

党组织参与公司治理 对国企高管隐性腐败的影响

严若森 吏林山

摘要:党组织通过“双向进入”与“交叉任职”的方式参与公司治理已成为中国国有企业治理新一轮深化改革的重要组成部分,并已对国有企业**高管隐性腐败产生了积极的抑制作用**。以2013-2015年中国沪深两市A股国有上市公司为样本,就党组织参与公司治理对国有企业高管隐性腐败的影响及国有企业级别对此影响的调节效应进行的实证研究结果表明:(1)党组织参与公司治理能够较好地抑制国有企业高管隐性腐败;(2)较之于地方国有企业,中央国有企业的党组织参与公司治理能够对国有企业高管隐性腐败起到更大程度的抑制作用。党组织在参与公司治理并借此抑制国有企业高管隐性腐败的同时,尚须不断优化其参与公司治理的方式、层次与结构。

关键词:国有企业;党组织;公司治理;高管隐性腐败

一、引言

作为中国经济改革与发展急先锋的国有企业,是最早参与经济转型的重要经济载体,集聚着大量的国家资本与社会就业,并主导着包括电力、通讯、铁路、石油、银行等多个关乎国家发展与民生的核心产业。^①在中国经济进入新常态的时代背景下,以习近平总书记为核心的党中央针对这一背景下的国有企业改革与发展作出了重要部署,其中包括加强与改进党对国有企业的领导。

党组织通过“双向进入”与“交叉任职”的方式参与公司治理已成为中国国有企业治理新一轮深化改革的重要组成部分。其中,所谓“双向进入”,是指在国有企业的董事会、监事会与高管层中,有多少人员同时是党组织的成员;所谓“交叉任职”,则是指国有企业的董事长是否由党组织的党委书记兼任,或者国有企业的董事长、监事长、总经理是否由党组织的党委副书记兼任。对国有企业而言,无论是“双向进入”还是“交叉任职”,其中两个或多个职位之间的任职重合情况都可以用来衡量党组织参与公司治理的程度。

在中共中央出台“八项规定”的反腐政策之前,中国国有企业高管的腐败现象其实并不罕见。

收稿日期:2018-01-26

基金项目:国家自然科学基金项目(70502024);教育部新世纪优秀人才支持计划项目(NCET-11-0412)

作者简介:严若森,武汉大学经济与管理学院(湖北 武汉 430072)教授,博士生导师,主要从事公司治理、企业理论、制度理论、战略管理研究;吏林山,武汉大学经济与管理学院博士生,主要从事公司治理研究。

① C. Milhaupt and W. Zheng, “Why Mixed-ownership Reforms Cannot Fix China’s State Sector,” *Paulson Policy Memorandum*, Vol. 5, No. 11, 2016, pp.1-20.

其中,相对国有企业高管的内幕非法交易、行贿受贿、挪用公款等易被察觉的显性腐败而言,国有企业高管的三公消费、在职消费、嵌入或裹挟私利的异化投资等隐性腐败往往更加隐蔽而不易被察觉。实践证明,国有企业高管在很大程度上并不敢轻易触碰法律法规与监督条例的底线而进行显性腐败,但却会选择进行隐性腐败而谋取私利,而且实际情形是,国有企业高管的隐性腐败较之于显性腐败更加普遍。毋庸置疑,国有企业高管隐性腐败无论是对国有企业的治理水平,抑或是对国有企业的经济价值,均会产生重要的影响。就此而言,加强对国有企业高管隐性腐败的治理自然是题中之义。本文拟基于中国国有企业治理的现实情境,探究党组织参与公司治理对国有企业高管隐性腐败会产生何种影响,并揭示其中的政策含义,以期深入探讨。

二、理论分析与研究假设

(一)党组织参与公司治理与国有企业高管隐性腐败

国有企业高管腐败现象是一种利用职权之便寻租与谋取私利的行为,这亦可能是国有企业激励机制无法起到很好的替代性激励而导致的结果,国有企业高管往往由于不能受到激励替代效应的影响,从而选择采取腐败这种方式来寻求自利结果。相关研究表明,政府的薪酬管制与国有企业高管的腐败呈现正相关关系,即政府的薪酬管制越严格,国有企业高管通过权力谋取私利的可能性与几率越大。^①在中国特殊的制度环境下,国有企业对高管实施股权激励的情形还是相对较少,而相关薪酬约束条例亦导致了国有企业高管的货币薪酬制度缺乏与经理人市场的接轨,因此,在过去较长的一段时间之内,在职消费与三公消费等往往成为国有企业高管货币薪酬激励不足的替代与补充,并借此承载着独有的特性与功能。然而,随着显性薪酬与替代薪酬的双重受限,国有企业高管腐败的成本与风险均陡然上升。同时,显性腐败易于被发现,并受严于法律法规的制裁或监督管理条例的规制,而隐性腐败却相对难被发现,是一种相对比较“安全”的寻租及自利方式与路径,甚至可以避开监督与管制。于是,国有企业高管寻求隐蔽方式而追求私利的动机自然会变得更加强烈起来。

事实上,国有企业中终极控制人的“所有者缺位”现象导致企业高管不但具有很强的自利动机,而且亦具有相应的能力,他们往往通过资本化会计的方式进行隐性腐败,以得到最大化的利益及寻租的可能性。因受到在职消费与薪酬管理制度两方面机制的约束,国有企业高管的职务消费与资本化隐性腐败之间可能会存在替代效应。与此同时,针对国有企业高管的薪酬管制及在职消费限制其实并不能够真正消除与抑制高管的腐败现象,甚至反而会使得他们采取更加隐晦与隐蔽的会计政策将某些隐性薪酬资本部分转化为企业的长期固定投资资产成本。很显然,国有企业高管腐败是一种滥用职权的现象,且大多数是由于国有企业内部治理结构的不合理以及权力配置失衡所导致。就公司治理角度而言,在企业内部有效监督机制的设计中,大股东、外部董事与监事会均是监督高管的有效治理单元。其中,大股东相较于小股东而言,其持股比例较高,出于对自身利益的保护,更有监督高管的动力;董事会中非执行董事的比例越高,董事会对高管的监督作用就越强;同样,监事会对监督高管亦能起到一定的作用。

然而,对上述大股东与董事会中非执行董事对高管的监督作用,亦有学者持有不同的看法。徐晓东和陈小悦的研究认为,如果企业的第一大股东是国家股股东,则几乎全部的中央企业或国

^① 陈信元等:《地区差异、薪酬管制与高管腐败》,《管理世界》2009年第11期。

有企业都是国家股股东为第一大股东,那么如此一来,企业在经营上的灵活性往往不足,且治理效率不高,而企业内部的高管自然无须惧怕来自第一大股东的监督作用。^①Kato和Long的研究则表明,国有上市公司的监督与约束机制并非很强,其高管往往由上级直接任命,因而内部监督机制根本无法对其进行有效监督,从而使高管成为了企业实际的内部控制人。^②

自中国经济步入新常态的发展轨道以来,中国国有企业改革即强调党对国有企业的绝对领导,且须一以贯之于国有企业内部所有的经营管理活动与公司治理实践。2017年6月《人民日报》刊文《不断完善国有企业改革的三个体系》,进一步将国有企业改革指向不断深化。与此同时,国有企业“根魂”论指出,国有企业应该加强党的建设并加强党的领导,这是中国国有企业的优势与根基。事实上,遵循“党管干部”的原则,凸显党在国有企业的核心作用,以及强化党组织与董事会、监事会、高管层之间的“双向进入”与“交叉任职”治理模式,都会在某种程度上抑制国有企业高管的隐性腐败倾向与行为,而且国有企业高管亦会据此将自身的目标重心从货币薪酬收入等转为关注自身政治晋升与职业发展,故而,他们在企业决策过程中会自觉接受党组织的监督与监管,并降低自身的权力度及其因权力寻租而导致的隐性腐败。

根据上述分析,本文提出以下假设:

H1:在给定其他条件的情形下,党组织参与公司治理与国有企业高管隐性腐败负相关,亦即,党组织参与公司治理的程度越高,国有企业高管隐性腐败的程度越低。

(二)中央国有企业与地方国有企业不同级别的调节效应

国有企业的级别主要是指中央国有企业与地方国有企业之分,前者是我们通常所说的“央企”,其由国务院国资委直接管理,而后者则通常会受到各级地方政府的管理。二者的区别主要在于最终控制人的属性不同,其对应的体制分别是垂直管理体制与属地管理体制。中央国有企业往往涉及关系到国家重大经济命脉与发展的核心行业,因而具有某种程度上的国家战略意义,而其归属国资委的垂直管理模式则加强了国资委的人事管理制度与党建相互结合的管理格局,从而能够有效地配置优势资源,保证党和政府的政令与政策能够顺畅地“上传下达”。相较而言,地方国有企业采取属地管理模式能够以更加便利灵活的方式对信息资源进行处理,在地方政府的政策与指令之下保持与其密切关联。

关于国有企业差别及其党组织参与公司治理的话题得到了众多学者的关注,一些核心问题亦被揭示出来。首先,党组织参与公司治理的程度会因为企业级别的差异而有所不同,地方国有企业党组织参与公司治理的程度更低。^③其次,企业级别不同所导致的管理体制的差异,亦会形成上级党组织监督力度的不同。央企党组织参与公司治理的独立性较高,一般能够很好地监督高管的行为,而地方国有企业党组织的特点是机动灵活,不免会受到地方政府的影响,有时甚至依地方政府的态度行事,因此,相比于中央国有企业而言,其独立性与监督力度可能会相对较弱。例如,从中央国有企业与地方国有企业双方的年度报表可以看出,前者对环境信息的披露更加彻底,主要是因为其对应的是垂直管理体制,不受当地政府干预;而地方国有企业则因隶属于当地政府,因此,在公司治理过程中,其党组织难免会受到地方政府的诸多干涉或干扰,从而导致独立性相对较差。正因如此,本文尝试将国有企业的级别作为党组织参与公司治理对高管隐性腐败影响的调节变

① 徐晓东、陈小悦:《第一大股东对公司治理、企业业绩的影响分析》,《经济研究》2003年第2期。

② T. Kato and C. Long, "Tournaments and Managerial Incentives in China's Listed Firms: New Evidence," *China Economic Review*, Vol. 22, No. 1, 2011, pp.1-10.

③ 马连福、王元芳、沈小秀:《国有企业党组织治理、冗余雇员与高管薪酬契约》,《管理世界》2013年第5期。

量,以期探究其间是否存在某种因国有企业级别不同而导致的相应影响差异。

此外,中央国有企业承载了更多与国家经济发展与社会责任担负相关的艰巨使命,从而使得中央政府、中组部对中央国有企业的董事会、监事会、高管层的人员施行直接任命,并参与中央国有企业的重大决策。不过,垂直领导在保持“上传下达、政令通畅”的同时,其自身亦很容易摆脱地方政府的行政干预。^①

根据上述分析,本文认为,国有企业级别会影响党组织参与公司治理的程度,并藉此影响国有企业高管隐性腐败。由此,本文提出以下假设:

H2:与地方国有企业相比,随着国有企业党组织参与公司治理的程度上升,中央国有企业对高管隐性腐败的抑制力更强。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取2013-2015年中国沪深两市A股国有上市公司作为研究样本,相关数据主要来源于国泰安数据库(CSMAR)与万德数据库(WIND)。其中,本文对党组织参与公司治理的数据主要进行了两个过程的处理:首先,从国泰安数据库中的“人物特征”数据中搜索公司人员(包括董事、监事和高级管理人员)的基本情况信息,以及他们是否兼任党组织成员的情况信息,并查看他们的个人简历,从而确定公司董事、监事、高级管理人员是否属于党组织的成员和他们在党组织中担当职务的情况。事实上,上市公司的年报并非强制要求披露“董事、监事和高管是否兼任党组织成员”。其次,对初始样本数据作了如下筛选:(1)剔除金融类公司;(2)剔除2015年ST或*ST、PT上市公司;(3)剔除变量观察值缺失严重的样本。而为了尽可能多地获取完整样本,本文进一步根据公司年报并通过百度查询而手工整理了部分缺失值,并核实董事、监事和高管成员在党组织中的兼任情况,最终获得243家有效国有企业样本的438个观察值。

需要说明的是,本文的全样本按照证监会2012年修订的《上市公司行业分类指引》对行业进行分类,共涉及16个一级行业,其中制造业(C)样本最多,共计209个观察值,占总体有效样本观察值的比例高达47.71%,其次是交通运输、仓储和邮政业(G)样本,共计49个观察值,占总体有效样本观察值的比例达11.19%,再次是房地产业(K)样本,共计47个观察值,占总体有效样本观察值的比例达10.73%,这三者的样本观察值数量共计305个,所占比例高达69.63%。鉴于制造业样本集中的状况,本文在后续研究模型中将采取控制行业特征,并将制造业的行业代码取值3位,而将其他行业取值1位。

(二)变量定义及测量

1. 被解释变量。国有企业高管隐性腐败为本文的被解释变量(本文后续将该变量统一简称为高管隐性腐败),用变量 *Corrupt* 表示。笔者借鉴 Wurgler 提出的资产配置效率模型,^②首先构建模型(1),用它来测度非国有上市公司的长期资产投资反应系数值,同理,可以测算出同时期、同行业国有上市公司的长期资产投资反应系数的实际值;其次,借助非国有上市公司的长期资产投资反应系数值来对同时期、同行业国有上市公司的长期资产投资进行预测,并藉此得到国有上市公司

① 尹振东:《垂直管理与属地管理:行政管理体制的选择》,《经济研究》2011年第4期。

② J. Wurgler, "Financial Markets and the Allocation of Capital," *Journal of Financial Economics*, Vol. 58, No. 1-2, 2000, pp.187-214.

长期资产投资反应系数的预测值;再次,比较同时期、同行业国有上市公司长期资产投资反应系数的实际值与预测值的大小,如果实际值高于预测值,则说明国有上市公司中存在长期资产配置过度的现象,而蕴含于其中的“成本”即可反映出高管隐性腐败问题,腐败的程度则可利用模型(2)来测度。^①

$$I_{i,t} = \alpha \times Profit_{i,t} + \beta \times Year_{i,t} + \gamma \times Ind_{i,t} + \theta \quad (1)$$

$$Corrupt = I_{i,t} - \hat{I}_{i,t} \quad (2)$$

其中, α 、 β 、 γ 为系数, θ 为残差; i 与 t 分别表示公司与时间; $I_{i,t}$ 表示 i 公司第 t 期长期资产配置额的实际值,即长期资产配置额=(固定资产+无形资产+长期股权投资)/资产总额, $\hat{I}_{i,t}$ 则表示 i 公司第 t 期长期资产配置额的预测值,本文保留 $Corrupt$ 数值大于0的样本,亦即,使用“长期资产配置额的实际值与预测值的正差额”表示存在国有企业高管隐性腐败的现象;变量 $Profit$ 用来表示公司 i 在第 t 期的营业利润, Ind 表示行业, $Year$ 表示年度。

2. 解释变量。本文的解释变量为党组织参与公司治理,用变量 $Party$ 表示。本文采用下述三个指标表示“双向进入”:(1)党组织成员与董事会重合人数除以董事会规模,用变量 $PartyA$ 表示;(2)党组织成员与监事会重合人数除以监事会规模,用变量 $PartyB$ 表示;(3)党组织成员与高管层重合人数除以高管层规模,用变量 $PartyC$ 表示。本文采用下述两个指标表示“交叉任职”:(1)党委书记是否兼公司的董事长,用变量 $Partchair$ 表示,是则取值为1,否则取值为0;(2)党委副书记是否兼公司的董事长、监事长或总经理,用变量 $Partvice$ 表示,是则取值为1,否则取值为0。

3. 调节变量。本文设置虚拟变量国有企业级别,用变量 $Rank$ 表示,其中,中央国有企业取值为1,地方国有企业取值为0。

4. 控制变量。为了让实证结果更具有解释意义且更加合理,本文除了实证检验每一个解释变量与被解释变量之间存在的关系,还控制了其他可能影响高管隐性腐败的因素。参考马连福等^②、陈仕华等^③的做法,本文设置以下控制变量:(1)公司规模,用变量 $Size$ 表示,定义为公司年末总资产的自然对数;(2)公司绩效,用变量 ROA 表示,定义为公司年末净利润与总资产之比;(3)公司成长性,用变量 $Grow$ 表示,定义为公司主营业务收入增长率,即(主营业务收入-上年度主营业务收入)/上年度主营业务收入;(4)公司年龄,用变量 $Fage$ 表示,定义为公司注册成立年数的自然对数;(5)现金持有水平,用变量 $Cash$ 表示,定义为公司经营活动现金流量除以资产平均值的比值;(6)资产负债率,用变量 $Leverage$ 表示,定义为公司长期负债除以期末总资产的比值;(7)高管货币薪酬,用变量 Pay 表示,定义为公司薪酬中最高前三位高管薪酬的自然对数;(8)高管持股比例,用变量 $Mshare$ 表示,定义为公司高管人员持股数之和/公司总股本;(9)股权集中度,用变量 Own 表示,定义为公司年末第一大股东持股数量与总股数的比例。

另外,本文还设置两个虚拟变量:一个为行业,用变量 Ind 表示,对16个行业取15个虚拟变量,若该样本属于该行业,则取值为1,否则取值为0;另一个是年度,用变量 $Year$ 表示,以2013年为参照,设置2个年度虚拟变量,用来控制因时间因素变化而导致的影响。

① 在中央八项规定的强约束治理情境下,既往的那些三公消费、在职过度消费等隐性腐败现象均已明显好转,有些甚至销声匿迹,据此,本文不将三公消费、在职消费作为实证考察高管隐性腐败的范畴,而是重点测度长期资产配置过度中反映高管隐性腐败的“成本”,并藉此揭示党组织参与公司治理对高管隐性腐败的影响。

② 马连福、王元芳、沈小秀:《中国国有企业党组织治理效应研究——基于“内部人控制”的视角》,《中国工业经济》2012年第8期。

③ 陈仕华、卢昌崇:《国有企业党组织的治理参与能够有效抑制并购中的“国有资产流失”吗?》,《管理世界》2014年第5期。

本文所涉变量具体见表1所示的变量说明表。

表1 变量说明表

变量性质	变量名称	变量符号	变量测量
被解释变量	高管隐性腐败	<i>Corrupt</i>	根据 Wurgler 提出的资产配置效率模型进行测算所得
解释变量	“双向进入”	<i>PartyA</i>	党组织成员与董事会人员重合人数/董事会总人数
		<i>PartyB</i>	党组织成员与监事会人员重合人数/监事会总人数
		<i>PartyC</i>	党组织成员与高管层人员重合人数/高管层总人数
	“交叉任职”	<i>Partchair</i>	党委书记是否兼任董事长,是则取值为1,否则取值为0
		<i>Partvice</i>	党委副书记是否兼任董事长、监事长或总经理,是则取值为1,否则取值为0
调节变量	国有企业级别	<i>Rank</i>	中央国有企业取值为1,地方国有企业取值为0
控制变量	公司规模	<i>Size</i>	公司年末总资产的自然对数
	公司绩效	<i>ROA</i>	公司总资产收益率,即年末净利润与总资产之比或者年末净利润/资产平均值
	公司成长性	<i>Grow</i>	(主营业务收入-上年度主营业务收入)/上年度主营业务收入
	公司年龄	<i>Fage</i>	公司注册成立年数的自然对数
	现金持有水平	<i>Cash</i>	公司经营活动现金流量/资产平均值
	资产负债率	<i>Leverage</i>	公司长期负债/期末总资产
	高管货币薪酬	<i>Pay</i>	公司薪酬中最高前三位高管薪酬的自然对数
	高管持股比例	<i>Mshare</i>	公司高管人员持股数之和/公司总股本
	股权集中度	<i>Own</i>	公司年末第一大股东持股数量与总股数的比例
	行业	<i>Ind</i>	据证监会2012年行业代码,制造业“C”取3位代码,其他行业取1位代码,若该样本属于该行业,则取值为1,否则取值为0
	年度	<i>Year</i>	若该样本属于该年度,则取值为1,否则取值为0

(三)模型设定

基于前文理论分析与研究假设,本文设置下述模型。

$$Corrupt_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Party_{i,t} + \alpha_2 Size_{i,t} + \alpha_3 ROA_{i,t} + \alpha_4 Grow_{i,t} + \alpha_5 Fage_{i,t} + \alpha_6 Cash_{i,t} + \alpha_7 Leverage_{i,t} + \alpha_8 Pay_{i,t} + \alpha_9 Mshare_{i,t} + \alpha_{10} Own_{i,t} + Ind + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Corrupt_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Party_{i,t} + \beta_2 Rank_{i,t} + \beta_3 Party_{i,t} \times Rank_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 Grow_{i,t} + \beta_7 Fage_{i,t} + \beta_8 Cash_{i,t} + \beta_9 Leverage_{i,t} + \beta_{10} Pay_{i,t} + \beta_{11} Mshare_{i,t} + \beta_{12} Own_{i,t} + Ind + Year + \theta_{i,t} \quad (4)$$

其中, α_0 、 β_0 为常数项, α_1 - α_{10} 、 β_1 - β_{12} 为各变量的系数, ε 与 θ 则为残差项。

模型(3)用以考察党组织参与公司治理对高管隐性腐败的影响,被解释变量为高管隐性腐败 *Corrupt*,解释变量则为党组织参与公司治理 *Party*,包括变量 *PartyA*、*PartyB*、*PartyC*、*Partchair* 与 *Partvice*。基于模型(3),在模型(4)中加入了交互项 *Party*×*Rank*,用以考察国有企业级别对党组织参与公司治理对高管隐性腐败影响的调节效应。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

运用 Stata14.0 统计分析软件,本文得到了主要变量的描述性统计结果,如下页表2所示。

表2 主要变量的描述性统计结果

变 量	样本数	平均值	标准差	最小值	百分位数			最大值
					p25	p50	p75	
<i>Corrupt</i>	438	1.190	2.883	0	0.272	0.622	1.149	39.480
<i>PartyA</i>	438	0.122	0.136	0	0	0.111	0.167	0.750
<i>PartyB</i>	438	0.116	0.163	0	0	0	0	0.333
<i>PartyC</i>	438	0.183	0.230	0	0	0.125	0.250	1
<i>Partchair</i>	438	0.374	0.485	0	0	0	1	1
<i>Partvice</i>	438	0.388	0.497	0	0	0	1	2
<i>Size</i>	438	23.300	1.335	19.580	22.380	23.270	24.140	27.290
<i>ROA</i>	438	1.359	5.516	-44.840	0.336	1.710	3.590	16.520
<i>Grow</i>	438	0.120	0.675	-0.811	-0.100	0.015	0.162	7.356
<i>Fage</i>	438	18.240	4.523	4	16	18	22	35
<i>Cash</i>	438	0.027	0.075	-0.354	-0.005	0.030	0.066	0.489
<i>Leverage</i>	438	58.820	19.800	1.027	46.690	60.350	73.840	134.500
<i>Pay</i>	438	14.280	0.577	12.270	13.940	14.300	14.610	16.310
<i>Mshare</i>	438	0.001	0.008	0	0	0	0	0.101
<i>Own</i>	438	43.440	15.220	9.890	30.990	43.740	54.380	84.110

表2显示:第一,总体来看,样本企业高管隐性腐败(*Corrupt*)的均值为1.190,中位数为0.622,最小值为0,最大值为39.480,标准差为2.883,说明高管的隐性腐败程度差异很大,且因其平均值大于中位数,说明样本呈左偏分布状态。第二,就“双向进入”程度而言,党组织成员与董事会人员重合程度(*PartyA*)的平均值为0.122,最大值为0.750,标准差为0.136;党组织成员与监事会人员重合程度(*PartyB*)的平均值为0.116,最大值为0.333,标准差为0.163;党组织成员与高管层人员重合程度(*PartyC*)的平均值为0.183,最大值为1,标准差为0.230。第三,就“交叉任职”情况而言,总样本中有37.4%的样本,其党委书记兼任董事长,标准差为0.485,另外,总样本中有38.8%的样本,其党委副书记兼任董事长、监事长或总经理,标准差为0.497,二者的标准差较为接近。

(二)相关性分析

本文对主要变量进行了相关性分析,得到的具体相关系数矩阵见下页表3所示。表3显示:(1)党组织成员在公司治理中的参与程度变量*PartyA*、*PartyC*、*Partchair*、*Partvice*与高管隐性腐败变量*Corrupt*呈现出显著的负相关关系,变量*PartyB*与高管隐性腐败变量*Corrupt*的相关系数为负,但不显著;(2)其他变量之间的相关系数的绝对值大部分都不超过0.5,这说明多重共线性问题在这些变量之间表现得并不严重。

(三)多元回归分析

1. OLS回归分析。在对变量的相关性进行分析之后,本文运用Stata14.0统计软件又相应地做了多元回归分析,以检验不同层次的党组织在公司治理中的参与程度与高管隐性腐败程度之间的实证关系,结果如第184页表4所示。其中,模型1是基准模型,将控制变量放入模型中与高管隐性腐败变量(*Corrupt*)进行回归;模型2-6分别验证“双向进入”(*PartyA*、*PartyB*、*PartyC*)以及“交叉任职”(*Partchair*、*Partvice*)与高管隐性腐败(*Corrupt*)的关系。结果表明,除了模型6中的党委副书记

是否为董事长、监事长、总经理(*Partvice*)与高管隐性腐败(*Corrupt*)的相关系数在10%的显著性水平上显著为负之外,其他变量的回归系数均不显著。

表3 主要变量的Pearson相关系数矩阵

变 量	<i>Corrupt</i>	<i>PartyA</i>	<i>PartyB</i>	<i>PartyC</i>	<i>Partchair</i>	<i>Partvice</i>	<i>Size</i>	<i>ROA</i>
<i>Corrupt</i>	1							
<i>PartyA</i>	-0.1998***	1						
<i>PartyB</i>	-0.005	-0.0834*	1					
<i>PartyC</i>	-0.1204**	0.8191***	-0.0757	1				
<i>Partchair</i>	-0.0861*	0.4286***	-0.0744	0.4509***	1			
<i>Partvice</i>	-0.2444***	0.3885***	-0.0384	0.2816***	-0.0112	1		
<i>Size</i>	0.5700***	0.1709***	0.0462	0.1186**	-0.0198	0.187***	1	
<i>ROA</i>	-0.1619***	0.0475	0.0336	0.0550	0.0756	-0.0705	-0.1298***	1
<i>Grow</i>	-0.0591	-0.0175	0.0338	-0.0320	-0.0301	-0.0289	-0.00190	0.1570***
<i>Fage</i>	-0.2402***	-0.1297***	0.0348	-0.0657	0.0164	-0.1805***	-0.2838***	0.0261
<i>Cash</i>	0.0267	0.0776	0.0580	0.0931*	0.0113	0.0103	0.00450	0.1679***
<i>Leverage</i>	0.2763**	-0.0554	0.000300	-0.0901*	-0.1059**	0.0201	0.4762***	-0.4403***
<i>Pay</i>	0.0472	-0.0679	0.102**	-0.0750	0.0392	-0.0198	0.1871***	0.2918***
<i>Mshare</i>	-0.0657	-0.1126**	-0.0144	-0.0896*	-0.0429	-0.0838*	-0.1462***	0.1284**
<i>Own</i>	0.1410**	0.2081***	-0.0825*	0.1908***	0.1588***	0.0160	0.2538**	0.0857*
变量	<i>Grow</i>	<i>Fage</i>	<i>Cash</i>	<i>Leverage</i>	<i>Pay</i>	<i>Mshare</i>	<i>Own</i>	
<i>Grow</i>	1							
<i>Fage</i>	0.0778	1						
<i>Cash</i>	-0.0596	-0.0332	1					
<i>Leverage</i>	0.0265	0.0347	-0.2401***	1				
<i>Pay</i>	0.0411	0.0470	-0.00470	0	1			
<i>Mshare</i>	0.0349	-0.0847*	0.0208	-0.115**	0.0931*	1		
<i>Own</i>	-0.0304	-0.3636***	0.0574	-0.0592	-0.0884*	-0.0662	1	

注:***、**、*分别表示在1%、5%与10%的显著性水平上显著。下同。

2. WLS回归分析。考虑到OLS回归中可能存在的异方差问题,本文进一步采用加权最小二乘法(WLS)对OLS回归模型进行修正,结果如第185页表5所示。从表5中可看出,WLS所得到的回归结果比OLS更显著。就“双向进入”而言:(1)在模型7中,党组织参与董事会治理(*PartyA*)与高管隐性腐败(*Corrupt*)在1%的显著性水平上负相关($\beta=-3.667, p<0.01$);(2)在模型8中,党组织参与监事会治理(*PartyB*)与高管隐性腐败(*Corrupt*)的相关性不显著;(3)在模型9中,党组织参与高管层治理(*PartyC*)与高管隐性腐败(*Corrupt*)在1%的显著性水平上负相关($\beta=-2.083, p<0.01$)。就“交叉任职”而言:(1)在模型10中,党委书记兼任董事长(*Partchair*)与高管隐性腐败(*Corrupt*)在1%的显著性水平上负相关($\beta=-1.946, p<0.01$);(2)在模型11中,党委副书记兼任董事长、监事长、总经理(*Partvice*)与高管隐性腐败(*Corrupt*)亦是在1%的显著性水平上负相关($\beta=-1.947, p<0.01$)。至此,除了模型8中的相关结果不显著外,总体而言,党组织参与公司治理的“双向进入”与“交叉任职”对高管隐性腐败均能够起到较好的抑制作用,本文的研究假设1在总体上得到了验证。

表4 党组织参与公司治理与高管隐性腐败的OLS回归结果

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>PartyA</i>		-0.431 (-0.79)				
<i>PartyB</i>			0.259 (0.23)			
<i>PartyC</i>				-0.356 (-1.07)		
<i>Partchair</i>					0.400 (1.54)	
<i>Partvice</i>						-0.144* (-1.69)
<i>Size</i>	-0.547*** (-4.82)	-0.549*** (-4.85)	-0.548*** (-4.81)	-0.546*** (-4.87)	-0.512*** (-4.67)	-0.544*** (-4.73)
<i>ROA</i>	-0.121*** (-5.68)	-0.121*** (-5.66)	-0.122*** (-5.70)	-0.121*** (-5.67)	-0.123*** (-5.67)	-0.123*** (-5.84)
<i>Grow</i>	-0.015 (-0.27)	-0.012 (-0.22)	-0.016 (-0.28)	-0.013 (-0.23)	-0.008 (-0.14)	-0.011 (-0.20)
<i>Fage</i>	-0.055 (-1.47)	-0.054 (-1.46)	-0.055 (-1.48)	-0.054 (-1.47)	-0.058 (-1.51)	-0.055 (-1.49)
<i>Cash</i>	1.474 (0.89)	1.476 (0.89)	1.455 (0.87)	1.486 (0.90)	1.507 (0.93)	1.400 (0.84)
<i>Leverage</i>	0.011 (1.16)	0.010 (1.15)	0.011 (1.16)	0.010 (1.15)	0.010 (1.12)	0.010 (1.05)
<i>Pay</i>	-0.506 (-1.59)	-0.505 (-1.59)	-0.505 (-1.59)	-0.506 (-1.60)	-0.534 (-1.64)	-0.500 (-1.55)
<i>Mshare</i>	-20.161** (-2.00)	-20.510** (-2.03)	-20.199** (-2.00)	-20.373** (-2.02)	-21.289** (-2.13)	-21.055** (-2.12)
<i>Own</i>	-0.017 (-1.47)	-0.017 (-1.45)	-0.017 (-1.46)	-0.017 (-1.45)	-0.019 (-1.54)	-0.018 (-1.54)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Ind</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	21.409*** (3.21)	21.486*** (3.22)	21.419*** (3.21)	21.405*** (3.22)	21.219*** (3.26)	21.313*** (3.16)
<i>N</i>	438	438	438	438	438	438
<i>R²</i>	0.771	0.771	0.771	0.771	0.774	0.771
调整 <i>R²</i>	0.736	0.736	0.736	0.736	0.739	0.736

注:括号内的数字为t统计量。下同。

3. 国有企业级别的调节作用。为了验证国有企业级别在党组织参与公司治理与高管隐性腐败之间是否起到调节作用及其如何进行调节,本文分别检验了国有企业级别在党组织成员“双向进入”和“交叉任职”与高管隐性腐败之间的调节作用。第186页表6报告了相关回归结果。

表5 党组织参与公司治理与高管隐性腐败的WLS回归结果

变 量	模型7	模型8	模型9	模型10	模型11
<i>PartyA</i>	-3.667*** (-5.34)				
<i>PartyB</i>		0.190 (0.37)			
<i>PartyC</i>			-2.083*** (-4.90)		
<i>Partchair</i>				-1.946*** (-3.12)	
<i>Partvice</i>					-1.947*** (-6.79)
<i>Size</i>	-0.548*** (-4.84)	-0.548*** (-4.81)	-0.547*** (-4.88)	-0.512*** (-4.67)	-0.544*** (-4.73)
<i>ROA</i>	-0.121*** (-5.66)	-0.122*** (-5.70)	-0.121*** (-5.70)	-0.123*** (-5.67)	-0.123*** (-5.84)
<i>Grow</i>	-0.013 (-0.24)	-0.016 (-0.28)	-0.011 (-0.20)	-0.008 (-0.14)	-0.011 (-0.20)
<i>Fage</i>	-0.054 (-1.46)	-0.055 (-1.48)	-0.054 (-1.46)	-0.058 (-1.51)	-0.055 (-1.49)
<i>Cash</i>	1.474 (0.89)	1.455 (0.87)	1.474 (0.89)	1.507 (0.93)	1.400 (0.84)
<i>Leverage</i>	0.010 (1.15)	0.011 (1.16)	0.010 (1.14)	0.010 (1.12)	0.010 (1.05)
<i>Pay</i>	-0.504 (-1.59)	-0.505 (-1.59)	-0.506 (-1.60)	-0.534 (-1.64)	-0.500 (-1.55)
<i>Mshare</i>	-20.469** (-2.03)	-20.199** (-2.00)	-20.441** (-2.02)	-21.289** (-2.13)	-21.055** (-2.12)
<i>Own</i>	-0.017 (-1.45)	-0.017 (-1.46)	-0.017 (-1.44)	-0.019 (-1.54)	-0.018 (-1.54)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Ind</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	21.462*** (3.22)	21.419*** (3.21)	21.433*** (3.22)	21.219*** (3.26)	21.313*** (3.16)
<i>N</i>	438	438	438	438	438
<i>R²</i>	0.771	0.771	0.771	0.774	0.771

首先,本文检验了党组织“双向进入”与国有企业级别的交互项情况。在模型12与模型14中,其交互项 $PartyA \times Rank$ 与 $PartyC \times Rank$ 的回归系数均在 $p < 0.1$ 的显著性水平上不显著;在模型13中,交互项 $PartyB \times Rank$ 的回归系数为-5.035,在5%的显著性水平上显著, R^2 为0.772,调整 R^2 为0.735,这说明国有企业级别在党组织成员参与监事会治理与高管隐性腐败水平之间具有显著的调节作用,即中央国有企业可以强化党组织“双向进入”对高管隐性腐败的抑制作用。

表6 国有企业级别对党组织参与公司治理对高管隐性腐败影响的调节作用

变 量	模型 12	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16
<i>PartyA</i>	-0.620 (-0.90)				
<i>PartyB</i>		0.971 (0.83)			
<i>PartyC</i>			-0.471 (-1.11)		
<i>Partchair</i>				0.571* (1.82)	
<i>Partvice</i>					-0.260 (-0.95)
<i>Rank</i>	-0.068 (-0.30)	0.088 (0.54)	-0.080 (-0.37)	0.359* (1.72)	-0.052 (-0.27)
<i>PartyA</i> × <i>Rank</i>	1.114 (0.85)				
<i>PartyB</i> × <i>Rank</i>		-5.035** (-2.30)			
<i>PartyC</i> × <i>Rank</i>			0.791 (1.00)		
<i>Partchair</i> × <i>Rank</i>				-0.950** (-2.18)	
<i>Partvice</i> × <i>Rank</i>					0.363 (1.13)
<i>Size</i>	-0.555*** (-4.72)	-0.571*** (-4.79)	-0.552*** (-4.74)	-0.532*** (-4.84)	-0.555*** (-4.81)
<i>ROA</i>	-0.121*** (-5.52)	-0.121*** (-5.59)	-0.121*** (-5.54)	-0.123*** (-5.96)	-0.123*** (-5.78)
<i>Grow</i>	-0.008 (-0.14)	-0.002 (-0.03)	-0.007 (-0.13)	-0.008 (-0.14)	-0.006 (-0.11)
<i>Fage</i>	-0.054 (-1.42)	-0.054 (-1.44)	-0.054 (-1.43)	-0.055 (-1.47)	-0.055 (-1.48)
<i>Cash</i>	1.474 (0.89)	1.425 (0.85)	1.486 (0.90)	1.405 (0.87)	1.446 (0.88)
<i>Leverage</i>	0.011 (1.15)	0.011 (1.19)	0.011 (1.15)	0.012 (1.23)	0.010 (1.07)
<i>Pay</i>	-0.506 (-1.60)	-0.515 (-1.61)	-0.504 (-1.60)	-0.541* (-1.65)	-0.490 (-1.50)
<i>Mshare</i>	-20.755** (-2.08)	-20.478** (-2.10)	-20.941** (-2.10)	-18.023 (-1.61)	-20.993** (-2.10)
<i>Own</i>	-0.017 (-1.44)	-0.017 (-1.45)	-0.017 (-1.43)	-0.019 (-1.53)	-0.018 (-1.56)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Ind</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	21.667*** (3.19)	22.071*** (3.22)	21.518*** (3.20)	21.649*** (3.27)	21.435*** (3.17)
<i>N</i>	438	438	438	438	438
<i>R</i> ²	0.771	0.772	0.772	0.776	0.772
调整 <i>R</i> ²	0.735	0.735	0.735	0.740	0.735

其次,本文进一步检验了党组织“交叉任职”与国有企业级别的交互项情况。模型15中的交互项 $Partchair \times Rank$ 的回归系数为-0.950,在5%的显著性水平上显著, R^2 为0.776,调整 R^2 为0.740,这说明国有企业级别在党委书记兼任董事长与高管隐性腐败之间具有显著的调节作用;模型16中的交互项 $Partvice \times Rank$ 的回归系数并未体现出明显的显著性,说明国有企业级别在党委副书记兼任董事长、监事长、总经理与高管隐性腐败之间无显著调节作用。可见,中央国有企业的党委书记兼任董事长可以加强党组织参与公司治理的“交叉任职”对高管隐性腐败的抑制作用。

综合上述党组织“双向进入”与“交叉任职”对高管隐性腐败影响的实证结果可知,总体而言,本文的研究假设2亦得到了验证。

(四)稳健性检验

为了检验研究结论的稳健性,本文从数据出发,对全样本进行首尾1%的缩尾处理,从而得到了新的样本总体,并藉此重新进行回归分析,具体结果见表7和下页表8。

表7 党组织参与公司治理与高管隐性腐败的OLS回归结果稳健性检验

变 量	模型 17	模型 18	模型 19	模型 20	模型 21	模型 22
<i>PartyA</i>		-0.440 (-1.18)				
<i>PartyB</i>			0.467 (0.42)			
<i>PartyC</i>				-0.279 (-1.10)		
<i>Partchair</i>					0.055 (0.41)	
<i>Partvice</i>						-0.386*** (-3.26)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	12.056*** (4.22)	12.119*** (4.24)	12.073*** (4.21)	12.071*** (4.25)	12.028*** (4.15)	11.699*** (4.16)
<i>N</i>	438	438	438	438	438	438
R^2	0.675	0.676	0.676	0.676	0.676	0.686
调整 R^2	0.627	0.627	0.626	0.627	0.626	0.638

1. 多元回归分析。表7显示,OLS回归中除了模型22中的党委副书记是否为董事长、监事长、总经理(*Partvice*)与高管隐性腐败(*Corrupt*)的相关系数在1%的显著性水平上显著为负之外,其他变量的回归系数均不显著。而在表8的WLS回归中,实证结果与原结论亦相似。故本文的研究假设1在总体上仍得到了验证。

2. 国有企业级别的调节作用。第189页表9显示,在模型29中,交互项 $PartyB \times Rank$ 的回归系数为-2.975,在10%的显著性水平上显著, R^2 为0.678,调整 R^2 为0.626,说明国有企业级别在党组织成员参与监事会治理与高管隐性腐败水平间具有显著的调节作用。模型31中交互项 $Partchair \times Rank$ 的回归系数为-0.155,在10%的显著性水平上显著, R^2 为0.679,调整 R^2 为0.628,说明国有企业级别在党委书记兼任董事长与高管隐性腐败间具有显著的调节作用。由此,党组织“双向进入”与“交叉任职”对高管隐性腐败影响的实证结果总体上而言与原结论相似,研究假设2仍得到了验证。所以,本文的研究结论比较稳健可靠。

表8 党组织参与公司治理与高管隐性腐败的WLS回归结果稳健性检验

变 量	模型 23	模型 24	模型 25	模型 26	模型 27
<i>PartyA</i>	-100.445*** (-42.32)				
<i>PartyB</i>		-6.013 (-0.48)			
<i>PartyC</i>			-2.491*** (-19.54)		
<i>Partchair</i>				-0.533*** (-16.80)	
<i>Partvice</i>					-4.717*** (-44.75)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Ind</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	68.597*** (49.13)	-43.563*** (-71.20)	-13.942*** (-10.42)	0.005*** (16.63)	68.597*** (45.67)
<i>N</i>	438	438	438	438	438
<i>R</i> ²	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

五、研究结论与政策含义

(一)研究结论

中国经济已步入新常态的发展轨道,党组织通过“双向进入”与“交叉任职”的方式参与公司治理亦已成为中国国有企业治理新一轮改革深化的重要组成部分。本文以2013-2015年中国沪深两市A股国有上市公司为研究样本,就党组织参与公司治理对国有企业高管隐性腐败的影响及国有企业级别对此影响的调节效应进行了实证研究,研究结果表明:(1)党组织参与公司治理能够较好地抑制国有企业高管隐性腐败;(2)较之于地方国有企业,中央国有企业的党组织参与公司治理能够对国有企业高管隐性腐败起到更大程度的抑制作用。

(二)政策含义

第一,党组织通过“双向进入”与“交叉任职”的方式参与公司治理,不仅为国有企业处理其董事会、监事会及高管层与党组织的关系提供了一种较好的治理制衡,也为在国有企业实现“党管干部”与“党管人才”提供了一种切实的途径,且能藉此确保国有企业治理在党的领导与参与之下实现新的优化与发展。

第二,在中国当前的治理情境下,中央国有企业遵循垂直管理体制,地方国有企业遵循属地管理体制,而两种管理体制的分割在很大程度上导致了其各自党组织参与公司治理在改善国有企业治理水平上存在比较明显的差异。事实上,就党组织参与公司治理而言,无论是中央国有企业,还是地方国有企业,均须对其“双向进入”与“交叉任职”加强治理审计,切忌让这种党组织参与公司治理实践流于形式而非落在实质,特别是对地方国有企业而言,不能单纯囿于属地管理体制,而须适度加强或增补一些垂直而下的专项治理巡视与整治。

表9 国有企业级别的调节作用回归结果稳健性检验

变 量	模型28	模型29	模型30	模型31	模型32
<i>PartyA</i>	-0.310 (-0.69)				
<i>PartyB</i>		0.910 (0.75)			
<i>PartyC</i>			-0.213 (-0.72)		
<i>Partchair</i>				-0.531** (-2.11)	
<i>Partvice</i>					-0.546* (-1.73)
<i>Rank</i>	0.115 (0.56)	0.127 (0.84)	0.108 (0.54)	0.227 (1.34)	-0.045 (-0.26)
<i>PartyA</i> × <i>Rank</i>	-0.420 (-0.43)				
<i>PartyB</i> × <i>Rank</i>		-2.975* (-1.71)			
<i>PartyC</i> × <i>Rank</i>			-0.228 (-0.35)		
<i>Partchair</i> × <i>Rank</i>				-0.155* (1.82)	
<i>Partvice</i> × <i>Rank</i>					0.498 (1.27)
<i>Size</i>	-0.448*** (-4.87)	-0.464*** (-4.86)	-0.447*** (-4.87)	-0.451*** (-4.77)	-0.452*** (-4.96)
<i>ROA</i>	-0.117*** (-2.95)	-0.118*** (-2.96)	-0.117*** (-2.96)	-0.119*** (-3.01)	-0.124*** (-3.18)
<i>Grow</i>	-0.040 (-0.43)	-0.026 (-0.26)	-0.039 (-0.42)	-0.034 (-0.35)	-0.021 (-0.22)
<i>Fage</i>	-0.010 (-0.61)	-0.010 (-0.64)	-0.010 (-0.61)	-0.010 (-0.64)	-0.012 (-0.76)
<i>Cash</i>	-0.063 (-0.05)	-0.146 (-0.11)	-0.058 (-0.04)	-0.172 (-0.12)	-0.216 (-0.16)
<i>Leverage</i>	-0.000 (-0.04)	0.000 (0.01)	-0.000 (-0.06)	0.000 (0.06)	-0.001 (-0.30)
<i>Pay</i>	-0.068 (-0.59)	-0.074 (-0.63)	-0.070 (-0.61)	-0.073 (-0.64)	-0.032 (-0.27)
<i>Mshare</i>	-31.592** (-2.40)	-31.082** (-2.40)	-31.264** (-2.36)	-29.070** (-2.07)	-33.587*** (-2.78)
<i>Own</i>	-0.001 (-0.22)	-0.001 (-0.28)	-0.001 (-0.20)	-0.001 (-0.39)	-0.003 (-0.69)
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Ind</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	12.156*** (4.22)	12.544*** (4.29)	12.142*** (4.25)	12.272*** (4.23)	11.883*** (4.19)
<i>N</i>	438	438	438	438	438
<i>R</i> ²	0.677	0.678	0.677	0.679	0.690
调整 <i>R</i> ²	0.625	0.626	0.625	0.628	0.640

第三,党组织在参与公司治理并藉此提升国有企业治理水平的同时,尚须不断优化其参与公司治理的方式、层次与结构,并尽力将政治素养与经营管理能力兼备的又红又专之才优化配备至国有企业的董事会、监事会及高管层等多维治理层次与结构,且藉此控制因其自身参与公司治理而带来的冗余雇员增加与政治成本上升,以促进国有企业经济价值的提升。

The Impact of the CPC's Organization Participation in Corporate Governance on the Recessive Corruption of the Executives in State Owned Enterprise

Yan Ruosen, Li Linshan

Abstract: Since China's economy has entered a track of new normal development, the participation of the Communist party of China (CPC) in corporate governance through "two-way access" and "cross appointment" has played an important role in the deepening reform of China state-owned enterprises (SOEs). Based on the sample of A-share listed SOEs in China's Shanghai and Shenzhen stock exchanges from the year 2013 to 2015, this study conducts empirical research on the impact of the CPC's participation in corporate governance on the executives' recessive corruption of SOEs and moderating effect of SOEs' rank. It comes to the conclusions as follows: (1) CPC's participation in corporate governance of SOEs would decrease the executives' recessive corruption; (2) Compared with the local SOEs, the CPC's participation of the central SOEs in corporate governance can decrease the executives' recessive corruption at a higher level. Even though the CPC participation in SOEs corporate governance can restrain executives from recessive corruption in SOEs, they still need to optimize the way, level and structure of its participation in corporate governance.

Key Words: State-owned Enterprise; CPC's Organization; Corporate Governance; Executives' Recessive Corruption

【责任编辑:陈瑞香】