

国有企业党委书记和董事长“二职合一” 能否实现“双责并履”？^{*}

——基于倾向得分匹配的双重差分模型

郝 健 张明玉 王继承

摘要：本文聚焦国有企业党委书记和董事长由一人担任的“二职合一”实践，实证分析了其对党委书记履行党风廉政建设和反腐败工作第一责任人职责与董事长履行企业经营主要责任的“双责并履”影响情况，结果显示：党委书记和董事长“二职合一”能够显著降低国有企业腐败风险，但目前尚未能对国有企业经营绩效产生显著影响；进一步研究发现，外部治理环境和内部治理结构因素均无法显著调节党委书记和董事长“二职合一”对其“双责并履”的影响。本研究运用量化政策评估方法科学检验国有企业党委书记和董事长“二职合一”成效，对于坚持和完善国有企业党委书记和董事长“二职合一”相关机制、建设具有中国特色的国有企业制度具有一定参考价值和借鉴意义。

关键词：国有企业 党委书记 董事长 公司治理 双重差分

DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2021.0188

一、引言

作为现代企业制度的重要基石，公司治理理论自20世纪30年代提出以来(Berle and Means, 1932)，得到了国内外学者密切关注和广泛探索，逐步发展形成了多种具体模式(Dooley, 1992; Letza et al., 2004; Jackson and Moerke, 2010; Ping and Wing, 2011)。公司治理具有国家特性(Goergen, 2007; Bruno and Claessens, 2010; Jiang and Kim, 2020)，必须适应本国国情。从中国企业的公司治理机制演变历程来看，我国国有企业治理模式经历了由计划经济体制下的行政型治理向市场经济体制下的经济型治理的转变(李维安等, 2019)，在国企领导体制上大致经历了厂长负责制、党委领导下的厂长负责制、厂长(经理)负责制、党组织发挥政治核心作用、党组织发挥领导作用并建立和完善公司法人治理结构等几个阶段。

我国虽然从1994年起就开始探索国有企业党委会成员和董事会、监事会、经理层成员“双向进入、交叉任职”，但长期以来并未就党委会核心——党委书记和董事会核心——董事长的“双向进入、交叉任职”方式提出明确具体要求。近年来，关于加强国有企业党的建设、推动党组织参与国有企业治理等方面的研究开始出现并持续升温，且在党组织参与公司治理有效性方面具有相对一致的研究结论，但在党组织如何参与公司治理特别是党委书记和董事长如何“交叉任职”以及产生何种影响方面存在较大分歧。

2015年我国首次提出国有企业党委书记和董事长由一人担任的要求，并于2017年在中央企业集团层面得到全面落实，但目前为止还没有出现就这一制度安排对国有企业特别是对党委书记履行党风廉政建设和反腐败工作第一责任人职责与董事长履行企业经营主要责任的“双责并履”效果进行的量化评估研究。鉴于此，本文聚焦国有企业党委书记和董事长“二职合一”实践，在进行倾向得分匹配基础上，运用政策评估领域较广泛使用的双重差分模型，来研究这一制度安排对其“双责并履”影响的净效应。研究结果显示，党委书记和董事长“二职合一”能够显著降低国有企业腐败风险，但对企业绩效的影响并不显著，进一步研究发现，国有企业外部治理环境和内部治理结构因素均不具有对以上影响的显著调节效应。

^{*}感谢国务院发展研究中心2017~2018年度专项课题“党组织内嵌于公司治理结构若干问题研究”和2018~2019年度专项课题“新时代中国特色国有企业监督体制机制研究”对本文的支持。张明玉为本文通讯作者。

本研究的贡献可能有以下4点。

一是首次聚焦国有企业党委书记和董事长由一人担任的“二职合一”制度安排,并就该制度安排对党委书记履行党风廉政建设和反腐败工作第一责任人职责与董事长履行企业经营主要责任的“双责并履”效果进行量化评估研究,也期待有更多学者对此问题开展广泛而深入的研究。

二是首次运用政策评估方法量化实证检验国有企业党委书记和董事长“二职合一”成效。本研究通过“倾向得分匹配”方法消除样本选择性偏差、异质性偏差并确定最终研究样本基础上,运用“双重差分模型”这一广泛用于政策评估领域的研究方法,实证检验党委书记与董事长“二职合一”对其“双责并履”产生的影响。

三是有助于更好推进公司治理理论的中国化。本文通过实证研究证实,国有企业外部治理环境和内部治理结构因素均无法显著调节党委书记和董事长“二职合一”对其“双责并履”的影响。这一方面说明“二职合一”对于国有企业的影响不因外部治理环境不同而有所差异,另一方面也提醒我们,内部治理结构在国有企业治理中可能面临失效风险,需要加以防范。这为公司治理应符合我国国情提供了客观依据。

四是对进一步优化和完善中国特色国有企业制度具有参考价值。本文在中国共产党百年华诞之际,研究党委书记和董事长“二职合一”这一国企改革重要要求对国有企业的影响,结果显示国有企业推行党委书记和董事长“二职合一”总体效果是好的,但尚未完全实现“1+1>2”的理想效果。这为国资监督管理部门下一步优化和完善中国特色国有企业制度提供了重要参考。

二、研究背景、文献综述和理论分析

(一)我国国有企业治理模式和领导体制变迁历程

新中国成立初期,我国国有企业的治理模式基本上是按照国家治理系统中的一个“单位”的行政型治理。受苏联社会文化和我国新民主主义革命时期公营企业管理经验影响,我国实行了一段时间厂长负责制,但随着后来中苏关系的破裂以及厂长负责制弊端的凸显,我国逐步转变思路,从1956年起探索推行党委领导下的厂长分工负责制。受“文化大革命”影响,我国国有企业从1966年起先后经历了群众组织、革命委员会和党委领导3个阶段,但随着1978年《中共中央关于加快工业发展若干问题的决定(草案)》的出台,国有企业党委领导下的厂长分工负责制得以重新确立。

以1984年召开的党的十二届三中全会为标志,国有企业党委领导下的厂长分工负责制调整为厂长(经理)负责制,1987年党的十三大报告也明确提出不再实行企业党组织的“一元化”领导,企业党组织的作用定位于监督,支持厂长(经理)领导企业。此后,《中华人民共和国全民所有制工业企业法》将实行厂长(经理)负责制写入其中,1990年党的十三届七中全会也要求坚持和完善厂长(经理)负责制,并将党组织定位于政治核心。从此,国有企业的主要领导职权由党委让位于厂长(经理)。

1993年,党的十四届三中全会提出建立现代企业制度,在保留《全民所有制工业企业法》基础上,颁布了以委托代理理论为基础的《公司法》,实行“股东会+董事会+监事会+经理层”的“三会一层”治理结构,其中,董事会是决策机构,负责选聘和考核厂长(经理)。国有企业党委角色从“领导本单位工作”逐步转变为“发挥政治核心作用”,定位于保证监督党和国家方针、政策的贯彻执行和支持厂长(经理)依法行使职权等方面。

党的十八大以来,在全面从严治党的大背景下,党对国有企业的领导不断加强,国有企业党委作用得到有效强化。2015年《关于深化国有企业改革的指导意见》首次提出党委书记和董事长由一人担任的要求;2016年全国国有企业党的建设工作会议重申这一要求,并将国有企业党委定位由政治核心提升为领导核心和政治核心,强调两个“一以贯之”^①,同时要求将党的领导融入国有企业治理各环节。此后,相关文件陆续出台,围绕国有企业党委发挥领导核心和政治核心作用以及支持公司治理结构行使职权等问题进行进一步细化和完善。党的十九大明确国有企业党委发挥领导作用,并将“讨论和决定企业重大事项”的相关要求写入党章。

(二)我国国有企业党组织参与公司治理及其影响的研究综述

公司治理理论在实践中不断发展变化,早期的委托代理理论强调股东利益至上,强调授权、分权、制衡,最终目标是提高企业经营绩效、使股东获益,企业利益的最大化就是投资者利益的最大化。我国《公司法》以董事会为核心的“三会一层”治理结构体现了市场经济的这一理念,但从国有企业的实际效果来看,却表现出股东越位、缺位,董事会结构不合理、职责虚化,经理层权责不对等、管理错位,以及监事会独立性不强、不能进行有效监督等问题(韩焘,2013)。公司治理具有国家特性,西方传统公司治理模式无法有效解决我国国有企业所有权与经营权分离以及由此产生的委托代理问题(Zhang, 1998; Qiang, 2003)。企业社会责任运动强调利益相关者共同治理理论,提倡内部职工、外部客户或最终消费者、所在社区及行业监管机构等利益相关者共同参与公司治理,以避免股东利益至上主义的局限性(李维安、唐跃军,2005)。

国有企业党委会参与公司治理,既可作为委托代理理论下政府出资人行使股东权利的代表,也可作为利益相关者共同治理理论下多方利益的协调机构(毕革新等,2019),其在中国特色国有企业制度中扮演着重要角色,能够从根本上缓解所有者缺位等相关问题(丁茂战、李维安,2006)。目前,党组织参与公司治理已成为国有企业研究领域最主要的话题(刘震、林镇阳,2018)。现有研究主要集中在以下3个方面。

一是关于党组织参与国有企业治理的合法性问题。现有研究普遍支持党组织参与国有企业治理,认为其具有深厚的历史背景和法律渊源(荣刚、李一,2016),有明确的宪法和公司法依据,是典型的“政治性公司法”模式(蒋大兴,2017),且《中国共产党章程》《关于深化国有企业改革指导意见》等党内规章和相关文件也进一步强化了其法律地位(吕刚,2017;吴凌畅,2019),但同时,党组织参与公司治理的主体地位是《公司法》通过党的章程间接赋予,有待通过相关法律直接明确(李东方、李崇军,2011),且需严格遵循科学、民主、安全、效率和有限参与等原则,以更好落实合法性要求(王新红、武欣玲,2017)。

二是关于党组织参与国有企业治理的有效性。总体来看,党组织参与国有企业治理有助于提升国有企业治理水平,一方面有助于抑制高管隐性腐败(严若森、史林山,2019)、攫取超额薪酬(马连福等,2013)、非货币性私有收益(陈仕华等,2014)和高管一员工薪酬差距扩大化(陈红等,2018),抑制应计盈余管理、真实盈余管理行为(程海艳等,2020)和避税活动(李明辉等,2020),降低国有资产流失风险(陈仕华、卢昌崇,2014),另一方面也有助于提升董事会非正式等级平等化(黄文锋等,2017),更好开展慈善捐赠(程海艳、李明辉,2020),提升公益类国企绩效水平(郝云宏、马帅,2018)。

三是关于党组织如何参与国有企业治理问题。现有研究主要集中于探讨党组织成员和公司治理结构成员“交叉任职”方式,特别是党委书记和董事长是否应由一人担任的问题,但存在较大分歧,具体而言:一是认为党委书记兼任董事长的任职方式不是理想选择,比如,马连福等(2012)基于“内部人控制”的视角,运用多元回归模型得出党委书记兼任董事长不利于公司治理水平的提高,雷海民等(2012)通过实证检验得出在党委书记不兼任董事长的情况下有利于企业运营效率的提升,王元芳、马连福(2014)运用多元回归模型得出董事长兼任党委副书记更有利于抑制企业代理成本;二是认为党委书记兼任董事长具有明显优势,比如王元芳、葛晓舰(2018)运用多元回归模型得出党委书记兼任董事长有助于降低企业风险,柳学信等(2020)运用多元回归模型得出党委书记兼任董事长更可能出现董事会异议,即能够更好发挥党组织在董事会决策中的作用;三是认为党委书记兼任董事长在不同条件下对企业会有不同影响,比如王国亮(2011)基于组织效率的视角,得出董事长是内部董事的情况下,兼任党委书记对企业相对较好,董事长是外部董事的情况下,与党委书记分设对企业相对较好。

以上分歧的产生主要有两个原因:一是研究方法问题。采用传统回归方法进行估计无法有效剔除样本选择性偏差和其他干扰性因素,且其结论只能说明采取某种任职方式的企业优于采取其他任职方式的企业,却无法说明导致这种差异的原因是该任职方式本身,还是企业自身因素或者其他方面因素。二是研究视角问题。现有研究的评价指标较为多样,涉及企业风险、经营效率、市场价值、董事会决策、代理成本等方方面面,没有聚焦党委书记和董事长分别承担的主要职责进行研究,容易导致研究结果出现较大差异。

国有企业党委书记和董事长“二职合一”是我国经过多年的探索实践,在“双向进入、交叉任职”基础上做出的重大决策部署,现已全面推行。但目前为止还没有出现就党委书记和董事长由一人担任的“二职合一”制度安排对党委书记履行党风廉政建设和反腐败工作第一责任人职责与董事长履行企业经营主要责任的“双责并履”效果进行量化评估的研究成果。量化评价党委书记和董事长“二职合一”对“双责并履”是否有实际成效,有助于推动相关机制的优化完善。在中国共产党百年华诞之际,在两个百年奋斗目标的历史交汇点,在全面深化国有企业改革特别是《国企改革三年行动方案(2020—2022年)》实施的关键时期,有必要针对这一问题进行深入系统研究,统一认识、凝聚共识,推动中国特色国有企业建设取得更大成效。鉴于此,本文聚焦国有企业党委书记^②和董事长“二职合一”实践,运用政策评估领域较广泛使用的“基于倾向得分匹配的双重差分模型”,来研究党委书记和董事长“二职合一”制度安排对其“双责并履”影响的净效应。

(三)国有企业党委书记和董事长“二职合一”影响的理论分析和研究假设

根据委托代理理论,委托人和代理人之间由于信息不对称等原因会产生逆向选择和道德风险等问题,最终损害委托人的利益。解决委托代理问题的有效措施在于建立有效的激励机制,使代理人的行为符合委托人的利益(Jensen and Meckling, 1976)。而激励机制主要存在两种形式,分别是以货币薪酬为主要表现形式的显性激励和以职位晋升为主要表现形式的隐性激励(Gibbons and Murphy, 1992)。但是,国有企业负责人薪酬受到严格限制,我国早在2002年就针对国企高管薪酬问题提出明确具体要求,2009年和2014年又先后下发文件,推进国有企业负责人薪酬制度改革,对国有企业负责人薪酬采取了更为严格的限制措施,这也使货币薪酬等显性激励对于国有企业负责人的激励效果并不理想。同时,国有企业负责人具有“准官员”身份,职务任免的行政化特征十分明显(李维安、孙林, 2017)。

与一般企业不同,我国国有企业没有真正意义上的股东,其产权属于全体人民,长期以来存在委托代理主体混乱、关系复杂、链条冗长等问题(陈翔, 2017),一定程度上影响了国有企业治理效能的提升。目前,国有企业主要的委托代理链条为国有资产监督管理机构及其党委—企业党委和董事会—企业经营层,其中,企业党委和董事会居于核心地位,其一方面是国有资产监督管理机构及其党委的代理人,另一方面又是企业经营层的委托人,具有承上启下的关键作用,而党委书记和董事长分别作为企业党委会和董事会的核心,是解决国有企业委托代理问题的关键所在。

党委书记和董事长“二职合一”后,其政绩一方面是由董事长主要承担的经济任务,即推动企业经营发展、取得良好经营绩效,另一方面是由党委书记主要承担的政治任务,即加强党的建设、巩固党的执政基础,核心在于推进企业的党风廉政建设,降低腐败风险。关于国有企业负责人政治晋升与国有企业经营业绩的关系,首先,对国有企业负责人的考核指标虽然较为多样,但经营业绩考核始终居于核心地位,现已形成基于经营业绩考核的显性契约(辛清泉、谭伟强, 2009);同时,政府部门往往将业绩较好的负责人晋升到更高级别,不断放大政治晋升的激励作用(廖冠民、张广婷, 2012)。因此,在政治晋升激励下,国有企业负责人多会注重提升企业经营业绩(周权雄和朱卫平, 2010),并将其与政治前途紧密相连(金宇超等, 2016)。现有研究也对此予以证实,发现获得晋升的国有企业负责人所在公司的经营业绩显著好于没有获得晋升的负责人所在的公司(Cao et al., 2019);同时,政治晋升在提升企业经营绩效方面具有明显的激励效果(Lazear and Rosen, 1981; Milgrom and Roberts, 1992),二者之间存在显著的正向关系(宋德舜, 2006; Feng and Johansson, 2017)。

因此,本文提出如下假设。

假设1:党委书记和董事长“二职合一”能够显著提高国有企业绩效水平。

党执政的最大风险是腐败,在全面从严治党的现阶段,在党风廉政建设一票否决制的要求下,国有企业负责人需要更好履行政治责任、体现政治担当,在管好自己的同时也必须要管好他人,避免出现廉政风险。在职消费是隐性腐败的重要组成部分,虽然有学者认为政治晋升期望越高会导致为拉拢关系、搭建平台而发生较高的在职消费,而王曾等(2014)的研究却证实,国有企业负责人政治晋升对在职消费的抑制作用大于促进作用,且政治晋升概率越大在职消费收敛越明显。曹伟等(2016)的研究也发现,国有企业负责人政治晋升期望

越高,发生腐败的可能性越小。

因此,本文提出如下假设。

假设2:党委书记和董事长“二职合一”能够显著降低国有企业腐败风险。

三、研究设计

(一)模型构建

为克服传统回归模型等方法在检验政策实施效果方面的局限性,本文采用双重差分模型进行分析,通过两次差分消除个体间随时间变化的增量(如外部环境差异)和不随时间变化的异质性(如个体固有差异),最终得到政策实施的净效应。但与传统双重差分模型不同的是,本文处理组的处理时间并不相同,而是分布在研究区间的各个年度,因此,本文借鉴 Beck 等(2010)、刘晔等(2016)的做法,设定模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treated_i \times Post_{it} + \lambda \sum Controls_{it} + \nu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

模型(1)中 Y_{it} 为被解释变量,表示企业 i 在年度 t 的经济绩效、腐败风险。 $Treated_i$ 为分组变量,企业 i 属于处理组则取1,属于对照组则取0; $Post_{it}$ 为处理期虚拟变量,企业 i 在年度 t 党委书记和董事长“二职合一”则取1,否则取0;本文通过研究二者的交叉项 $Treated \times Post$ 对被解释变量的影响,来探究国有企业推行党委书记和董事长“二职合一”成效。 $Controls_{it}$ 为控制变量。本文按照多期双重差分模型设定要求,控制个体固定效应 ν_i 和时间固定效应 τ_t 。

考虑到本文处理组和对照组并非随机选择的结果,容易产生选择性偏差以及由此导致的内生性问题,同时,处理组与对照组企业可能会由于其他不可观测的因素而存在异质性偏差,因此,本文在运用双重差分模型进行检验之前,先通过倾向得分匹配法(Rosenbaum and Rubin, 1983)寻找与处理组企业相似的对照组企业,共同组成最终的研究样本。鉴于处理组企业“二职合一”的年份不同,本文运用logit模型,逐年估计出在该年份实行“二职合一”的企业和所有对照组企业“二职合一”的概率值,并在共同取值范围内,运用无放回的一对一最近邻匹配方法进行匹配,逐年找出与处理组企业相匹配的对照组企业,同时,剔除没有匹配成功的处理组企业和在不同年份中被重复匹配的多余的对照组企业样本,最终构成本文的研究样本。

(二)变量定义和说明

1. 被解释变量

(1)企业绩效。企业绩效评价一般采用两类指标,即财务指标和非财务指标,但目前,由于相比非财务指标,财务指标具有客观性、易获取性等优势,多为国内外学者所采用。就财务指标而言,有的采用如总资产收益率、净资产收益率、托宾Q值等的单一性指标,有的采用由企业经营过程中相关比率构成的综合性指标。考虑到企业绩效体现的是经营效果,而相关比率反映的是经营效率,但高效率并不代表好效果,同时,总资产收益率容易受企业经营杠杆率的影响,托宾Q值在我国现有市场条件下不具有广泛适用性,因此,本研究借鉴国内外学者的普遍做法,选择反映股东投入产出比的净资产收益率来衡量企业绩效。

(2)腐败风险。腐败是一种普遍存在于世界各国的社会经济现象,主要是指为谋取私利而滥用公共权力的行为(Shleifer and Vishny, 1993; Jain, 2001)。我国国有企业因其承担的特殊任务以及由此而享有的特殊管理机制,导致其既不属于传统的行政机构,也不同于纯粹的经济组织,但却兼有二者的部分属性。这就导致其相比其他经济组织或行政机构具有更高的腐败风险。国有企业的腐败风险一方面来自于企业本身,另一方面来自于掌控企业资源和权力的高级管理人员(Cheng, 2004; 徐细雄、刘星, 2013; Zhao et al., 2019),且由于高级管理人员是企业各项工作的关键驱动者和实施者,其腐败也往往致使企业腐败。因此,本研究将通过国有企业高管腐败风险来衡量企业腐败风险。针对高管腐败问题,学者们根据不同标准进行了分类,有的根据是否单独实施腐败行为将其分为内部腐败与合谋腐败(Watson and Hirsch, 2010),有的根据是否为相关法律法规所禁止将其分为合规型腐败和违规型腐败(Osugi, 2011),还有的根据腐败行为是否被监管部门发现将其分为显性腐败和隐性腐败(Yao, 2002),等等。本文借鉴显性腐败和隐性腐败的分类方法,同时考虑在我国制度环

国有企业党委书记和董事长“二职合一”能否实现“双责并履”？

工商管理

境下隐性规则更甚于显性规则(陈信元等,2009),且涉及显性腐败问题的高管往往已经被司法部门调查或处罚,而通过在职消费等隐蔽方法获取利益的隐性腐败问题虽未被发现但却对企业的影响更大,并多会转变为显性腐败,因此,本研究将通过隐性腐败的主要表现形式——在职消费来衡量国有企业的腐败风险,正如黎文靖和池勤伟(2015)所指出的,国有企业高管在职消费虽是一种代理问题,但其表现却是一种腐败。本文借鉴权小锋等(2010)、Wei等(2011)等学者做法,采用在职消费模型来度量高管的隐性腐败,具体如下:

$$\frac{Perk_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} = \alpha + \beta_1 \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{\Delta Sale_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{PPE_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{Inventory_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \beta_5 \ln Employee_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型(2)中的变量定义详见表1^③,其中,下标*i*代表第*i*家公司,*t*代表本年度,*t*-1表示上一年度。本文通过对所有企业按照模型(2)进行分年度、分行业回归分析,得出拟合值即合理的在职消费部分,再计算残差项得出不合理的超额在职消费数额。残差越大表明超额在职消费越严重,腐败风险也就越高。

2. 解释变量

本文研究国有企业党委书记和董事长“二职合一”对企业腐败风险和经营绩效的影响,为此,将分组变量与处理期虚拟变量的交叉项作为解释变量。

3. 控制变量

为避免其他因素对研究结果的干扰,本文选取第一大股东持股比例(*Shrcr1*)、股权Z值(*Shrz*)、企业员工总人数的自然对数值(*Lnemp*)、企业总资产的自然对数值(*Lnassets*)、企业市值的自然对数值(*Lnvalue*)、企业年龄的自然对数值(*Lnage*)、资产负债率(*Dar*)作为控制变量。

变量定义参见表2。

四、研究过程和实证结果

(一)研究样本确定和数据来源

本文以在上海证券交易所和深圳证券交易所上市的国有企业^④为初始样本,以2014年至2019年为研究区间^⑤,通过CSMAR数据库获取企业财务数据、治理结构信息和部分企业党委书记信息,通过百度、上市公司年报、企业网站等多种渠道手工收集整理无法从数据库中获取的企业党委书记信息。经剔除在研究区间内有时间间断、有数据缺失以及存在党委书记和董事长“二职合一”状态不稳定或者一直处于“二职合一”状态等情况的企业样本,最终确定501家国有上市公司为初始样本,其中,在2015年及以后开始实行“二职合一”并一直保持下去的有219家,是本文的处理组;在研究区间内一直不实行“二职合一”的国有上市公司有282家,是本文的对照组。为减少异常值影响,本文对连续变量进行了上下1%的缩尾处理。样本企业情况详见表3。

表1 在职消费模型变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
在职消费额	<i>Perk</i>	管理费用-董监高薪酬-无形资产摊销
总资产	<i>Asset</i>	企业年末总资产
收入增长额	$\Delta Sale$	本年度营业收入-上年度营业收入
固定资产净值	<i>PPE</i>	固定资产原值-累计折旧
存货总额	<i>Inventory</i>	企业期末所有存货总额
员工总人数的自然对数值	<i>LnEmployee</i>	员工总人数取自然对数值

表2 变量定义

变量类别	变量名称	变量定义
被解释变量	<i>ROE</i>	企业绩效,以净资产收益率衡量,等于净利润与净资产的比值
	<i>Res</i>	腐败风险,根据在职消费模型计算得到的残差
解释变量	<i>Treated</i> × <i>Post</i>	企业属于处理组则 <i>Treated</i> 取1,否则取0;企业党委书记和董事长由一人担任时则 <i>Post</i> 取1,否则取0
	<i>Shrcr1</i>	企业第一大股东持股比例
控制变量	<i>Shrz</i>	企业股权Z值,即企业第一大股东与第二大股东持股比例的比值
	<i>Lnemp</i>	企业员工数的自然对数值
	<i>Lnassets</i>	企业总资产的自然对数值
	<i>Lnvalue</i>	企业市值的自然对数值
	<i>Lnage</i>	企业年龄的自然对数值,企业年龄=当年年份-企业成立年份
	<i>Dar</i>	资产负债率,为企业负债与总资产的比值

表3 样本企业基本情况

类别/单位	全样本 (企业501家,样本3006个)				处理组 (企业219家,样本1314个)		对照组 (企业282家,样本1692个)	
	平均值	标准差	最小值	最大值	平均值	标准差	平均值	标准差
成立时长/年	19.97	4.63	8.00	31.00	19.84	4.54	20.15	4.75
员工总人数/人	9828	17724	67	103826	8837	15234	11229	20670
董事会人数/人	9	2	5	15	9	2	9	2
监事会人数/人	4	1	3	9	4	1	4	1
高管层人数/人	7	2	3	17	7	2	7	3
市值/亿元	632.86	1937.56	21.88	15272.48	551.81	1624.04	747.50	2305.60
总资产/亿元	560.55	1876.08	5.32	15285.79	470.58	1498.52	687.80	2301.89
营业收入/亿元	188.82	440.14	1.42	2946.78	160.71	350.31	228.57	540.11
净利润/亿元	14.06	48.94	-19.89	378.30	12.06	42.35	16.90	56.89

本文参照部分文献做法,结合可能影响国有企业党委书记和董事长“二职合一”的相关因素,选取滞后一期的第一大股东持股比例(*Shrcr1*)、股权Z值(*Shrz*)、企业员工数的自然对数值(*Lnemp*)、企业总资产的自然对数值(*Lnassets*)、企业市值的自然对数值(*Lnvalue*)、企业年龄的自然对数值(*Lnage*)、资产负债率(*Dar*)作为匹配变量。最终,为215个处理组企业成功匹配到152个对照组企业,这367个企业共同组成新的样本企业^⑥。倾向得分匹配后最终样本的变量描述性统计结果见表4。

本文对各个年份样本的倾向得分匹配情况进行了平衡性检验,结果显示:匹配之后所有匹配变量在各年度的标准化偏差均在可接受范围内,且t统计量均不显著,说明匹配结果能够满足运用双重差分法的样本独立性条件。限于篇幅,这里仅报告2019年的平衡性检验结果,见表5。

(二)党委书记和董事长“二职合一”对国有企业绩效影响的实证检验结果

在此,本文检验党委书记和董事长“二职合一”对国有企业绩效的影响,研究结果详见表6结果1。结果显示,分组变量与处理期虚拟变量的交叉项 *Treated*×*Post* 对国有企业绩效 *ROE* 的影响系数为-0.00652^⑦,但并不显著。以上结果说明,党委书记和董事长“二职合一”对国有企业绩效没有显著影响,总体上既没有显著提升也没有显著降低国有企业绩效水平。因此,研究假设1不成立,即党委书记和董事长“二职合一”目前尚未显著提高国有企业绩效水平。

(三)党委书记和董事长“二职合一”对国有企业腐败风险影响的实证检验结果

在此,本文检验党委书记和董事长“二职合一”对国有企业腐败风险的影响,研究结果详见表6结果2。结果显示,分组变量与处理期虚拟变量的交叉项 *Treated*×*Post* 对腐败风险 *Res* 的影响系数为-0.00271^⑧,在5%的水

平上显著。以上结果说明,党委书记与董事长“二职合一”对国有企业腐败风险有显著负向影响,即党委书记与董事长“二职合一”能够显著降低国有企业腐败风险。因此,研究假设2成立,即党委书记和董事长“二职合一”能够显著降低国有企业腐败风险。

(四)稳健性检验

(1)安慰剂检验。本文将处理组企

表4 倾向得分匹配后最终样本的变量描述性统计结果

变量	全样本 (企业367家,样本2202个)				处理组 (企业215家, 样本1290个)		对照组 (企业152家, 样本912个)	
	平均值	标准差	最小值	最大值	平均值	标准差	平均值	标准差
<i>ROE</i> 净资产收益率	0.0495	0.1243	-0.6877	0.3272	0.0422	0.1306	0.0599	0.1142
<i>Res</i> 超额在职消费	-0.0002	0.0207	-0.0535	0.0763	0.0003	0.0204	-0.0008	0.0212
<i>Shrcr1</i> 第一大股东持股比例	39.7529	14.8332	12.0422	78.8910	39.4779	14.3616	40.1419	15.4754
<i>Shrz</i> 股权Z值	14.2168	21.2054	1.0361	125.5165	14.3471	21.5165	14.0326	20.7677
<i>Lnemp</i> 员工数自然对数值	8.2822	1.3626	4.2047	11.5505	8.2955	1.2381	8.2634	1.5219
<i>Lnassets</i> 总资产自然对数值	23.1841	1.5361	20.0915	28.0554	23.1367	1.4923	23.2511	1.5945
<i>Lnvalue</i> 市值自然对数值	23.6084	1.3034	21.5061	28.0545	23.5521	1.2789	23.6880	1.3338
<i>Lnage</i> 年龄自然对数值	2.9637	0.2567	2.0794	3.4340	2.9588	0.2486	2.9707	0.2679
<i>Dar</i> 资产负债率	0.5215	0.2157	0.0734	0.9446	0.5208	0.2195	0.5225	0.2104

表5 2019年平衡性检验结果

变量名称	匹配 状态	均值		偏差 %	偏差减少 幅度%	t统计量	t检验 p> t
		处理组	对照组				
<i>Shrcr1</i> 第一大股东持股比例	前	39.996	39.109	5.8	98.5	0.4	0.687
	后	39.996	39.983	0.1		0	0.996
<i>Shrz</i> 股权Z值	前	11.329	13.348	-11.9	25.7	-0.74	0.459
	后	11.329	9.830	8.9		0.56	0.578
<i>Lnemp</i> 员工数自然对数值	前	8.099	8.108	-0.6	-1949.8	-0.04	0.968
	后	8.099	7.924	12.6		0.63	0.533
<i>Lnassets</i> 总资产自然对数值	前	23.215	23.066	9.3	53	0.63	0.531
	后	23.215	23.145	4.4		0.24	0.808
<i>Lnvalue</i> 市值自然对数值	前	23.368	23.367	0	-10596.2	0	0.998
	后	23.368	23.322	3.2		0.18	0.859
<i>Lnage</i> 年龄自然对数值	前	3.059	3.062	-1.5	-664.1	-0.1	0.92
	后	3.059	3.084	-11.7		-0.64	0.52
<i>Dar</i> 资产负债率	前	0.531	0.475	24.5	91.1	1.76	0.079
	后	0.531	0.526	2.2		0.12	0.906

表6 实证检验结果

变量名称	结果1	结果2
	<i>ROE</i> 企业绩效	<i>Res</i> 腐败风险
<i>Treated</i> × <i>Post</i>	-0.00652 [0.0079]	-0.00271** [0.0013]
<i>Shrcr1</i> 第一大股东持股比例	0.00087 [0.0009]	0.00061* [0.0034]
<i>Shrz</i> 股权Z值	0.00005 [0.0002]	-0.00003 [0.0000]
<i>Lnemp</i> 员工数自然对数值	-0.04677*** [0.0129]	0.00714*** [0.0025]
<i>Lnassets</i> 总资产自然对数值	0.01995 [0.0238]	-0.00148 [0.0040]
<i>Lnvalue</i> 市值自然对数值	0.05524*** [0.0181]	-0.00746** [0.0034]
<i>Lnage</i> 年龄自然对数值	0.11755 [0.0924]	0.04137** [0.0171]
<i>Dar</i> 资产负债率	-0.47200*** [0.0601]	0.00315 [0.0088]
时间固定效应	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
N	2202	2191

注:括号内为稳健性标准误,*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01。

国有企业党委书记和董事长“二职合一”能否实现“双责并履”？

工商管理

业首次推行党委书记和董事长“二职合一”的年份在2015年至2019年期间进行随机选择,使用虚拟的“二职合一”时间进行安慰剂检验。检验结果见表7。

结果显示,分组变量与处理期虚拟变量的交叉项 $Treated \times Post$ 对国有企业绩效 ROE 的影响系数为-0.00096,并不显著,说明党委书记和董事长“二职合一”对国有企业绩效没有显著影响,虽与此前结论一致,但结合来看,说明“二职合一”对国有企业绩效本就没有显著影响。分组变量与处理期虚拟变量的交叉项 $Treated \times Post$ 对腐败风险 Res 的影响系数为0.00043,并不显著,说明党委书记和董事长“二职合一”对腐败风险没有显著影响,可见,当使用虚拟的“二职合一”时间时,“二职合一”对腐败风险的影响不复存在,安慰剂检验通过。

(2)为避免变量选择等原因对研究结论产生影响,本文对衡量企业绩效水平和腐败风险的变量进行相应调整。关于企业绩效的衡量,考虑到国资委为引导企业谨慎投资,加大对经济增加值的考核力度,为此,采用经标准化处理后的经济增加值^⑨衡量企业绩效水平。关于腐败风险的衡量,借鉴陈冬华等(2005)衡量在职消费的做法,且考虑到该数据获取困难且现阶段替代变量均有一定局限性的实际情况,本文运用“支付的其他与经营活动有关的现金流量”项目与上年度总资产的比值近似代替。变量定义详见表8。研究方法、解释变量、控制变量等均保持不变。研究结果见表9结果1。

结果显示,分组变量与处理期虚拟变量的交叉项 $Treated \times Post$ 对国有企业绩效 $Sdeva$ 的影响系数为-0.10294,并不显著,说明党委书记和董事长“二职合一”对国有企业绩效没有显著影响。同时,分组变量与处理期虚拟变量的交叉项 $Treated \times Post$ 对腐败风险 $Corr-risk$ 的影响系数为-0.02008,在5%水平上显著,说明党委书记和董事长“二职合一”对国有企业腐败风险有显著负向影响,即能够显著降低国有企业腐败风险。稳健性检验结果与此前研究结论保持一致。

(3)为避免因剔除被重复匹配的对照组企业样本而对实证结果产生影响,本文尝试将剔除的样本重新纳入研究范围,并运用同样的方法进行实证检验,被解释变量、解释变量、控制变量等均保持不变。研究结果见表9结果2。

结果显示,分组变量与处理期虚拟变量的交叉项 $Treated \times Post$ 对国有企业绩效 ROE 的影响系数为-0.00837,并不显著,说明党委书记和董事长“二职合一”对国有企业绩效没有显著影响。同

表8 替换变量定义

变量名称	变量符号	定义
企业绩效	$Sdeva$	经济增加值为税后利润减去资本费用,取标准化处理后的数值
腐败风险	$Corr-risk$	“支付的其他与经营活动有关的现金流量”项目/上年度总资产

表9 稳健性检验结果

变量名称	结果1		结果2		结果3	
	$Sdeva$ 企业绩效	$Corr-risk$ 腐败风险	ROE 企业绩效	Res 腐败风险	ROE 企业绩效	Res 腐败风险
$Treated \times Post$	-0.10294 [0.0659]	-0.02008** [0.0085]	-0.00837 [0.0076]	-0.00268** [0.0012]	-0.00677 [0.0079]	-0.00275** [0.0013]
$Shrcr1$ 第一大股东持股比例	0.00050 [0.0036]	-0.00083 [0.0011]	0.00118 [0.0008]	0.00050 [0.0003]	0.00088 [0.0009]	0.00056* [0.0003]
$Shrz$ 股权z值	0.00040 [0.0010]	-0.00003 [0.0001]	0.00006 [0.0002]	-0.00003 [0.0000]	0.00003 [0.0002]	-0.00003 [0.0000]
$Lnemp$ 员工数自然对数值	-0.06416 [0.0412]	0.00317 [0.0121]	-0.04224*** [0.0117]	0.00629*** [0.0023]	-0.04567*** [0.0129]	0.00705*** [0.0024]
$Lnassets$ 总资产自然对数值	-0.00486 [0.0836]	0.06989** [0.0312]	0.01043 [0.0214]	0.00176 [0.0039]	0.01833 [0.0238]	0.00224 [0.0041]
$Lnvalue$ 市值自然对数值	0.18019* [0.0923]	-0.03677 [0.0281]	0.05821*** [0.0163]	-0.00846** [0.0034]	0.05538*** [0.0180]	-0.00794** [0.0035]
$Lnage$ 年龄自然对数值	2.36558** [1.1427]	0.04273 [0.0775]	0.09895 [0.0816]	0.03615*** [0.0133]	0.12112 [0.0933]	0.03870** [0.0161]
Dar 资产负债率	-1.09062*** [0.1896]	-0.01742 [0.0344]	-0.45768*** [0.0566]	0.00339 [0.0082]	-0.46702*** [0.0594]	0.00273 [0.0089]
$Hier$ 企业层级	-	-	-	-	0.01797 [0.0231]	-0.01145 [0.0070]
HHI 所在行业情况	-	-	-	-	0.02314 [0.0448]	-0.00945 [0.0076]
$Lngdp$ 所在地区情况	-	-	-	-	0.08995 [0.0623]	0.01449* [0.0074]
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2202	2196	2580	2568	2202	2191

注:括号内为稳健性标准误,* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。

注:括号内为稳健性标准误,* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。

时,分组变量与处理期虚拟变量的交叉项 $Treated \times Post$ 对腐败风险 Res 的影响系数为-0.00268,在5%水平上显著,说明党委书记和董事长“二职合一”对国有企业腐败风险有显著负向影响,即能够显著降低国有企业腐败风险。稳健性检验结果与此前研究结论保持一致。

(4)考虑到党委书记和董事长“二职合一”容易受到国有企业行政级别、所处行业情况、所在地区情况等影响,本文尝试加入以上控制变量进行检验。关于企业层级,本文根据企业实际控制人情况将其分为中央企业和地方国企,其中,实际控制人为中央和国家机关的为中央企业,否则为地方国企;关于所处行业情况,考虑到影响企业发展的核心因素之一是行业竞争度,本文运用赫芬达尔指数^⑨进行衡量;关于所在地区情况,考虑到经济水平是衡量地区发展水平的关键性因素,本文运用企业所在地区生产总值的自然对数值进行衡量。变量定义详见表10。研究方法、匹配变量、被解释变量、解释变量等均保持不变。研究结果见表9结果3。

结果显示,分组变量与处理期虚拟变量的交叉项 $Treated \times Post$ 对国有企业绩效 ROE 的影响系数为-0.00677,并不显著,说明党委书记和董事长“二职合一”对国有企业绩效没有显著影响。同时,分组变量与处理期虚拟变量的交叉项 $Treated \times Post$ 对腐败风险 Res 的影响系数为-0.00275,在5%水平上显著,说明党委书记和董事长“二职合一”对国有企业腐败风险有显著负向影响,即能够显著降低国有企业腐败风险。稳健性检验结果与此前研究结论保持一致。因此,稳健性检验结果支持假设2成立,不支持假设1,与此前研究结论保持一致。

五、进一步讨论

从以上实证结果可以看到,党委书记和董事长“二职合一”可以显著降低国有企业腐败风险,但对于其绩效水平的影响却并不显著。而不同外部治理环境和内部治理结构因素是否会对这种影响具有显著调节作用,则是需要我们进一步研究的问题。

(一)外部治理环境因素的调节效应研究

本文构建企业层级、行业竞争度、地区经济水平等变量,来探究这些外部环境因素对党委书记和董事长“二职合一”效果的影响,并通过如下模型来进行检验:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treated_{it} \times Post_{it} \times Ext_{it} + \beta_2 Treated_{it} \times Post_{it} + \beta_3 Ext_{it} + \lambda \sum Controls_{it} + \nu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

模型(3)中, Ext 为外部治理环境变量,包括企业层级、所处行业、所在地区。关于企业层级,本文根据企业实际控制人情况将其分为中央企业和地方国企,其中,实际控制人为中央和国家机关的为中央企业,否则为地方国企;关于所处行业,以样本企业所在行业赫芬达尔指数的中位数为标准,将其分为高竞争性行业 and 低竞争性行业,其中,高于中位数的为低竞争性行业,反之为高竞争性行业;企业所在地区以样本企业所在地区生产总值中位数为标准,将其分为经济较发达地区和经济欠发达地区,其中,高于中位数的为经济较发达地区,反之为经济欠发达地区。其他变量保持不变。具体情况详见表11。

研究结果见表12。结果显示,分组变量与处理期虚拟变量的交叉项与企业层级虚拟变量的交互项 $Treated \times Post \times Hier$ 对企业绩效 ROE 的影响系数为-0.01552,但并不显著;对腐败风险 Res 的影响系数为0.00245,也并不显著,说明企业层级无法显著调节国有企业党委书记和董事长“二职合一”对其“双责并履”的影响。同理,分组变量与处理期虚拟变量的交叉项与企业所处行业虚拟变量的交互项 $Treated \times Post \times Indus$ 以及与企业所在地区虚拟变量的交互项 $Treated \times Post \times Pr$ 对企业绩效 ROE 、企业腐败风险 Res 的影响均不显著,说明企业所处行业、所在地区均无法显著调节国有企业党委书记和董事长“二职合一”对其“双责并履”的影响。

本文按照前述方法对以上结论进行了稳健性检验,检验结果与所得结论保持一致。即外部治理环境(企业层级、所处行业、所在地区)不能够显著调节国有企业党委书记和董事长

表10 新控制变量定义

变量名称	变量符号	取值
企业层级	$Hier$	中央企业取1,地方国企取0
所处行业情况	HHI	所在行业的赫芬达尔指数
所在地区情况	$Lngdp$	所在地区生产总值的自然对数值

表11 外部治理环境变量定义

变量名称	变量符号	取值
企业层级	$Hier$	中央企业取1,地方国企取0
所处行业	$Indus$	低竞争性行业取1,高竞争性行业取0
所在地区	Pr	经济较发达地区取1,经济欠发达地区取0

“二职合一”对其“双责并履”的影响。

(二)内部治理结构因素的调节效应研究

鉴于我国国有企业内部治理结构呈现“董事会—监事会”二元结构特点(李维安、王世权,2005),本文构建董事会规模、独立董事规模、监事会规模等变量,来探究这些内部治理结构因素对党委书记和董事长“二职合一”效果的影响,并通过如下模型进行检验:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treated_{it} \times Post_{it} \times Int_{it} + \beta_2 Treated_{it} \times Post_{it} + \beta_3 Int_{it} + \lambda \sum Controls_{it} + \nu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

模型(4)中,Int为内部治理结构变量,包括独立董事规模、董事会规模、监事会规模。关于董事会规模,本文根据董事会人数占董监高总人数比例,将董事会比例大于样本企业中位数的取值为1,否则取值为0;关于独立董事规模,本文根据独立董事人数占董监高总人数比例,将独立董事比例大于样本企业中位数的取值为1,否则取值为0;关于监事会规模,本文根据监事会人数占董监高总人数比例,将监事会比例大于样本企业中位数的取值为1,否则取值为0。其他变量保持不变。具体情况详见表13。

研究结果见表14。结果显示,分组变量与处理期虚拟变量的交叉项与企业董事会规模虚拟变量的交互项Treated×Post×Dir对企业绩效ROE的影响系数为-0.01558,但并不显著;对腐败风险Res的影响系数为-0.00049,也并不显著,说明董事会规模无法显著调节国有企业党委书记和董事长“二职合一”对其“双责并履”影响。同理,分组变量与处理期虚拟变量的交叉项与独立董事规模虚拟变量的交互项Treated×Post×Indir、与企业监事会规模虚拟变量的交互项Treated×Post×Sup对企业绩效ROE、企业腐败风险Res的影响均不显著,说明独立董事规模、监事会规模均无法显著调节国有企业党委书记和董事长“二职合一”对其“双责并履”的影响。

本文按照前述方法对以上结论进行了稳健性检验,检验结果与所得结论保持一致。限于篇幅,不再赘述。即内部治理结构(董事会规模、独立董事规模、监事会规模)不能够显著调节国有企业党委书记和董事长“二职合一”对其“双责并履”的影响。

六、结论和启示

本文聚焦国有企业党委书记和董事长由一人担任的“二职合一”制度安排,以沪深两市的国有企业为研究样本,以2014年至2019年为研究区间,通过倾向得分匹配方法确定最终研究样本,并运用双重差分模型研究国有企业党委书记和董事长“二职合一”对党委书记履行党风廉政建设

表 12 外部治理环境因素影响的实证检验结果

变量	层级差异		行业差异		地区差异	
	ROE 企业绩效	Res 腐败风险	ROE 企业绩效	Res 腐败风险	ROE 企业绩效	Res 腐败风险
Treated×Post×Hier	-0.01552 [0.0137]	0.00245 [0.0023]				
Hier 企业层级	0.02231 [0.0242]	-0.01225* [0.0072]				
Treated×Post×Indus			0.01750 [0.0116]	-0.00234 [0.0018]		
Indus 所处行业			-0.00847 [0.0110]	0.00045 [0.0017]		
Treated×Post×Pr					-0.00867 [0.0130]	-0.00023 [0.0018]
Pr 所在地区					-0.00188 [0.0102]	-0.00066 [0.0014]
Treated×Post	-0.00108 [0.0090]	-0.00346** [0.0016]	-0.01627* [0.0093]	-0.00139 [0.0016]	-0.00157 [0.0116]	-0.00259** [0.0013]
Shrcr1 第一大股东持股比例	0.00092 [0.0009]	0.00057* [0.0003]	0.00086 [0.0009]	0.00061* [0.0003]	0.00087 [0.0009]	0.00060* [0.0003]
Shrz 股权z值	0.00005 [0.0002]	-0.00003 [0.0000]	0.00005 [0.0002]	-0.00003 [0.0000]	0.00005 [0.0002]	-0.00003 [0.0000]
Lnemp 员工数自然对数值	-0.04683*** [0.0130]	0.00703*** [0.0025]	-0.04633*** [0.0128]	0.00712*** [0.0025]	-0.04672*** [0.0130]	0.00715*** [0.0025]
Lnassets 总资产自然对数值	0.01933 [0.0237]	-0.00195 [0.0041]	0.01982 [0.0237]	-0.00150 [0.0040]	0.02013 [0.0238]	-0.00150 [0.0040]
Lnvalue 市值自然对数值	0.05641*** [0.0180]	-0.00797** [0.0036]	0.05540*** [0.0182]	-0.00743** [0.0034]	0.05531*** [0.0182]	-0.00746** [0.0034]
Lnage 年龄自然对数值	0.12805 [0.0947]	0.03833** [0.0164]	0.10304 [0.0941]	0.04281** [0.0172]	0.11582 [0.0925]	0.04138** [0.0170]
Dar 资产负债率	-0.47206*** [0.0598]	0.00263 [0.0089]	-0.47155*** [0.0604]	0.00315 [0.0087]	-0.47224*** [0.0602]	0.00319 [0.0088]
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2202	2191	2202	2191	2202	2191

注:括号内为稳健性标准误,*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01。

表 13 内部治理结构变量定义

变量名称	变量符号	取值
董事会规模	Dir	董事会人数占董监高总人数比例大于样本企业中位数的取1,否则取0
独立董事规模	Indir	独立董事人数占董监高总人数的比例大于样本企业中位数的取1,否则取0
监事会规模	Sup	监事会人数占董监高总人数比例大于样本企业中位数的取1,否则取0

能够显著降低国有企业腐败风险,但目前尚未能对国有企业绩效水平产生显著影响。

同时,为进一步分析企业层级、所处行业、所在地区等外部治理环境因素和董事会规模、独立董事规模、监事会规模等内部治理结构因素对上述两个结论产生的影响,本研究还对上述外部治理环境因素和内部治理结构因素的调节作用进行了实证检验和相应的稳健性检验,研究发现,企业层级、所处行业、所在地区等外部治理环境因素和董事会规模、独立董事规模、监事会规模等内部治理结构因素均不能显著调节国有企业党委书记和董事长“二职合一”对其“双责并履”的影响。

本研究对于坚持和完善国有企业党委书记和董事长“二职合一”相关机制、建设具有中国特色的国有企业制度具有若干启示。

一是坚持和深入推行国有企业党委书记和董事长“二职合一”部署。国有企业党委书记和董事长“二职合一”虽然提升国有企业绩效水平的效果短期内尚未显现,但能够显著降低国有企业腐败风险,应坚持和深入推行“二职合一”部署不动摇。推行过程中,要坚持目标导向,聚焦薄弱环节,以党委书记和董事长“二职合一”为新的基点,把党的领导融入公司治理各环节,推动党建工作与生产经营深度融合、同向发力,以扎实的党建工作推动经营工作开展,以良好的经营效果检验党建工作成效,不断提升国有企业竞争力,使中国特色国有企业在对标并赶超世界一流企业进程中行稳致远。

二是注重探索符合我国国有企业特点的激励机制。推行国有企业党委书记和董事长“二职合一”能够显著降低腐败风险,但尚未在改善经营绩效方面有显著影响,本文分析可能与在显性激励受限的情况下国有企业负责人更注重隐性激励有关。激励机制是解决委托代理问题、推动企业健康快速发展的关键所在。我国国有企业有其特殊性,而对于国有企业负责人而言,注重隐性激励多于显性激励,虽然激励效果良好,但尚有优化提升空间,特别是在改善经营绩效等方面。我国现已在中央企业和地方国有重点企业开展对标世界一流管理提升行动,并提出健全薪酬分配机制、创新激励方式等的任务要求。在对标世界一流企业过程中,要注重结合我国国有企业特点和存在的问题,深入分析显性激励和隐性激励的不同效果,取长补短,分企业类型、分人员类别,探索建立显性激励与隐性激励有机结合的激励机制,确保激励精准、取得实效。

三是着力防范国有企业内部治理结构失效问题。国有企业外部治理环境因素不能够显著调节党委书记和董事长“二职合一”对其“双责并履”的影响,这确保了“二职合一”优势作用在各层级、各地区、各行业的国有企业中都能够得到充分体现,是有利的一面;但同时,国有企业内部治理结构因素不能够显著调节党委书记和董事长“二职合一”对其“双责并履”的影响,需要加以关注。在推行国有企业党委书记和董事长“二职合一”过程中,要坚持“两

表 14 内部治理结构因素影响的实证检验结果

变量	董事会规模		独立董事规模		监事会规模	
	ROE 企业绩效	Res 腐败风险	ROE 企业绩效	Res 腐败风险	ROE 企业绩效	Res 腐败风险
<i>Treated</i> × <i>Post</i> × <i>Dir</i>	-0.01558 [0.0137]	-0.00049 [0.0018]				
<i>Dir</i> 董事会规模	0.00099 [0.0109]	-0.00011 [0.0013]				
<i>Treated</i> × <i>Post</i> × <i>Indir</i>			-0.01389 [0.0133]	0.00105 [0.0017]		
<i>Indir</i> 独立董事规模			-0.00349 [0.0106]	-0.00026 [0.0013]		
<i>Treated</i> × <i>Post</i> × <i>Sup</i>					0.01278 [0.0122]	0.00034 [0.0017]
<i>Sup</i> 监事会规模					0.00363 [0.0122]	0.00080 [0.0018]
<i>Treated</i> × <i>Post</i>	0.00023 [0.0103]	-0.00250 [0.0016]	-0.00027 [0.0091]	-0.00316* [0.0017]	-0.01226 [0.0097]	-0.00284* [0.0015]
<i>Shrcr1</i> 第一大股东持股比例	0.00088 [0.0009]	0.00061* [0.0003]	0.00086 [0.0009]	0.00061* [0.0003]	0.00086 [0.0009]	0.00060* [0.0003]
<i>Shrz</i> 股权z值	0.00005 [0.0002]	-0.00003 [0.0000]	0.00005 [0.0002]	-0.00003 [0.0000]	0.00006 [0.0002]	-0.00003 [0.0000]
<i>Lnemp</i> 员工数自然对数值	-0.04709*** [0.0130]	0.00712*** [0.0025]	-0.04720*** [0.0129]	0.00716*** [0.0025]	-0.04702*** [0.0128]	0.00712*** [0.0025]
<i>Lnassets</i> 总资产自然对数值	0.02033 [0.0237]	-0.00149 [0.0040]	0.01986 [0.0238]	-0.00148 [0.0040]	0.02021 [0.0236]	-0.00147 [0.0040]
<i>Lnvalue</i> 市值自然对数值	0.05526*** [0.0182]	-0.00746** [0.0034]	0.05573*** [0.0182]	-0.00747* [0.0035]	0.05520*** [0.0180]	-0.00741** [0.0034]
<i>Lnage</i> 年龄自然对数值	0.12105 [0.0923]	0.04153** [0.0171]	0.11602 [0.0926]	0.04153* [0.0171]	0.11899 [0.0924]	0.04100** [0.0171]
<i>Dar</i> 资产负债率	-0.47175*** [0.0606]	0.00312 [0.0087]	-0.47321*** [0.0601]	0.00319 [0.0087]	-0.47388*** [0.0610]	0.00296 [0.0087]
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2202	2191	2202	2191	2202	2191

注:括号内为稳健性标准误,*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01。

国有企业党委书记和董事长“二合一”能否实现“双责并履”？

工商管理

个一以贯之”，在更好发挥国有企业党委优势作用的同时，注重保障董事会、经理层正确行使职权，不断弘扬企业家精神，避免因领导人员的职务合一而出现相关机构的职能合一，进而导致一定程度上以党委会决策代替董事会决策、以党委会监督代替监事会监督等问题。

（作者单位：郝健、张明玉，北京交通大学经济管理学院；王继承，国务院发展研究中心）

注释

- ①坚持党对国有企业的领导是重大政治原则，必须一以贯之；建立现代企业制度是国有企业改革的方向，也必须一以贯之。
- ②鉴于党章明确国有企业党委（党组）发挥领导作用，本文将国有企业党委书记限定为党委（党组）书记。
- ③本文研究区间为2014~2019年，按照2007年新会计准则，计提的坏账准备和存货跌价准备不再计入管理费用，故计算在职消费时不再对此予以核减。
- ④参照部分文献做法，根据企业实际控制人性质界定其是否为国有企业。
- ⑤为确定从2015年及以后年度开始进行二合一的企业样本，以及后续研究需要，本文将2014年确定为起始年度。
- ⑤匹配过程中，有4家处理组企业没有匹配成功，本文将其剔除；有58家对照组企业在不同年份被匹配过2次，有5家对照组企业在不同年份被匹配过3次，本文仅保留这些被重复匹配企业的一份数据。
- ⑥⑦回归系数的数值大小往往与解释变量和被解释变量的量纲有关，相对而言，应更多地关注其相对大小。本文的被解释变量数值较小，一定程度上决定了回归系数不会很大，但其相对比例和价值意义却不容小视。
- ⑧经济增加值有负数，无法取自然对数。
- ⑨赫芬达尔指数是经济学界较多使用的一个指标，主要用于衡量产业集中度，数值越大表示市场集中度越高，垄断程度越高。

参考文献

- (1)毕革新、王继承、许春燕：《公司治理视角下的党组织与中国特色国有企业监督体制机制研究》，中国发展出版社，2019年。
- (2)曹伟、杨德明、赵璨：《政治晋升预期与高管腐败——来自国有上市公司的经验证据》，《经济学动态》，2016年第2期。
- (3)陈冬华、陈信元、万华林：《国有企业中的薪酬管制与在职消费》，《经济研究》，2005年第2期。
- (4)陈红、胡耀丹、纳超洪：《党组织参与公司治理，管理者权力与薪酬差距》，《山西财经大学学报》，2018年第2期。
- (5)陈仕华、姜广省、李维安、王春林：《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》，2014年第10期。
- (6)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。
- (7)陈翔：《国有企业治理中的委托代理问题》，《理论视野》，2017年第5期。
- (8)陈信元、陈冬华、万华林等：《地区差异、薪酬管制与高管腐败》，《管理世界》，2009年第11期。
- (9)程海艳、李明辉、王宇：《党组织参与治理对国有上市公司盈余管理的影响》，《中国经济问题》，2020年第2期。
- (10)程海艳、李明辉：《党组织参与治理对上市公司慈善捐赠的影响》，《商业经济与管理》，2020年第5期。
- (11)丁茂战、李维安：《强化党对国有企业领导的产权分析》，《理论探讨》，2006年第1期。
- (12)韩烨：《国有企业公司治理研究》，吉林大学硕士学位论文，2013年。
- (13)郝云宏、马帅：《分类改革背景下国有企业党组织治理效果研究——兼论国有企业党组织嵌入公司治理模式选择》，《当代财经》，2018年第6期。
- (14)黄文锋、张建琦、黄亮：《国有企业董事会党组织治理、董事会非正式等级与公司绩效》，《经济管理》，2017年第3期。
- (15)蒋大兴：《走向“政治性公司法”——党组织如何参与公司治理》，《中南大学学报（社会科学版）》，2017年第3期。
- (16)金字超、靳庆鲁、宣扬：《“不作为”或“急于表现”：企业投资中的政治动机》，《经济研究》，2016年第10期。
- (17)雷海民、梁巧转、李家军：《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》，2012年第9期。
- (18)黎文靖、池勤伟：《高管职务消费对企业业绩影响机理研究——基于产权性质的视角》，《中国工业经济》，2015年第4期。
- (19)李东方、李崇军：《党委会参与公司治理的法律分析：以国有控股上市公司为研究对象》，《经济法论坛》，2011年第1期。
- (20)李明辉、刘笑霞、程海艳：《党组织参与治理对上市公司避税行为的影响》，《财经研究》，2020年第3期。
- (21)李维安、孙林：《同乡关系在晋升中会起作用吗？——基于省属国有企业负责人的实证检验》，《财经研究》，2017年第1期。
- (22)李维安、唐跃军：《上市公司利益相关者治理机制、治理指数与企业业绩》，《管理世界》，2005年第9期。
- (23)李维安、王励翔、孟乾坤：《中国国有企业行政经济型治理：模式与展望》，《财务管理研究》，2019年第1期。
- (24)李维安、王世权：《中国上市公司监事会治理绩效评价与实证研究》，《南开管理评论》，2005年第1期。
- (25)廖冠民、张广婷：《盈余管理与国有公司高管晋升效率》，《中国工业经济》，2012年第4期。
- (26)刘晔、张训常、蓝晓燕：《国有企业混合所有制改革对全要素生产率的影响——基于PSM-DID方法的实证研究》，《财政研究》，2016年第10期。
- (27)刘震、林镇阳：《基于文献计量的国企改革四十年研究热点变迁及阶段划分》，《学习与探索》，2018年第12期。
- (28)柳学信、孔晓旭、王凯：《国有企业党组织治理与董事会异议——基于上市公司董事会决议投票的证据》，《管理世界》，2020年第5期。
- (29)吕刚：《现代企业制度下国有企业党委会参与公司治理研究》，吉林大学硕士学位论文，2017年。
- (30)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。
- (31)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“内部控制”的视角》，《中国工业经济》，2012年第8期。
- (32)权小锋、吴世农、文芳：《管理层权力、私有收益与薪酬操纵》，《经济研究》，2010年第11期。
- (33)荣刚、李一：《国有资本投资运营公司中的党组织参与治理研究》，《理论学刊》，2016年第3期。
- (34)宋德舜：《国有控股、经营者晋升和公司绩效》，《南开经济研究》，2006年第3期。
- (35)王曾、符国群、黄丹阳、汪剑锋：《国有企业CEO“政治晋升”与“在职消费”关系研究》，《管理世界》，2014年第5期。

- (36) 王国亮:《基于组织效率与风险的我国国有独资公司治理模式研究》,中国矿业大学(北京)博士学位论文,2011年。
- (37) 王新红、武欣玲:《论党组织参与国有公司治理的法律原则》,《中南大学学报(社会科学版)》,2017年第23期。
- (38) 王元芳、葛晓舰:《董事长兼任法定代表人与党委书记会增加公司风险吗?——基于国有上市公司面板数据的分析》,《现代商业》,2018年6期。
- (39) 王元芳、马连福:《国有企业党组织能降低代理成本吗?——基于“内部人控制”的视角》,《管理评论》,2014年第10期。
- (40) 吴凌畅:《党组织参与国有企业公司治理进章程——基于央企旗下287家上市公司章程的实证研究》,《理论与改革》,2019年第3期。
- (41) 辛清泉、谭伟强:《市场化改革、企业业绩与国有企业经理薪酬》,《经济研究》,2009年第11期。
- (42) 徐细雄、刘星:《放权改革、薪酬管制与企业高管腐败》,《管理世界》,2013年第3期。
- (43) 严若森、吏林山:《党组织参与公司治理对国企高管隐性腐败的影响》,《南开学报(哲学社会科学版)》,2019年第1期。
- (44) 周权雄、朱卫平:《国企锦标赛激励效应与制约因素研究》,《经济学(季刊)》,2010年第1期。
- (45) Beck, T., Levine, R. and Levkov, A., 2010, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *Journal of Finance*, 65(5), pp.1637~1667.
- (46) Berle, A. A. and Means, G. C., 1932, *The Modern Corporation and Private Property*, New York: The Macmillan Company.
- (47) Bruno, V. and Claessens, S., 2010, “Corporate Governance and Regulation: Can There Be Too Much of a Good Thing?”, *Journal of Financial Intermediation*, 19(4), pp.461~482.
- (48) Cao, X., Lemmon, M., Pan, X., Qian, M. and Tian, G., 2019, “Political Promotion, CEO Incentives, and the Relationship Between Pay and Performance”, *Management Science*, 65(7), pp.2947~2965.
- (49) Cheng, W., 2004, “An Empirical Study of Corruption Within China’s State-owned Enterprises”, *China Review*, 4(2), pp.55~80.
- (50) Dooley, M. P., 1992, “Two Models of Corporate Governance”, *Business Lawyer*, 47(2), pp.461~527.
- (51) Feng, X. and Johansson, A. C., 2017, “CEO Incentives in Chinese State-controlled Firms”, *Economic Development and Cultural Change*, 65(2), pp.223~264.
- (52) Gibbons, R. and Murphy, K. J., 1992, “Optimal Incentive Contracts in the Presence of Career Concerns: Theory and Evidence”, *Journal of political Economy*, 100(3), pp.468~505.
- (53) Goergen, M., 2007, “What Do We Know about Different Systems of Corporate Governance?”, *Journal of Corporate Law Studies*, 7(1), pp.1~15.
- (54) Jackson, G. and Moerke, A., 2010, “Continuity and Change in Corporate Governance: Comparing Germany and Japan”, *Corporate Governance An International Review*, 13(3), pp.351~361.
- (55) Jain, A. K., 2001, “Corruption: A review”, *Journal of Economic Surveys*, 15(1), pp.71~121.
- (56) Jensen, M. C. and Meckling, W. H., 1976, “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure”, *Journal of Financial Economics*, 3(4), pp.305~360.
- (57) Jiang, F. and Kim, K. A., 2020, “Corporate Governance in China: A Survey”, *Review of Finance*, 24(4), pp.733~772.
- (58) Lazear, E. P. and Rosen, S., 1981, “Rank-order Tournaments as Optimum Labor Contracts”, *Journal of Political Economy*, 89(5), pp.841~864.
- (59) Letza, S., Sun, X. and Kirkbride, J., 2004, “Shareholding Versus Stakeholding: A Critical Review of Corporate Governance”, *Corporate Governance: An International Review*, 12(3), pp.242~262.
- (60) Milgrom, P. R. and Roberts, J., 1992, *Economics, Organization and Management*, Industrial & Corporate Change.
- (61) Osuji, O., 2011, “Fluidity of Regulation-CSR Nexus: The Multinational Corporate Corruption Example”, *Journal of Business Ethics*, 103(1), pp.31~57.
- (62) Ping, Z. and Wing, C., 2011, “Corporate Governance: A Summary Review on Different Theory Approaches”, *International Research Journal of Finance and Economics*, 68(68), pp.7~13.
- (63) Qiang, Q., 2003, “Corporate Governance and State-owned Shares in China Listed Companies”, *Journal of Asian Economics*, 14(5), pp.771~783.
- (64) Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B., 1983, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”, *Biometrika*, 70(1), pp.41~55.
- (65) Shleifer, A. and Vishny, R. W., 1993, “Corruption”, *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), pp.599~617.
- (66) Watson, S. and Hirsch, R., 2010, “The Link Between Corporate Governance and Corruption in New Zealand”, *Social Science Electronic Publishing*, 24(1), pp.42~74.
- (67) Wei, L., Yi, Z. and Ning, Z., 2011, “Bank Ownership and Executive Perquisites: New Evidence from an Emerging Market”, *Journal of Corporate Finance*, 17(2), pp.352~370.
- (68) Yao, S., 2002, “Privilege and Corruption: The Problems of China’s Socialist Market Economy”, *American Journal of Economics & Sociology*, 62(1), pp.279~299.
- (69) Zhang, W., 1998, “A Principal-agent Theory of the Public Economy and Its Applications to China”, *Economics of Planning*, 31(2), pp.231~251.
- (70) Zhao, Y. P., Chen, X., Miao, X. H., Tan, Y. R. and Song, X. Y., 2019, “Never Forget Where You Started: To Prevent Pre-retirement Corruption at China’s State-owned Enterprises”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 2, pp.1~19.

Can the Party Committee Secretary Holding Concurrent Post as Chairman in State-owned Enterprise Execute Both Duties Well?: Based on PSM-DID Model

Hao Jian^a, Zhang Mingyu^a and Wang Jicheng^b

(a. School of Economics and Management, Beijing Jiaotong University; b. Development Research Center of The State Council)

Summary: In 2015, Deepening state-owned enterprises Reform required the Committee Party Secretary holding concurrent post as the Chairman in state-owned enterprises (SOEs) for the first time, and has since been fully implemented. But so far, there is no quantitative evaluation research on the effect of Committee Party Secretary holding concurrent post as the Chairman in SOEs on the Party Committee Secretary's performance as the first responsible person of Party construction and anti-corruption and the chairman's performance on main duty of enterprise operation. Therefore, it is necessary to conduct an in-depth and systematic research on this issue, and promote the construction of SOEs with Chinese characteristics to reach greater achievements.

This article focuses on the institutional arrangements of the Committee Party Secretary holding concurrent post as the Chairman in SOEs, and study its influence on the Party Committee Secretary's performance as the first responsible person of Party construction and anti-corruption and the chairman's performance on main duty of enterprise operation. According to principal-agent theory, stakeholder theory, incentive theory, etc., taking SOEs listed in Shanghai Stock Exchange and Shenzhen Stock Exchange as the initial samples, and based on the final research sample determined by the propensity score matching method, we use the difference-in-differences model to conduct the research. The results show that the Committee Party Secretary holding concurrent post as the Chairman can significantly reduce the corruption risk of SOEs, but may not have a significant impact on improving the performance of SOEs. Further research shows that neither external governance environment factors nor internal governance structure factors can significantly adjust the above results.

The policy suggestions are as follows: First, it is necessary to adhere to and thoroughly carry out the deployment of the Committee Party Secretary holding concurrent post as the Chairman in SOEs, to integrate Party leadership into all aspects of corporate governance, and promote the deep integration of Party building and SOEs' operation. Second, it is important to explore the incentive mechanism in line with the characteristic of SOEs in China, and combine the explicit incentive with the implicit incentive. Third, this paper focus on preventing the failure of the internal governance structure of SOEs, so as to avoid the integration of functions of relevant institutions due to the Committee Party Secretary holding concurrent post as the Chairman, which will to some extent replace the decision-making and supervision of the board of the Party Committee directors.

The innovation and contribution of this article are as follows: This paper focus on the system arrangement of the Committee Party Secretary holding concurrent post as the Chairman in China's SOEs. And the policy evaluation method was used for the first time to quantify and empirically test the effect of the Committee Party Secretary holding concurrent post as the Chairman in China's SOEs, which avoided the problem that the traditional estimation method could not accurately obtain the net effect of the policy implementation because it could not effectively get rid of the prior differences between samples and other interfering factors. It helps to better promote the sinicization of corporation governance theory, provides an objective basis for corporate governance to conform to China's national conditions and important reference for the state assets supervision department to optimize and perfect the SOE system with Chinese characteristics in the future.

Keywords: state-owned enterprise; party committee secretary; chairman; corporate governance; difference-in-differences

JEL Classification: M12