层面。李济含等研究发现国企高管薪酬改革尚未引发离职潮^[18]；鄢伟波等研究发现薪酬管制导致国有企业高管努力程度下降，在职消费并未增加、高管不合理运用薪酬现象得到了缓解^[19]。由此可知，新一轮反腐败与薪酬管制的实施效果、经济效应及对高管行为影响的结论尚未达成一致。2015 年为两政策实施交叉时间点，但学者普遍只关注该期间单一政策的影响，这可能是结论不一致的主要原因。

薪酬管制、新一轮反腐败分别实行五年、七年有余，两政策内容相关且在时间线上存在重叠期间，但却少有关于叠加效应的研究。本文试图从实证视角研究“双重管制”对国有企业报酬体系的实施效果及对企业绩效产生的经济效应，同时探讨其对高管行为产生的溢出效应。基于此，选取 2010—2018 年 A 股上市公司为研究样本，借助“双重管制”政策实施的准自然实验，首先，检验“双重管制”的实施效果，发现国有企业高管货币薪酬无明显变化但在职消费显著增加，即“双重管制”实施效果有悖于管制初衷。其次，评估“双重管制”的经济效应，发现“双重管制”对国有企业经营业绩有负面效应，且商业类、大规模组和高薪酬水平国有企业业绩所受冲击更为显著。再次，考察“双重管制”对高管行为的溢出效应，发现“双重管制”能够抑制国有企业高管的过度投资行为，且不会引发其主动离职。

二、理论基础及研究假设

(一)“双重管制”与高管激励契约

我国国有企业高管的激励机制通常包括两个部分。一是以货币薪酬为代表的显性激励。完全契约理论认为，薪酬激励可以最大程度解决委托代理问题，激励高管为实现股东利益最大化努力工作。然而与非国有企业相比，国有企业用人机制以任命为主，高管不是纯粹意义上的职业经理人，而是有政治身份的“经济人”。在这样的制度下，国企高管自我管理、自我监督，强大的主控权增强了其寻求超额薪酬的动机^[20]，扭曲了薪酬激励机制^[21]。随着经济发展和企业盈利的增加，国有企业高管薪酬增速快、与在职职工薪酬差距日益增大，有些高管薪酬甚至呈现出“业绩增，薪酬增幅大；业绩降，薪酬降幅小”的粘性特征^[22]。还有学者发现，国有企业内部较大薪酬差距抑制了员工效率^[23]，更不利于提升企业生产效率^[24]。

二是以在职消费为代表的隐性激励。不完全契约理论认为，在职消费等隐性激励能够补偿显性激励的不足。2015 年初 72 家国企开始实行薪酬管制，一方面提出调整薪酬结构实行差异化薪酬；另一方面规范央企负责人履职待遇，首次为央企负责人七项职务行为^①设上限、明令禁止四种公款消费行为^②。此外，新一轮反腐败的“八项规定”也涉及了党员干部待遇问题，对在职消费标准进行了严格规范。林琳等从权力的维度出发，研究发现四个维度的高管权力均会引发在职消费问题，“八项规定”的出台能够扼制其中所有权权力、专家权力和声誉权力的作用效果，但对结构权力影响不大^[25]。双重身份的国企高管普遍适用“党管干部”原则，如果“双重管制”实施有效，那么国企高管的货币薪酬与在职消费都会受到约束，

① 七项职务行为：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。

② 四种消费行为：个人支出、职务消费、办理消费卡、个人消费。

由此提出假设:

H1:“双重管制”对国企高管货币薪酬显性激励、在职消费隐性激励有负向效应。

(二)“双重管制”与公司业绩

高管激励与公司业绩密不可分,已有学者实证研究发现货币薪酬、在职消费与国有企业经营业绩存在显著的相关关系^[26]。国有企业不但承担多元社会目标,还要确保经理人个人收益能激发工作积极性,因而国有企业非业绩付薪现象十分普遍^[27]。“双重管制”内生于国有企业,在内容上对国有企业高管薪酬进行约束,此外还要求加强薪酬业绩相关性,即追求业绩和薪酬的同升共降。一方面可能导致高管工作积极性受到干预而下降,另一方面仍然无法避免薪酬业绩的粘性问题,这种情况下追求的业绩不能真正代表企业的增长。此外,国有企业在在职消费等衍生激励方式无法等效于市场化激励效率。非国有企业实行市场化薪酬,国有企业虽然在市场化进程中取得重大突破,但市场主体活力难激发、要素配置难优化等众多不可忽视的障碍正在抵制改革,在职消费等补充性激励难以媲美市场化中非国有企业的激励效率。基于此,“双重管制”下国有企业效率受到损害的可能性更大,不可避免导致经营业绩的下滑。由此我们认为,“双重管制”会对国有企业经营业绩产生负面影响。

“双重管制”作用于地方国企在内的所有国有企业,但不同功能定位、不同薪酬水平、不同规模的国有企业所受冲击可能存在差异。首先,从国企功能来看,新一轮国资国企改革提出要区分国企功能,稳步推进“因企施策”,为薪酬管制提供操作平台。国有企业根据经营范围可划分为公益类和商业类,前者承担特殊的社会责任,而后者有序开展生产经营参与市场竞争。由此推断,相比于公益类国有企业,商业类国有企业的经营业绩受“双重管制”冲击更大。其次,从企业规模角度来看,大规模国有企业政治关联度强、被监管力度大,在“双重管制”下会严格规范企业内部激励制度。但小规模国有企业追求绩效提升,为保证高管工作积极性短期内可能不会大幅调整管理层激励。最后,从高管薪酬水平看,不同行业国企薪酬本身两极化严重,部分企业为了实现最大激励效果为高管设超额激励,引发企业内部薪酬差距日益增大,那么这部分企业将作为“双重管制”的重点对象。基于以上原因提出假设:

H2:“双重管制”的经济效应表现为降低国有企业经营业绩;

H2a:与公益类国企、小规模组和低薪酬水平国有企业相比,“双重管制”对商业类国企、大规模组和高薪酬水平国有企业的业绩冲击更为显著。

三、研究设计

(一)样本选择

本文以我国2010—2018年间A股上市公司为初选样本,剔除:(1)金融类公司;(2)ST、ST*公司;(3)数据缺失、异常的公司。为消除极端值的影响,对所有连续变量进行1%~99%的Winsorize处理。经过以上筛选,最终得到4089个非平衡观测样本,按照实际控制人可分为非国有企业样本量(2316个)和国有企业样本量(1773个)。本文所有数据来源于国泰安数据库(CSMAR),数据统计与分析使用stata 15.1。

(二)变量定义及模型设计

1.变量定义

货币薪酬变量,本研究采用“高管前三名薪酬总额”的自然对数衡量,稳健性检验采用“董事前三名薪酬总额”的自然对数作为代理变量。在职消费变量,本研究采用管理费用的自然对数衡量。公司业绩变量,借鉴杜兴强等^[28]做法,引入净资产收益率、资产收益率来评估利润层面的公司业绩,同时引入托宾Q值评估营收层面的公司业绩。将财务绩效指标(Roa、Roe)、市场绩效指标(Tobinq)两类指标分别作为被解释变量,不但避免指标单一干扰结论,而且研究囊括企业业绩表现的全貌,因此研究结论更具说服力。参考前人经验,本文加入若干控制变量。此外,本文按经营范围将国有企业分为公益类和商业类,其中,农林牧渔业、开采和采选业、燃料加工业、橡胶塑料制品业、金属非金属制品业、电力燃气和水的生产和供

应业、教育卫生、文化传播产业划分为公益类,其他行业划分为商业类。

2.基本模型构建

三重差分模型作为评估公共政策的有效手段,近年得到了国内外学者的广泛使用^[29,30]。“双重管制”作为外生事件只对国有企业有冲击,这为研究提供了天然的准自然实验条件,也形成了很好的实验组(国有企业)和对照组(非国有企业)。本研究借鉴李追阳等^[31]做法建立三重差分模型,对比国有企业与非国有企业在政策前后的变化研究实施效果及经济效应。建立模型(1)如下:

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \beta T_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + year + Industry + \epsilon \quad (1)$$

其中, i 表示企业, t 表示年份; $Y_{i,t}$ 表示被解释变量; $T_{i,t}$ 具体为 $State_{i,t} * Anti_{i,t} * Salad_{i,t}$,企业 i 为国有企业时 $State_{i,t}$ 为1,在 t 年受薪酬管制影响时 $Salad_{i,t}$ 为1,在 t 年受反腐败影响时 $Anti_{i,t}$ 为1,其余情况为0; β 表示自变量系数,用以度量相比于非国有企业“双重管制”在国有企业中的实施效果及经济效应,为该模型重点关注系数; $Controls$ 表示所有的控制变量, γ 为控制变量系数; α_0 为截距项; ϵ 表示随机扰动项; $year$ 、 $Industry$ 分别表示年份和行业。

3.考虑企业特征调节效应的模型构建

不同类型国有企业经营业绩受政策影响存在差异,异质性研究十分必要。考察功能、企业规模、薪酬水平对“双重管制”和经营业绩之间关系的调节效应,建立模型(2)~(4),具体形式如下:

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \beta \times T_{i,t} \times Opt'_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + year + Industry + \epsilon \quad (2)$$

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \beta \times T_{i,t} \times Size'_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + year + Industry + \epsilon \quad (3)$$

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \beta \times T_{i,t} \times Staff'_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + year + Industry + \epsilon \quad (4)$$

模型中引入交乘项 $(T_{i,t} \times Opt'_{i,t})$ 、 $(T_{i,t} \times Size'_{i,t})$ 、 $(T_{i,t} \times Staff'_{i,t})$,国有企业按经营业务分类, $Opt'_{i,t}$ 为1表示公益类,为0表示商业类;按企业规模分类,当企业规模大于国有企业平均规模时 $Size'_{i,t}$ 为1,反之为0;按薪酬水平分类,高于国有企业平均薪酬水平时 $Staff'_{i,t}$ 为1,反之为0。各变量名称及理论解释见表1。

表1 变量名称及定义

变量类型	变量名称	符号	定义
解释变量	反腐败	Anti	以中共十八大闭幕(2012年)为分界点,在这之后实行反腐败取值为1,反之为0
	薪酬管制	Salad	2015年实施《中央管理企业负责人薪酬制度改革方案》后取值1,其他为0
	产权性质	State	国有企业取值1,非国有企业取值0
被解释变量	货币薪酬	Staff	“高管前三名薪酬总额”的自然对数
	在职消费	Perk	管理费用的自然对数
	资产收益率	Roa	净利润除以总资产
	净资产收益率	Roe	净利润除以所有者权益
	托宾Q	Tobinq	市值除以资产
	公司规模	Size	总资产的自然对数
	资产负债率	Lev	负债除以总资产
控制变量	上市年限	Age	截止样本年度上市年限的自然对数
	两职合一	Dual	董事长与总经理两职合一,两职为一取值1,反之取0
	经营活动现金流量	Cash	企业当年产生的经营活动现金净流量除以期初资产总额
	独董比例	Condir	独立董事人数与董事会总人数比值
	董事会规模	Numdir	董事会总人数的自然对数
	股权集中度	Top1	第一大股东持股
	行业	Industry	根据中国证监会颁布的2012《上市公司行业分类指引》划分上市公司所属行业
	年份	Year	2010年为基准,设立8个虚拟变量

四、实证结果及分析

(一)描述性统计

表 2 报告了不同产权性质的上市公司在研究期内主要变量的描述性统计。我们从两个角度加以说明,一方面分组统计分析,我们发现相比于国有企业,非国有企业内部的高管薪酬波动大。另一方面检验了均值差异,我们发现非国有企业高管薪酬均值与国有企业没有显著差异,但其在职消费均值显著低于国有企业。此外,非国有企业公司资产收益率、净资产收益率及托宾 Q 的均值均显著高于国有企业。与此同时,公司规模、财务杠杆等控制变量的均值也在国有企业和非国有企业中体现出显著的差异。

表 2 分组描述性统计

变量	非国有企业			国有企业			均值差异
	N	均值	标准差	N	均值	标准差	
Staff	2 316	14.260 0	0.724 0	1 773	14.252 4	0.699 0	0.003 9
Perk	2 316	18.740 0	1.035 0	1 773	19.190 0	1.191 0	-0.457 0**
Roa	2 316	0.053 4	0.053 5	1 773	0.037 1	0.046 5	0.016 3***
Roe	2 316	0.089 9	0.097 7	1 773	0.077 6	0.102 0	0.012 3***
Tobinq	2 316	2.433 0	1.587 0	1 773	1.835 0	1.099 0	0.597 9***
Size	2 316	21.970 0	1.141 0	1 773	22.670 8	1.314 0	-0.701 9***
Lev	2 316	0.421 0	0.204 0	1 773	0.551 0	0.193 0	-0.129 1***
Cash	2 316	0.056 8	0.093 5	1 773	0.047 9	0.085 2	0.008 8***
Dual	2 316	0.339 0	0.473 0	1 773	0.105 0	0.307 0	0.233 6***
Condir	2 316	0.373 0	0.052 5	1 773	0.367 0	0.051 5	0.006 7***
Numdir	2 316	2.122 0	0.185 0	1 773	2.223 0	0.192 0	-0.101 5***
Top1	2 316	32.540 0	14.130 0	1 773	37.730 0	14.780 0	-5.190 5***
Age	2 316	1.870 0	0.753 0	1 773	2.498 0	0.504 0	-0.627 8***

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著

(二)回归结果分析

1.“双重管制”的实施效果

表 3 汇报了“双重管制”对高管激励的影响。第(1)―(3)列表示“双重管制”对高管货币薪酬的影响,其中全样本回归的 T 系数没有通过显著性检验,这一结果表明,与非国有企业相比,“双重管制”对国有企业高管的货币薪酬没有发挥作用。进一步考虑国有企业自身因素的影响,本研究将样本按功能定位分组再次进行回归。回归结果如第(2)(3)列所示,T 系数仍然未通过显著性检验,该结果表明,“双重管制”对公益类、商业类国有企业高管的货币薪酬尚未起到约束作用。第(4)―(6)列为“双重管制”对高管在职消费的影响。第(4)列全样本回归结果表明,相比非国有企业,“双重管制”对国有企业高管的在职消费有促进作用。分组回归后发现,相比于公益类国有企业,“双重管制”对商业类国有企业高管在职消费影响更显著。综上,“双重管制”未规范国有企业高管货币薪酬,反而促进了在职消费,即“双重管制”没有发挥理想效果。假设 H1 未得到验证。

2.“双重管制”的经济效应

表4汇报了“双重管制”对国有企业经营业绩的影响。第(1)(2)列为“双重管制”对财务绩效的影响,T系数均为负且在1%水平上通过显著性检验。这表明相比于非国有企业,“双重管制”对国有企业财务绩效有显著的负向效应。第(3)列为“双重管制”对市场绩效指标托宾Q的影响,T系数仍为负且在1%水平上显著。由此,公司业绩的两类绩效指标均通过检验。因此,相比非国有企业,“双重管制”对国有企业经营业绩有显著负向效应。假设H2得到验证。

表3 “双重管制”与货币薪酬、在职消费回归结果

变量	Staff			Perk		
	全样本	公益类国企	商业类国企	全样本	公益类国企	商业类国企
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
T	-0.070 7 (0.044 0)	0.070 9 (0.118)	-0.076 0 (0.047 7)	0.122 0* (0.070 4)	-0.091 6 (0.202)	0.133 0* (0.075 3)
Lev	-0.463 0*** (0.061 7)	-0.688 0*** (0.199)	-0.456 0*** (0.064 7)	1.686 0*** (0.092 6)	1.674 0*** (0.343)	1.648 0*** (0.096 2)
Cash	0.795 0*** (0.114 0)	0.158 0 (0.284 0)	0.870 0*** (0.123 0)	2.312 0*** (0.184 0)	2.086 0*** (0.594 0)	2.318 0*** (0.193 0)
Age	-0.000 1 (0.015 2)	-0.068 3* (0.041 3)	0.006 7 (0.016 2)	0.205 0*** (0.023 4)	-0.148 0* (0.076 5)	0.241 0*** (0.024 5)
Dual	0.087 0*** (0.022 5)	0.070 3 (0.074 3)	0.087 6*** (0.023 4)	-0.106 0*** (0.034 4)	-0.385 0*** (0.117 0)	-0.081 8** (0.035 7)
Condir	-0.175 0 (0.194 0)	-0.046 5 (0.554 0)	-0.243 0 (0.207 0)	2.850 0*** (0.331 0)	1.376 0 (1.176 0)	2.919 0*** (0.344 0)
Numdir	0.167 0*** (0.055 8)	0.352 0*** (0.129 0)	0.143 0** (0.061 2)	1.424 0*** (0.095 2)	1.674 0*** (0.292 0)	1.360 0*** (0.099 8)
Top1	-0.002 2*** (0.000 7)	-0.009 3*** (0.001 9)	-0.001 4* (0.000 7)	0.009 3*** (0.001 1)	0.014 3*** (0.004 0)	0.008 7*** (0.001 1)
Size	0.308 0*** (0.010 2)	0.292 0*** (0.025 1)	0.314 0*** (0.011 2)			
Constant	6.924*** (0.237)	7.676*** (0.618)	6.831*** (0.255)	12.32*** (0.305)	13.72*** (0.928)	12.41*** (0.319)
Observations	4 089	369	3 720	4 089	369	3 720
R-squared	0.358	0.468	0.355	0.372	0.401	0.376
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%水平上显著

3.“双重管制”经济效应的异质性

为进一步验证“双重管制”的经济效应,本研究对国有企业进行分组研究。首先,按国有企业功能定位分组回归。表 5 第(1)(3)(5)列为公益类国有企业样本数据回归结果,由 T 系数可知,在“双重管制”影响下,公益类国有企业的资产收益率、净资产收益率和托宾 Q 值均有下降,T 系数分别在 10%、5%、1%水平上通过显著性检验。第(2)(4)和(6)列为商业类国有企业样本回归结果,Roa 的 T 系数在 5%水平上通过检验,Roe、Tobinq 的 T 系数在 1%水平上通过检验。对比回归结果可知,“双重管制”与商业类国有企业业绩相关性更强。综合得出结论,相比于公益类国有企业,“双重管制”对商业类国有企业业绩负向效应更为显著。

其次,按国有企业规模分组回归分析。依据描述性统计结果,国有企业规模代理变量的均值为 22.670 8。本研究将高于该水平的国企划分为大规模国

有企业,低于该水平的为小规模国有企业。检验企业规模在“双重管制”与公司业绩之间的调节效应,回归结果如表 6 所示。其中,第(1)(3)(5)列为大规模国有企业样本数据回归结果,余下为小规模国有企业样本。对比回归结果可知,“双重管制”对大规模国有企业 Roa、Roe 和 Tobinq 的 T 系数为负且均通过 1%水平检验。由此得出结论,相比于小规模国有企业,“双重管制”对大规模国有企业业绩的负向影响更显著。

最后,按国有企业高管薪酬水平分组回归分析,表 7 汇报了回归结果。描述性统计显示国有企业高管薪酬代理变量的均值为 14.252 4,将高于该水平的划分为高薪酬水平国有企业,回归结果如第(1)(3)(5)列所示,低于该水平的指定为低薪酬水平国有企业。对比研究检验结果可知,受“双重管制”影响,高薪酬水平国有企业 Roa、Roe 下降幅度更为明显,且其 T 系数均在 1%水平上通过显著性检验。对比分析得出结论,相比于低薪酬水平的国有企业,“双重管制”对高薪酬水平国有企业业绩的冲击更显著。

综上所述,假设 H2a 相关内容得到验证。

表 4 “双重管制”对公司业绩回归结果

变量	Roa	Roe	Tobinq
	(1)	(2)	(3)
T	-0.007 9*** (0.002 9)	-0.019 8*** (0.006 6)	-0.540 0*** (0.094 2)
Size	0.009 4*** (0.000 8)	0.024 3*** (0.002 1)	-0.513 0*** (0.027 5)
Lev	-0.107 0*** (0.004 9)	-0.095 8*** (0.012 5)	-0.398 0*** (0.136 0)
Cash	0.199 0*** (0.009 9)	0.361 0*** (0.020 1)	1.415 0*** (0.220 0)
Age	-0.002 8** (0.001 1)	-0.003 6 (0.002 3)	0.275 0*** (0.030 1)
Dual	0.002 5 (0.001 6)	0.005 7* (0.003 2)	0.061 9 (0.046 2)
Condir	-0.001 0 (0.013 9)	-0.036 6 (0.029 3)	0.948 0*** (0.362 0)
Numdir	-0.006 1 (0.004 0)	-0.018 6** (0.008 6)	0.174 0* (0.101 0)
Top1	0.000 2*** (0.000 4)	0.000 4*** (0.001 0)	0.001 4 (0.001 2)
Constant	-0.110*** (0.018 9)	-0.385*** (0.044 6)	12.67*** (0.537)
Observations	4 089	4 089	4 089
R-squared	0.391	0.263	0.436
Industry	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著

表5 国有企业功能分组回归结果

变量	Roa		Roe		Tobinq	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
T	-0.016 8 *	-0.007 7 **	-0.041 9 **	-0.019 6 ***	-1.045 0 ***	-0.478 0 ***
	(0.009 8)	(0.003 1)	(0.020 4)	(0.006 9)	(0.301 0)	(0.102 0)
Size	0.001 6	0.010 7 ***	0.005 5	0.027 5 ***	-0.387 0 ***	-0.535 0 ***
	(0.002 1)	(0.000 9)	(0.004 4)	(0.002 3)	(0.084 7)	(0.029 6)
Lev	-0.102 0 ***	-0.107 0 ***	-0.065 4 *	-0.098 1 ***	-0.178 0	-0.407 0 ***
	(0.018 2)	(0.005 03)	(0.038 9)	(0.013 1)	(0.656)	(0.137)
Cash	0.221 0 ***	0.199 0 ***	0.422 0 ***	0.356 0 ***	1.375 0 **	1.443 0 ***
	(0.033 4)	(0.010 3)	(0.063 1)	(0.021 0)	(0.642 0)	(0.235 0)
Age	0.001 1	-0.003 8 ***	0.007 1	-0.006 0 **	0.208 0 **	0.290 0 ***
	(0.003 5)	(0.001 2)	(0.006 5)	(0.002 4)	(0.095 5)	(0.032 1)
Dual	0.004 3	0.002 1	0.018 1	0.004 3	0.096 0	0.065 7
	(0.006 7)	(0.001 6)	(0.011 7)	(0.003 3)	(0.175 0)	(0.048 0)
Condir	-0.048 6	-0.012 3	-0.059 0	-0.046 4	2.870 0 *	0.924 0 **
	(0.053 2)	(0.014 5)	(0.115)	(0.030 4)	(1.721)	(0.375)
Numdir	-0.003 8	-0.006 5	0.000 3	-0.021 5 **	-0.087 2	0.226 0 **
	(0.010 3)	(0.004 4)	(0.023 1)	(0.009 3)	(0.220 0)	(0.111 0)
Top1	0.000 1	0.000 2 ***	0.000 5 *	0.000 4 ***	-0.000 1	0.001 6
	(0.000 1)	(0.000 5)	(0.000 3)	(0.000 1)	(0.003 4)	(0.001 3)
Constant	0.083 1	-0.134 0 ***	-0.007 0	-0.436 0 ***	9.933 0 ***	13.00 ***
	(0.055 0)	(0.020 2)	(0.104)	(0.048 4)	(1.951)	(0.572)
Observations	369	3 720	369	3 720	369	3 720
R-squared	0.447	0.393	0.289	0.269	0.483	0.434
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著

表6 国有企业规模分组回归结果

变量	Roa		Roe		Tobinq	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
T	-0.022 4 ***	-0.063 8 ***	-0.066 6 ***	-0.115 0 ***	-0.340 0 ***	-0.420
	(0.005 7)	(0.017 5)	(0.015 4)	(0.038 8)	(0.129)	(0.357)
Size	0.003 5 ***	0.015 8 ***	0.014 7 ***	0.035 7 ***	-0.126 ***	-0.799 ***
	(0.001 3)	(0.002 9)	(0.004 1)	(0.007 0)	(0.020 8)	(0.078 4)
Lev	-0.141 0 ***	-0.107 0 ***	-0.145 0 ***	-0.109 0 ***	-0.978 0 ***	-0.683 0 ***
	(0.011 2)	(0.009 1)	(0.029 0)	(0.025 5)	(0.156)	(0.203)
Cash	0.155 0 ***	0.171 0 ***	0.365 0 ***	0.333 0 ***	1.455 0 ***	1.044 0 **
	(0.019 8)	(0.018 9)	(0.056 5)	(0.042 4)	(0.315)	(0.461)
Age	-0.002 7	-0.004 3 *	0.007 8	-0.007 5	-0.152 0 ***	0.123 0 *
	(0.003 3)	(0.002 5)	(0.007 7)	(0.004 8)	(0.052 5)	(0.063 1)
Dual	-0.002 0	0.002 2	-0.004 2	0.000 3	-0.132 0 **	-0.153 0 *
	(0.004 4)	(0.003 4)	(0.012 0)	(0.008 1)	(0.063 5)	(0.089 3)

续表 6

变量	Roa		Roe		Tobinq	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Condir	-0.024 40 (0.019 0)	-0.111 0*** (0.029 1)	-0.044 2 (0.057 1)	-0.246 0*** (0.065 3)	-0.357 0 (0.293)	0.533 0 (0.711)
Numdir	-0.010 4 (0.006 3)	-0.003 05 (0.008 3)	-0.010 4 (0.016 0)	-0.022 9 (0.019 2)	-0.013 4 (0.106)	0.069 1 (0.201)
Top1	0.000 2** (0.000 1)	0.000 2 (0.000 1)	0.007 0*** (0.000 2)	0.000 2 (0.000 2)	0.001 3 (0.001 3)	0.006 (0.002 7)
Constant	0.071 1* (0.036 4)	-0.217*** (0.061 9)	-0.168* (0.099 6)	-0.539*** (0.143)	6.768*** (0.581)	19.24*** (1.588)
Observations	804	969	804	969	804	969
R-squared	0.533	0.408	0.339	0.279	0.452	0.428
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著

表 7 国有企业薪酬水平分组回归结果

变量	Roa		Roe		Tobinq	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
T	-0.034 6*** (0.007 4)	-0.022 2** (0.009 0)	-0.075 6*** (0.017 3)	-0.041 5* (0.023 9)	-0.079 7 (0.177 0)	-0.424 0 (0.364 0)
Size	0.006 6*** (0.001 4)	0.005 9*** (0.001 9)	0.014 5*** (0.003 7)	0.018 0*** (0.005 1)	-0.280 0*** (0.036 8)	-0.550 2*** (0.050 5)
Lev	-0.123 0*** (0.010 2)	-0.106 0*** (0.009 76)	-0.066 2*** (0.024 8)	-0.148 0*** (0.027 2)	-1.024 0*** (0.231 0)	-0.559 0*** (0.202 0)
Cash	0.161 0*** (0.018 3)	0.155 0*** (0.019 4)	0.339 0*** (0.047 1)	0.322 0*** (0.047 8)	1.351 0*** (0.428)	0.755 0* (0.454)
Age	-0.003 2 (0.002 7)	-0.003 0 (0.002 8)	0.001 6 (0.005 3)	-0.006 8 (0.006 7)	-0.106 0 (0.072 1)	0.090 2 (0.060 8)
Dual	-0.006 5* (0.003 5)	0.007 1* (0.003 7)	-0.010 1 (0.008 0)	0.006 4 (0.009 7)	-0.208 0** (0.086 0)	-0.170 0* (0.091 8)
Condir	-0.081 2*** (0.025 4)	-0.033 9 (0.026 2)	-0.177 0*** (0.064 8)	-0.058 2 (0.063 8)	-0.882 0* (0.476)	1.223 0* (0.676)
Numdir	-0.023 9*** (0.006 7)	0.011 9* (0.007 0)	-0.044 4*** (0.015 4)	0.010 8 (0.018 1)	-0.207 0 (0.162 0)	0.137 0 (0.162 0)
Top1	0.000 1 (0.000 1)	0.000 2** (0.000 1)	0.000 4* (0.000 2)	0.000 4* (0.000 3)	0.000 5 (0.002 3)	0.005 7** (0.002 5)
Constant	0.046 1 (0.031 6)	-0.070 4* (0.042 1)	-0.046 7 (0.071 4)	-0.288*** (0.107)	10.12*** (0.933)	13.61*** (0.977)
Observations	856	917	856	917	856	917
R-squared	0.470	0.410	0.264	0.283	0.457	0.490
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著

(三)稳健性检验

1.安慰剂检验

安慰剂检验通过虚拟政策发生时间验证结论的稳健性。本研究将2012年出台的反腐败政策实施时间虚拟为2011年,将2015年实施的薪酬管制实施时间虚拟为2013年,按上述思路虚拟2013年为两政策实施交叉点并对样本数据重新回归。回归结果如表8所示,结果显示T系数没有通过显著性检验,说明可排除“双重管制”以外因素的影响,上述研究结论稳健。

2.替换高管薪酬代理变量

用“董事前三名薪酬总额”作为高管薪酬的代理变量,重复上述相关检验。回归结果显示所得结论与前文无显著差异,本文研究结论仍然稳健(回归结果不再列示)。

表8 稳健性检验结果

变量	Perk (1)	Roa (2)	Roe (3)	Tobinq (4)
T	0.141 0 (0.096 7)	-0.006 5 (0.004 3)	-0.013 5 (0.010 0)	-0.075 0 (0.085 7)
Lev	1.484 0*** (0.231)	-0.101 0*** (0.011 1)	-0.078 6*** (0.027 7)	-0.294 0 (0.290)
Cash	2.450 0*** (0.516)	0.213 0*** (0.026 2)	0.359 0*** (0.052 6)	1.679 0*** (0.569)
Age	0.154 0** (0.063 0)	0.000 5 (0.002 8)	0.004 3 (0.005 7)	0.191 0*** (0.056 0)
Dual	-0.129 0 (0.086 3)	-0.002 6 (0.003 5)	0.002 8 (0.007 0)	0.106 0 (0.091 1)
Condir	3.083 0*** (0.852)	-0.036 7 (0.033 2)	-0.114 0 (0.075 1)	1.081 0 (0.772)
Numdir	1.548 0*** (0.232)	-0.005 8 (0.010 4)	-0.026 9 (0.023 7)	-0.026 4 (0.189)
Top1	0.011 5*** (0.002 4)	0.000 3** (0.000 1)	0.000 5** (0.000 2)	-0.001 4 (0.002 2)
Size		0.010 4*** (0.010 0)	0.025 5*** (0.005 1)	-0.345 0*** (0.056 3)
Constant	12.21*** (0.731)	-0.163*** (0.044 8)	-0.461*** (0.101)	8.887*** (1.011)
Observations	772	772	772	772
R-squared	0.357	0.415	0.293	0.356
Industry	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著

(四)进一步研究

基于上文研究发现“双重管制”扭曲了国有企业激励机制,对经营业绩有显著的负向效应。由于激励机制会进一步辐射高管,经营业绩也会作用于高管,所以在探究“双重管制”的实施效果和经济效应之外,还应关注其对国有企业高管行为产生的溢出效应。

1.“双重管制”与高管过度投资

国有企业掌握社会的核心资源同时承担重大社会责任,从而可能在政府的干预下追求绩效出现过度投资。其次,当激励机制受到制约,高管可能会通过不必要投资谋取个人利益。本研究借鉴 Richardson^[32]做法建立模型(5),用回归结果的正残差值度量过度投资,模型中变量及其定义如表 9 所示。

沿用模型(1)检验“双重管制”对高管过度投资行为的影响,回归结果如表 10 第(1)列所示。我们发现 T 系数为负且在 1%水平通过显著性检验,即相比不受政策影响的企业,“双重管制”显著抑制了国有企业高管的过度投资。第(3)列稳健性检验结果的 T 系数不显著,进一步验证了该结论的可靠性。“双重管制”在政策上规范国有企业高管行为,能够提高国有企业对内部过度投资行为的关注度,避免其为达绩效而进行的不必要投资。短期内制约过度投资可能也会冲击国有企业的经营业绩,本研究也从另一视角说明“双重管制”降低了国有企业绩效。

$$Inv_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Inv_{i,t-1} + \beta_2 Size_{i,t-1} + \beta_3 Lev_{i,t-1} + \beta_4 Cash_{i,t-1} + \beta_5 Growth_{i,t-1} + \beta_6 Age_{i,t-1} + year + Industry + \epsilon$$

(5)

表 9 过度投资模型变量名称及定义

变量名称	符号	定义
投资效率	Inv	(购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金+取得子公司及其他营业单位所支付的现金净额+投资支付的现金-处置固定资产、无形资产和其他长期资产而收回的现金净额-处置子公司及其他营业单位收到的现金净额-收回投资收到的现金-折旧与各种长期资产的摊销支出)除以期初总资产
经营活动现金流量	Cash	企业当年产生的经营活动现金净流量除以期初总资产
营业收入增长率	Growth	(本年营业收入-上年营业收入)除以上年营业收入
资产负债率	Lev	负债除以总资产
公司规模	Size	总资产的自然对数
上市年限	Age	截止样本年度上市公司上市时间的自然对数
年份	Year	2010 年为基准,设立 8 个虚拟变量
行业	Industry	根据中国证监会颁布的 2012《上市公司行业分类指引》划分上市公司所属行业

2.“双重管制”与高管主动离职

从待遇角度出发,股份制银行普遍实行业绩相关型薪酬,而国有银行高管薪酬相对平均,导致国有银行高管出现离职潮。由此引发猜想,在“双重管制”的背景下,金融企业以外的其他国有企业高管是否会出现主动离职的现象。为保证数据的完整性,此处用董事长或总经理离职数据作为高管数据的代理变量。年报数据显示,高管离职原因主要包括工作调动、退休、任期届满、控制权变动、辞职、解聘、健康、个人原因、完善公司治理法人结构、涉案、结束代理、其他等。其中,将辞职、健康、个人原因、其他及无具体离职原因的个体划分为主动离职,其他情况视为被动离职。本研究重点关注“双重管制”对高管主动离职的影响,当公司存在董事长或总经理主动离职时变量 *Turnover* 为 1,否则为 0。

沿用模型(1)检验,回归结果如表 10 第(2)列所示。T 系数没有通过显著性检验,这表明国有企业高管主动离职不受“双重管制”影响。原因可能在于,一方面激励体系虽在制度上被约束但现实上对高管影响不大,另一方面薪酬管制虽提出要提高业绩薪酬相关性,但由于“政治人”身份的存在,业绩型薪酬不能应用于全体国有企业高管。此外,国企高管普遍具有的政治偏好可能也是其留任的内在原因。

五、结论与启示

薪酬改革和反腐败只是短期目标,通过其撬动国资国企改革和收入分配公平才是最终指向,因此评估“双重管制”实施效果和经济效益无疑具有重要的现实意义。基于此,本文以我国上市公司数据为样本,探究了“双重管制”对国有企业激励契约和公司业绩的具体影响。实证研究发现,第一,相比于不受政策影响的企业,“双重管制”与国有企业高管货币薪酬无显著关系,但引致在职消费的增加。第二,相比于不受政策影响的企业,“双重管制”对国有企业业绩有负向效应,其中商业类、大规模组和高薪酬水平国有企业受冲击更大。第三,“双重管制”显著抑制了国有企业高管过度投资,且未引发主动离职潮。

如今,中国经济处于转型的重要时期,“中国梦”的实现离不开健康发展的国有企业和公平有序的社会环境。针对目前国资国企改革中“双重管制”的实施效果,并结合其对国有企业业绩产生负向影响的现状,本文提出如下建议:第

一,定期组织第三方对国有企业政策执行情况作评估,将其结果纳入国有企业高管的尽职调查;第二,避免对所有国有企业“一刀切”式管理,按国企功能、规模进行“差异化管理”、对国企高管“因岗设薪”,董事长职位可沿用政府任命制但要实行公务员薪酬,总经理职位要创新外部聘任机制实行市场化激励,确保激励与约束统筹协调;第三,强制国有企业建立薪酬委员会并要求配合好监事会,尽可能扩大高管报酬的监管范围,真实透明地披露高管激励信息。确保双重管制“真管”“管到位”,国有企业也要“真改”“改到位”。

参考文献:

- [1]陈冬华,陈信元,万华林.国有企业中的薪酬管制与在职消费[J].经济研究,2005(2):92-101.
- [2]KENT P, KERCHER K, ROUTLEDGE J. Remuneration committees, shareholder dissent on CEO pay and the CEO pay-performance link[J]. Accounting & finance, 2016(2): 445-475.
- [3]BUSSIN M H R, NCUBE M. Chief Executive Officer and Chief Financial Officer compensation relationship to company performance in state-owned entities[J]. South African journal of economic and management science, 2017(1): 1644
- [4]文先明,钱秋兰,黄颖琪.高管薪酬与公司业绩实证研究——以中小企业板上市公司为例[J].财经理论与实践,2015(2):

表 10 “双重管制”与高管过度投资、高管主动离职

变量	基准回归		稳健性检验
	Inv	Turnover	Inv
	(1)	(2)	(3)
T	-0.031 4*** (0.006 6)	-0.023 5 (0.020 9)	-0.006 9 (0.007 1)
Size	-0.001 2 (0.001 4)	-0.004 3 (0.004 6)	-0.005 1 (0.003 2)
Lev	-0.027 2*** (0.009 4)	-0.033 9 (0.028 1)	-0.026 1 (0.019 7)
Cash	0.076 9*** (0.019 0)	-0.005 8 (0.053 6)	0.054 4 (0.042 8)
Age	-0.006 6*** (0.002 3)	0.009 4 (0.007 0)	-0.005 1 (0.005 3)
Dual	0.004 62 (0.003 6)	-0.015 9 (0.009 8)	-0.002 9 (0.007 6)
Condir	0.023 7 (0.028 0)	0.128 0 (0.092 6)	0.038 4 (0.061 8)
Numdir	-0.024 0*** (0.008 0)	-0.036 3 (0.026 3)	-0.033 2* (0.019 1)
Top1	-0.000 1 (0.000 1)	0.000 4 (0.000 3)	-0.000 1 (0.000 2)
Constant	0.155*** (0.031 6)	0.200* (0.110)	0.249*** (0.072 5)
Observations	4 089	4 089	772
R-squared	0.109	0.023	0.124
Industry	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著

- 71-76.
- [5]陈信元,陈冬华,万华林,等.地区差异、薪酬管制与高管腐败[J].管理世界,2009(11):130-143.
- [6]刘银国,张劲松,朱龙.国有企业高管薪酬管制有效性研究[J].经济管理,2009(10):87-93.
- [7]徐细雄,刘星.放权改革、薪酬管制与企业高管腐败[J].管理世界,2013(3):119-132.
- [8]赵纯祥,杨快,何威风.政策性负担、八项规定与国企高管隐性腐败治理[J].中南财经政法大学学报,2019(1):75-85.
- [9]杨蓉.“八项规定”、高管控制权和在职消费[J].华东师范大学学报(哲学社会科学版),2016(1):138-148.
- [10]田园,万寿义.“八项规定”对我国国有上市公司费用影响研究[J].华东经济管理,2017(8):160-167.
- [11]梅洁.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[J].证券市场导报,2015(12):36-44.
- [12]常凤林,周慧,岳希明.国有企业高管“限薪令”有效性研究[J].经济学动态,2017(3):40-51.
- [13]吴成颂,周炜.高管薪酬限制、超额薪酬与企业绩效——中国制造业数据的实证检验与分析[J].现代财经(天津财经大学学报),2016(9):75-87.
- [14]赵乐,王琨.薪酬管制、高管激励与公司业绩[J].投资研究,2019(12):133-148.
- [15]杨阳,栗媛,尹志超.高管限薪与公司业绩——来自2015“限薪令”自然实验的证据[J].系统工程理论与实践,2019(12):3024-3037.
- [16]钟章琳,陆正飞,袁淳.反腐败、企业绩效及其渠道效应——基于中共十八大的反腐建设的研究[J].金融研究,2016(9):161-176.
- [17]杨理强,陈爱华,陈茜.反腐倡廉与企业经营绩效——基于业务招待费的研究[J].经济管理,2017(7):45-66.
- [18]李济含,刘淑莲.国企高管薪酬改革与离职潮关系研究[J].证券市场导报,2016(10):11-19.
- [19]鄢伟波,邓晓兰.国有企业高管薪酬管制效应研究——对高管四类反应的实证检验[J].经济管理,2018(7):56-71.
- [20]张楠,卢洪友.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[J].经济学动态,2017(3):24-39.
- [21]代彬,刘星,郝颖.高管权力、薪酬契约与国企改革——来自国有上市公司的实证研究[J].当代经济科学,2011(4):90-98.
- [22]方军雄.我国上市公司高管的薪酬存在粘性吗? [J].经济研究,2009(3):110-124.
- [23]柳志南,王兆楠,王玉红.国有企业金字塔结构影响员工效率吗? [J].财经问题研究,2020(4):102-109.
- [24]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.
- [25]林琳,潘琰.管制政策、高管权力维度与国企超额在职消费[J].郑州大学学报(哲学社会科学版),2019(4):52-58.
- [26]周仁俊,杨战兵,李礼.管理层激励与企业经营业绩的相关性——国有与非国有控股上市公司的比较[J].会计研究,2010(12):69-75.
- [27]王传彬,朱学义,刘建勇,等.高管薪酬与公司业绩、政府限薪令关系的研究[J].统计与决策,2012(20):161-164.
- [28]杜兴强,王丽华.高层管理当局薪酬与上市公司业绩的相关性实证研究[J].会计研究,2007(1):58-65.
- [29]BERCK P, VILLAS-BOAS S B. A note on the triple difference in economic models[J]. Applied economics letters, 2015(4): 239-242.
- [30]范子英,彭飞.“营改增”的减税效应和分工效应:基于产业互联的视角[J].经济研究,2017(2):82-95.
- [31]李追阳,余明桂.“双重管制”对企业创新的影响研究[J].管理学报,2018(8):1177-1186.
- [32]RICHARDSON S. Over-investment of free cash flow[J]. Review of accounting studies, 2006(2):159-189.

(下转第 93 页)

- [32] ANSELIN L, FLORAX R, REY S J. Advanced in spatial econometrics: methodology tools and applications[M]. Berlin: Springer Science & Business Media, 2004.
- [33] ANSELIN L. Local indicators of spatial association-LISA[J]. Geographical analysis, 1995(2): 93-115.

Research on Inter-provincial Water-Energy-Food Comprehensive Utilization Efficiency in China

CHEN Zhexuan¹, ZHANG Shiqiang^{1,2}, LI Chengyu³

(1. College of Economics and Management, Shandong University of Science and Technology, Qindao 266590, China;

2. Institute of Green Development, University of Jinan, Jinan 250022, China;

3. College of Economics and Management, Nanjing University of Aeronautics and Astronautics, Nanjing 211106, China)

Abstract: China's consumption of water, energy and food resources ranks first in the world. How to ensure their utilization with high quality, high efficiency and low pollution has become a key issue in China's sustainable development. Based on the SBM model, the inter-provincial water-energy-food(WEF) comprehensive utilization efficiency in China from 2003 to 2016 is estimated. The spatial correlation of WEF comprehensive utilization efficiency is analyzed by ESDA method. Finally, the influencing factors of WEF comprehensive utilization efficiency in China are tested by SLM model. The results show: (1) the overall WEF comprehensive utilization efficiency in China is not high, showing a downward trend. There are obvious differences in the comprehensive utilization efficiency of WEF among regions and provinces, with the overall pattern of WEF comprehensive utilization efficiency in eastern region > that in northeastern region > that in central region > that in western region. (2) There is a significant positive spatial autocorrelation in the comprehensive utilization efficiency of WEF in China, and the distribution pattern is not stable enough as it is easy to fluctuate in the early stage and tends to be stable in the later stage. (3) The influencing factors of WEF comprehensive utilization efficiency include technological progress, education level, infrastructure, economic agglomeration, economic development level and urbanization. Finally, some suggestions are put forward, including top-level design, optimization of industrial layout, protection of cultivated lands, promotion of national cultural level, and promotion of technological progress.

Key words: water-energy-food(WEF); SBM model; ESDA method; SLM model; sustainable development

(责任编辑:魏 霄)

(上接第 83 页)

Senior Executive Incentive and Enterprise Performance of State-owned Enterprises Under “Dual Regulation”

ZHANG Yongmei, ZHANG Meng, ZHAO Jinkai

(College of Economics and Management, Shandong University of Science and Technology, Qingdao 266590, China)

Abstract: With the help of a new round of anti-corruption policies and “dual regulation” formed by the pay limit in 2015, this paper studies the empirical data of the listed companies in China on the basis of theoretical analysis, and uses the triple differential model to test the implementation effect and economic effect of “dual regulation”. The results show that under “dual regulation”, there is no obvious change in the monetary remuneration of senior executives in the state-owned enterprises but their consumption on the job has increased significantly. At the same time, the operating performance of the state-owned enterprises has been affected. In view of the influence of the state-owned enterprises' own characteristics, it is found that the negative effect of “dual regulation” on operating performance is more significant in commercial, large-scale, and high-paid state-owned enterprises. In addition, “dual regulation” can restrain senior executives of the state-owned enterprises from over-investment and will not lead to their voluntary departure.

Key words: anti-corruption; salary control; senior executive incentive; enterprise performance

(责任编辑:魏 霄)