

# “从严治党”情境下国有企业党组织的投资治理效应分析

赖明发<sup>1 2</sup>

(1. 东北财经大学 会计学院, 辽宁 大连 116025; 2. 福建江夏学院 金融学院, 福州 350108)

**内容提要:** 国有企业高管“经济人”与“政治人”的双重属性使其在投资决策中的个人动机趋于复杂。本文糅合了代理理论和管家理论对国有企业高管的自我认识解释,并引入“从严治党”的情境对国企党组织的投资治理作用进行理论与实证分析。研究发现, **国有企业党组织的治理参与能够提升企业投资效率、发挥积极的投资治理作用**,包括抑制过度投资与提升对投资机会的捕捉能力;但是,这一效应主要体现于中央企业,党组织对地方国有企业的投资治理效应仍然不甚明显。不过无论是在理论上还是在实践中,国有企业在推进内部党组织融入企业治理层面的过程,要确保“从严治党”长效机制的构建。

**关键词:** 国有企业; 党组织的治理参与; 投资治理; 从严治党

**中图分类号:** F279.129 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-148X (2018) 04-0001-10

DOI:10.13902/j.cnki.syyj.2018.04.001

## 一、引言

在我国,国有企业对国民经济具有事关国计民生与国家经济战略布局的重要意义,但长久以来国有企业低下的投资效率问题却广为各界所诟病,实务与学术界相继对此展开了深入地探讨。不同于西方的公司治理体制,我国的国有企业具有一系列极具“中国特色”的制度安排,譬如对高管结合年度与任期、结合传统业绩指标与经济增加值(EVA)的考核机制,而其中一项重要的制度就是国有企业党组织的治理参与。作为承担政治核心角色、把握企业发展大局的国有企业党组织,能否对企业投资效率产生正面的影响?特别是党的十八大以来“从严治党”在国有企业的落地对国企党组织角色及功能的重塑是否具有积极的投资治理效应?在党的十九大保持坚定党对国有企业领导的基调下,系统检视这一问题具有鲜明的时代意义。

总结国内外关于非效率投资的影响因素研究,融资约束和代理问题是主要原因,而信息不对称又会加剧由此引发的非效率投资。具体说来,信息不对称会提高企业的外部融资成本并迫使企业放

弃一些有利的投资机会,进而加剧企业的融资约束程度并导致投资不足(Myers and Majluf, 1984)。在我国,非国有企业还常常因“信贷歧视”面临贷款上的融资约束并导致投资不足(陆正飞等, 2009; Bailey et al., 2011)。民营企业为缓解信息不对称带来的融资约束程度上升,以改善投资不足而构建政治关联(于蔚等, 2012)。至于代理问题所引发的非效率投资则更为复杂,主要表现在:经理人会权衡投资对于自身的私人收益与私人成本并据以做出投资决策(Jensen and Meckling, 1976),若私人收益更高则可能导致基于“帝国构建”、“壕堑防御”等动因的过度投资,而若私人成本更高时则易导致投资不足(柳建华, 2010)。在存在控股股东的公司中,大股东会通过控制董事会并利用过度投资侵占中小股东利益(Claessens et al., 2000)。针对缓解代理问题引发的非效率投资,学术界也做了许多有益的探索,例如内部控制、EVA考核、市场竞争等具有非效率投资治理作用(池国华等, 2016)。

除此之外,政府干预还是引发国有企业非效率投资的另一重要原因,具体包括来自产权、地方

收稿日期: 2017-12-29

作者简介: 赖明发(1984-),男,福建长汀人,福建江夏学院金融学院讲师,福建省金融科技创新重点实验室成员,东北财经大学会计学院博士研究生,研究方向:制度经济与公司财务。

基金项目: 福建省社会科学规划青年项目“地方国有企业创新活动的党组织治理效应研究”,项目编号: FJ2017C083; 福建省中青年骨干教师教育科研项目“地方国有企业创新投资的激励机制研究”,项目编号: JAS170563; 福建江夏学院青年科研人才培育基金项目“基于政府适度干预理论的国有企业创新能力研究”,项目编号: JXS2016006。

政府和党组织的政府干预 (Chang and Wong, 2004; 马连福等, 2013)。已有研究表明, 政府控股、地方政府干预易因政策性目标置入企业中而使其过度投资 (李延喜等, 2015), 而来自党组织的政府干预有所不同, 其对企业的干预是更为直接的内部干预 (Oppen et al., 2002)。尽管党组织的干预效应已被证实, 例如同时存在提升和损害企业绩效的可能 (Chang and Wong, 2004)、提升公司治理水平和董事会效率、增加公司冗余雇员和缩小高管与普通员工之间的薪酬差距 (马连福等, 2013)、抑制并购中的“国有资产流失” (陈仕华等, 2014)、增加对高质量审计的需求 (程博等, 2017) 等, 但至今却尚未有文献就党组织的干预对国有企业投资的影响展开系统分析。基于此, 本文结合十八大以来“从严治党”这一情景理论分析和实证检验国有企业党组织的投资治理作用。研究发现, 在“从严治党”对党组织角色及功能发挥的整肃下, “双向进入、交叉任职”的党组织治理参与模式能够抑制企业非效率投资, 且这一效应主要体现在中央企业中。本文摒弃基于代理理论或管家理论对国有企业高管的单一认识, 引入“从严治党”下党组织对国企高管自我认识的调节作用, 丰富了关于中国特色国有企业治理的研究文献。

## 二、国有企业党组织治理参与的制度背景

改革开放以来国有企业党组织参与公司治理制度安排大致分为三个阶段<sup>①</sup>: 第一阶段为 1978 年改革开放至 1993 年党的十四届三中全会确立市场经济体制前。此期间国有企业从党委领导下的厂长负责制、经理负责制逐步走向联合委员会领导和监督下的厂长负责制、经理负责制。第二阶段为 1993 年至 1999 年。这期间国家法律和党中央逐步明确了党委会对国有企业拥有人事和“三重一大”等重要事项的决策权, 但具体的参与形式没有得以明确, 这使得党组织与股东会、董事会与监事会产生不少的矛盾与冲突。第三阶段为 1999 年至今。1999 年 9 月《中共中央关于国有企业改革和发展若干重大问题的决定》明确了党组织治理参与的“双向进入、交叉任职”模式。所谓“双向进入”, 是指一方面充分利用国有资产控股的优势, 使符合条件的企业党委 (组) 成员通过法定程度进入董事会、监事会和管理层; 另一方面, 使符合条件的董事会、监事会和管理层成员, 按照党章及有关规定进入党委 (组)。所谓“交叉任职”, 是指一人同时担任企业党委书记和董事长, 或党员董事长担任党委副书记, 党委

书记担任副董事长。这一阶段所确立的“双向进入、交叉任职”模式至今仍然成为绝大部分国有企业党组织参与治理的路径选择。

## 三、理论分析与假设

在完美市场条件下, 公司的投资决策以项目的净现值作为决策标准, 投资与否以及投资多少完全取决于其所面临的投资机会集。然而, 作为一系列不完备契约联结体的现代公司, 信息不对称及代理问题广泛存在其中 (Hart and Moore, 1990), 公司通常难以实现最优投资水平, 过度投资或投资不足时有发生, 非效率投资现象更是广泛存在于内外部治理机制尚不完善的我国国有企业中。由于国有企业具有天然的“政治关联”, 外部资本提供者对其所具有的政府“隐性担保”深信不疑 (祝继高等, 2015), 国有企业与外部投资者之间的信息不对称通常不会导致企业面临融资约束并进而致使企业投资不足。但是, 国有企业的代理问题导致的非效率投资却要严重得多, 产生的内在机理也更为复杂, 这主要缘于国企高管特殊的“经济人”与“政治人”双重身份。

一方面, 理论上国有企业高管作为勤勉履行受托责任以追求股东财富最大化的经理人, 首先具有“经济人”的身份与属性。在面临股东与经理人的代理冲突时, 企业高管的“经济人”身份使得高管更多表现为“个人主义”倾向的“理性经济人”, 这在我国的企业中表现得更为明显。由于国有企业国有股东的缺位, 委托代理链条过长, 再加上国企高管的剩余索取权不足, 国企高管作为企业经营管理的实际控制者既有动机也有能力获取个人私利, 引发“内部人控制”问题 (钟海燕等, 2010)。这种私利获取意图体现在企业投资决策制定上表现为: 国企高管出于声誉、职位安全等因素, 往往具有“帝国构建”、“经营者设防”等个人私利动机, 致使其容易滥用自由现金流投资于净现值为负的项目, 引发企业过度投资; 但同时, 国企高管还可能因剩余索取权不足导致其厌恶风险、偷懒懈怠并进而致使企业投资不足。

另一方面, 由于国有企业的最终控制人一般为履行出资人代表的国家或地方国资委, 或是其他政府部门, 国企高管通常由政府任命且具有一定的行政级别, 具备“准官员”性质。不仅如此, 在现有制度下, 国企高管还拥有“企业-政府部门”的官员任职通道, 政治晋升成为国企高管的主要激励机制。因而, 国企高管的这种“政治人”

身份及相关属性使其在企业经营决策中又表现出另外一面,即服务于党和国家事业,带有“集体主义”倾向的“企业家”(马连福等,2013)。当国企高管在实际工作中更多表现为“企业家”而非“理性经济人”时,其既会努力把握好的投资项目以追求国有资本的增值,促进企业稳健成长,又对可能有损企业价值的投资项目谨慎对待,规避自由现金流的滥用以确保国有资本的保值,使得企业总体呈现较高的投资效率水平。

上述分析表明,国有企业高管的“理性经济人”与“企业家”两种自我认识交织在一起,贯穿于国企高管的整个任职期间,而“企业家”自我认识更有利于企业投资效率的提升。理论上,在我国特殊的国企业制下,当前“双向进入、交叉任职”的党组织治理参与制度安排能够有效强化国企高管的“企业家”自我认识,弱化“理性经济人”自我认识,再加上党组织治理参与的内容和程序保证,能够抑制企业高管的非效率投资决策倾向,原因如下:(1)若国企高管兼为党组织的领导成员,党组织领导职务的政治、纪律及工作要求自然会使用国企高管服务于党和国家事业的“企业家”自我认识得以强化。(2)参与企业重大问题决策是国有企业党组织的重要职责,亦是国企决策制定机制的重要环节。国有企业党组织肩负着党和国家方针政策在企业的贯彻落实,对企业包括投资在内的重大决策方案起到“把关定向”的作用,因而兼任党组织领导职务的国企高管在实际投资决策制定中必然会将党所要求的稳妥大局观置入其考虑的因素范畴内,这有助于避免不理性、不合理的投资决策。(3)在国有企业党组织治理参与的具体实践中,党委(组)在高管投资决策制定前就需要对投资方案进行充分讨论,且在集体达成一致意见前通常会组织专家进行论证。而高管在听取党委(组)意见的基础上做出最终投资决策时也必须将具体情况及时反馈给党委(组)。党组织的治理参与内容与程序能够抑制企业高管可能的私利动机,进而抑制其可能的非效率投资决策倾向。(4)国有企业尽管历经承包经营、放权让利、利改税、股权多元化等数次改革,但“党管干部、党管人才”的选人用人原则始终没有动摇。由于政治晋升是国企高管的重要激励诱因,在上级党组织仍然牢牢掌握国企领导干部晋升的话语权时,国企高管兼任党组织领导职务能强化这一晋升机制对国企高管决策制定的影响力。同时,上级党组织对国企高管因私利

引起的不合理投资决策会做出惩罚,后果严重时甚至会对其强制性解职,这种“威慑效应”能对国有企业可能存在的“内部人控制”形成强有效制衡。因此,党组织参与治理所伴随的激励与约束机制能够增强国有企业高管的“企业家”自我认识,在制度保证的前提下理论上可以起到抑制企业的非效率投资倾向,本文将此称之为国有企业党组织的投资治理效应。

然而,国有企业党组织能够发挥投资治理效应还必须具备一项必要条件,即国有企业各级党组织党风优良、纪律严明,企业党员高管党性强、服务党和国家事业的觉悟高,如此才能保证企业党组织的治理参与落到实处,保证身兼党内领导职务的企业高管的“企业家”自我认识,达到纠偏企业的不合理投资决策倾向。但实际上,随着国有企业经营体制向市场化改革的推进,很多国企长期以来将企业党建工作视为可有可无的“花架子”,企业内部党组织涣散、企业党组织的治理参与功能被严重弱化,企业高管“理性经济人”意识浓厚。甚至在某些情况下,身兼党内领导职务的国企高管还有可能利用权力集中的便利之处强化私利意识,这反而在一定程度上加剧了“内部人控制”引发的代理问题,导致更为严重的非效率投资。而十八大以来,党中央借反腐风暴着力“从严治党”,逐步强化了国有企业的党建工作,尤其就“党的建设弱化、淡化、虚化、边缘化问题”、“抓好国有企业党的建设,把党要管党、从严治党落到实处”等方面出台了一系列的文件规定<sup>②</sup>。“从严治党”在国有企业中的强力落实使得涣散的国企党组织得以整肃。因此,本文认为,十八大以来的“从严治党”能够完善这一必要条件,故在此提出第一个研究假设:

H1: 十八大以来的“从严治党”能够提升国有企业党组织的投资治理效应,抑制企业的非效率投资。

虽然从产权性质上看,中央企业(以下简称央企)和地方国有企业(以下简称地方国企)都是国有控股属性,不过两类国有企业在许多时候又表现出不一样的行径特征。究其原因,本质上这是我国特殊的中央与地方“合作与冲突”关系在这两类企业中的体现。自1993年财政分权改革以来,中央与地方财权和事权不相统一,再加上中央对地方官员的政绩考核以经济增长为主要考核对象,地区GDP增长、财政收入、就业状况等成为地方政府的主要执政目标指向。另一方面,在

“晋升锦标赛”的激励机制驱使下，地方政府官员往往会将执政目标考量置入所控制的地方国企中，并对其施加各种干预手段，从而导致地方国企的经营扭曲，其中最重要的一个后果就是引发企业过度投资（周黎安，2007）。由于地方国企党组织的上级组织是地方政府党委，因此地方国企党组织的独立性与投资治理功能不可避免地易于弱化。同时，由于央企与地方国企高管在行政级别上的高低差异，党组织领导职务的级别亦存在同等差异。在我国自上而下、层层落实的党政举措传导机制下，央企对“从严治党”的贯彻落实比地方国企会来得更为迅捷。因此，本文提出第二个研究假设：

H2：相比地方国企，十八大以来“从严治党”下党组织的投资治理效应改善在央企中表现得更为明显。

#### 四、研究设计

##### （一）样本选择与数据来源

本文选取沪深 A 股 2008-2015 年所有国有上市公司为样本，实证检验十八大以来“从严治党”对国有企业党组织投资治理效应的影响，以及这一影响在央企和地方国企之间的差异。根据已有研究的做法，先后：（1）剔除金融行业的样本公司；（2）剔除年度为 ST、\* ST 和 PT 的公司样本；（3）剔除 IPO 当年的样本；（4）剔除主要研究变量数据缺失样本。最终本文的样本包括 4100 个公司-年度观测值。

本文的公司财务数据来自国泰安数据库，党组织参与治理数据来自各样本公司的年度报告。由于董事、监事和管理层成员是否兼任党组织领导职务不属于上市公司的强制性信息披露义务，因此对在年报中未查询到公司党组织治理参与信息的情况，进一步登录其官方网站，以核实董事、监事和管理层成员是否兼任党组织领导职务。另外，为避免极端值的影响，对所有公司层面的连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。

##### （二）变量定义与模型设计

###### 1. 变量定义

（1）投资与投资效率。本文以公司净投资相关现金流，并扣除折旧、摊销等维持性投资支出来衡量投资水平。对于公司投资效率，从数量和方向两个维度进行衡量。数量上的非效率投资水平以 Richardson（2006）的投资模型（见模型 1）残差项来衡量，若残差大于 0，取其值衡量过度投资，若小于 0 则取其绝对值衡量投资不足。

$$Inv_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Q_{i,t-1} + \alpha_2 Lev_{i,t-1} + \alpha_3 Cash_{i,t-1} + \alpha_4 Age_{i,t-1} + \alpha_5 Size_{i,t-1} + \alpha_6 Ret_{i,t-1} + \alpha_7 Inv_{i,t-1} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

而对于方向上的投资效率，借鉴陈信元（2013）的研究，以投资对投资机会的敏感性来衡量公司对投资机会的捕捉能力，其中投资机会用托宾 Q 值作为代理变量。

（2）党组织是否参与治理（PG）。根据当前“双向进入、交叉任职”的党组织治理参与模式，分别设置两个虚拟变量，即公司是否存在“双向进入”（PG\_tw）或者是否存在“交叉任职”（PG\_cross），其中用“交叉任职”来衡量党组织是否参与治理在标准上会更加严格。

（3）“从严治党”虚拟变量。将 2012 年以后的年份设为“从严治党”年份，取值为 1，2012 年及此前年份取值为 0。

（4）控制变量。参照已有关于非效率投资和“投资-投资机会”敏感性的研究，设置控制变量，详见表 1。

##### 2. 模型设计

已有文献表明，政府干预、代理问题是造成企业非效率投资的主要原因，本文建立如下回归模型以检验假设 1：

$$Ineff_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Post_t + \beta_2 PG_{i,t} + \beta_3 Post_t * PG_{i,t} + \beta_4 X_{i,t-1} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

X 为一组由衡量政府干预、两类代理问题，以及公司其他特征等多个控制变量构成的向量，具体包括：CR，衡量来自产权的政府干预；GI，衡量来自地方政府的政府干预；Atm、Man\_s 和 Idr，衡量管理层代理问题；Ore、Sep，衡量大小股东代理问题；公司规模 Size、公司资产负债率 Lev 和公司自由现金流 Fcf。另外模型还控制了行业和年度效应。为避免可能存在的双向因果关系所导致的内生性问题，对所有反映公司特征的解变量取一阶滞后项。假设 1 的验证要求  $\beta_3$  显著小于 0。

通过回归模型 3 来进一步检验假设 1：

$$Inv_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Q_{i,t-1} + \beta_2 Post_t + \beta_3 PG_{i,t} + \beta_4 Q_{i,t-1} * Post_t + \beta_5 Q_{i,t-1} * PG_{i,t} + \beta_6 Post_t * PG_{i,t} + \beta_7 Q_{i,t-1} * Post_t * PG_{i,t} + \beta_8 X_{i,t-1} + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

X 为多个控制变量构成的向量，除包括模型 2 中的控制变量外，还包括了现金持有 Cash、经营性现金流 Cfo 和公司年龄 Age。同模型 2 的设计一样，同样控制了行业和年度效应，并对所有反映公



司特征的解释变量取一阶滞后项以减弱可能的内生性问题。假设1的验证要求 $\beta_7$ 显著大于0。

而对于假设2的检验,则需要将模型2和模型3在央企样本和地方国企样本中分组回归,若央企样本的回归结果显示 $\beta_3$ 、 $\beta_7$ 的显著性检验明显强于地方国企,则表明假设2得到经验证据支持。由于

样本为非平衡面板数据,在本文后续的回归分析及稳健性测试中,对模型2和模型3的全样本及分样本回归都事先进行了有无个体效应的F检验,以及个体效应是固定效应或是随机效应的异方差稳健hausman检验,结果显示均应采用固定效应形式,后文对此将不再赘述。

表1 变量定义

变量性质	变量名称	变量定义
被解释变量	$Inv$	新增投资,即(购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金+取得子公司及其他营业单位支付的现金净额-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额-处置子公司及其他营业单位收到的现金净额-折旧摊销)/期末总资产
核心解释变量	$Ineff$	非效率投资水平,等于模型1残差的绝对值。模型1的残差为正时,代表过度投资程度;残差为负时,代表投资不足程度
	$PG\_tw$	党委(组)成员有在董事会、监事会和管理层任职的,取值为1,否则为0
	$PG\_cross$	若董事长、监事会主席、总经理或相应的副职兼任党委(组)书记或副书记,取值为1,否则为0
	$Q$	托宾Q值。定义为(期末股东权益市场价值+期末债务账面价值)/总资产
调节变量	$Post$	“从严治党”年份虚拟变量,2012年及以前取值为0,2012年以后取值为1
控制变量	$CR$	最终控制人控制权比例
	$GI$	地方政府干预水平。来自王小鲁等《中国分省份市场化指数报告(2016)》中的分项指数“减少政府对企业的干预”
	$Size$	总资产的自然对数
	$Lev$	资产负债率
	$Cash$	(期末现金余额+交易性金融资产余额)/总资产
	$Cfo$	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	$Fcf$	自由现金流,等于 $inv$ 减去模型1的估计值
	$Atm$	管理费用率,等于管理费用除以营业收入
	$Man\_s$	管理层持股比例
	$Ore$	大股东占款。定义为(其他应收款净额-其他应付款)/总资产
	$Sep$	两权分离度,等于最终控制人的控制权与现金流权之差
	$Idr$	独立董事所占比例
	$Age$	公司上市年龄
	$Ind$	行业虚拟变量。按证监会2012年颁布的《上市公司行业分类指引》进行分类,制造业取两位代码分类,其他行业取一位代码分类
	$Year$	年份虚拟变量

注:  $PG\_tw$ 、 $PG\_cross$ 在模型2为解释变量,在模型3为调节变量

表2 描述性统计

变量	全样本			央企			地方国企		
	N	mean	sd	N	mean	sd	N	mean	sd
$Inv$	4100	0.021	0.047	1222	0.021	0.045	2878	0.021	0.047
$Ineff$	4100	0.026	0.027	1222	0.025	0.027	2878	0.026	0.027
$pg\_tw$	4100	0.116	0.32	1222	0.117	0.322	2878	0.116	0.32
$pg\_cross$	4100	0.055	0.229	1222	0.047	0.213	2878	0.059	0.235
$CR$	4100	0.404	0.146	1222	0.417	0.141	2878	0.399	0.148
$GI$	4100	4.598	2.799	1222	4.304	2.744	2878	4.723	2.814
$Size$	4100	22.44	1.221	1222	22.53	1.382	2878	22.4	1.143
$Lev$	4100	0.519	0.185	1222	0.514	0.193	2878	0.522	0.182
$Fcf$	4100	0.024	0.069	1222	0.017	0.067	2878	0.027	0.07
$Atm$	4100	0.08	0.054	1222	0.08	0.049	2878	0.08	0.055
$Man\_s$	4100	0.002	0.009	1222	0.002	0.01	2878	0.002	0.009
$Ore$	4100	-0.027	0.046	1222	-0.021	0.041	2878	-0.03	0.047
$Sep$	4100	0.042	0.074	1222	0.052	0.081	2878	0.037	0.071
$Idr$	4100	0.366	0.05	1222	0.365	0.051	2878	0.366	0.049
$Q$	4022	1.491	1.169	1194	1.663	1.294	2828	1.418	1.105
$Cash$	4022	0.161	0.105	1194	0.168	0.117	2828	0.159	0.1
$Cfo$	4022	0.045	0.067	1194	0.038	0.062	2828	0.047	0.068
$Age$	4022	12.94	4.953	1194	12.2	4.864	2828	13.26	4.957

## 五、实证结果与分析

### (一) 描述性统计

表2是回归模型中主要研究变量的描述性统计情况。总体来看,样本中具有“双向进入”的仅占

11.6%左右,而具有“交叉任职”的则更少,仅占5.5%左右,这说明尽管国有企业都内设党组织,但党组织参与治理还不够普遍,大部分国企的党组织没有有效融入企业的高层决策活动中。同时还可以看出,央企和地方国企在“双向进入”的比例上差异不大,地方国企“交叉任职”的比例略高于央企。经统计,央企过度投资样本占比59.08%,地方国企过度投资样本占比57.96%,反映了国有企业普遍存在过度投资冲动。另外,其余变量的均值和标准差结果表明样本公司间在规模、资产负债率、自由现金流等公司特征上存在较大差异。

### (二) 组间差异检验

为初步分析十八大以来“从严治党”是否影响国有企业党组织的投资治理效应,本文将样本分为过度投资和投资不足两个组别,以是否存在“双向进入”或“交叉任职”为依据,对样本公司在“从严治党”前后的非效率投资差异进行均值和中位数检验,结果见表3和表4。

综合表 3 和表 4 来看,在所有分样本中,“从严治党”后企业的过度投资水平都比“从严治党”前时更低,但这一现象没有表现在投资不足的变化上,这说明十八大以来反腐风暴推动的“从严治党”能够从整体上抑制国有企业非效率投资,且主要体现在过度投资的抑制上。对表 3 的进一步分析可以知道,尽管“从严治党”前党组织是否参与治理在过度投资程度上并没有明显差异,但

“从严治党”后党组织参与治理的国有企业的过度投资程度明显更低,并且其过度投资减少程度也显著更大,假设 1 得到初步验证。分样本来看,“从严治党”后存在党组织参与治理的央企的过度投资水平总体低于同类型地方国企,且过度投资降低的程度也更低,这说明“从严治党”以来党组织治理参与抑制过度投资的效果在央企中表现得更为显著,初步验证了假设 2。

表 3 过度投资样本的组间差异检验

Panel A “从严治党”对过度投资影响的组间差异(以“双向进入”衡量党组织是否参与治理)													
$PG\_tw = 0$							$PG\_tw = 1$						
从严治党前		从严治党后		均值	中位数	差异	从严治党前		从严治党后		均值	中位数	差异
均值	中位数	均值	中位数	差异	差异		均值	中位数	均值	中位数	差异	差异	
全	0.035	0.024	0.027	0.016	0.008***	0.008***	0.037	0.025	0.026	0.015	0.011***	0.01***	
央	0.03	0.021	0.028	0.016	0.002	0.005*	0.047	0.04	0.024	0.011	0.023***	0.029***	
地	0.037	0.026	0.027	0.016	0.01***	0.01	0.033	0.023	0.027	0.018	0.006	0.005	
Panel B “从严治党”对过度投资影响的组间差异(以“交叉任职”衡量党组织是否参与治理)													
$PG\_tw\_cross = 0$							$PG\_tw\_cross = 1$						
从严治党前		从严治党后		均值	中位数	差异	从严治党前		从严治党后		均值	中位数	差异
均值	中位数	均值	中位数	差异	差异		均值	中位数	均值	中位数	差异	差异	
全	0.035	0.024	0.027	0.016	0.008***	0.008***	0.035	0.024	0.021	0.013	0.013**	0.011**	
央	0.032	0.022	0.027	0.016	0.005*	0.006***	0.036	0.022	0.023	0.008	0.013***	0.014	
地	0.037	0.025	0.027	0.016	0.009***	0.009***	0.034	0.024	0.021	0.014	0.014**	0.01**	

注:因四舍五入保留小数点后三位的缘故,差异栏中个别数字有所调整,表 4 情况一致。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著(下同)。

表 4 投资不足样本的组间差异检验

Panel A “从严治党”对投资不足影响的组间差异(以“双向进入”衡量党组织是否参与治理)													
$PG\_tw = 0$							$PG\_tw = 1$						
从严治党前		从严治党后		均值	中位数	差异	从严治党前		从严治党后		均值	中位数	差异
均值	中位数	均值	中位数	差异	差异		均值	中位数	均值	中位数	差异	差异	
全	0.024	0.018	0.02	0.015	0.004***	0.003***	0.026	0.019	0.023	0.017	0.003	0.002	
央	0.022	0.016	0.02	0.015	0.002	0.001*	0.029	0.02	0.02	0.017	0.008**	0.003	
地	0.025	0.019	0.02	0.016	0.005***	0.003***	0.024	0.018	0.024	0.017	0	0.001	
Panel B “从严治党”对投资不足影响的组间差异(以“交叉任职”衡量党组织是否参与治理)													
$PG\_tw\_cross = 0$							$PG\_tw\_cross = 1$						
从严治党前		从严治党后		均值	中位数	差异	从严治党前		从严治党后		均值	中位数	差异
均值	中位数	均值	中位数	差异	差异		均值	中位数	均值	中位数	差异	差异	
全	0.024	0.018	0.02	0.016	0.004***	0.002***	0.025	0.018	0.02	0.017	0.005	0.001	
央	0.023	0.017	0.02	0.016	0.002*	0.001**	0.029	0.018	0.018	0.015	0.011	0.003	
地	0.025	0.019	0.02	0.016	0.004***	0.003***	0.024	0.018	0.021	0.017	0.002	0.001	

### (三) “从严治党”影响国有企业党组织投资治理效应的回归分析

为检验假设 1,首先对模型 2 进行全样本及分样本回归分析,结果如表 5 所示。从中可以看出,无论是用“双向进入”来衡量党组织是否参与治理,还是用标准更严的“交叉任职”来衡量,交乘项  $Post \times PG$  的系数虽在全样本中不显著,但在过度投资样本组中皆显著为负。这说明十八大以来“从严治党”能够显著提升国有企业党组织的投资治理效应,且主要体现在对过度投资的抑制

上,假设 1 得以验证。另外, $CR$  的系数为正说明国有企业来自产权的干预会导致非效率投资,不过  $GI$  的系数仅在投资不足样本中显著,但系数值小、经济意义不明显,说明来自地方政府的干预仅略微改善国有企业的投资不足,这与理论设想不相一致,主要原因可能在于该指数是通过使用抽样调查得到的企业对“行政审批手续方便简捷情况”的评价而编制的,对于国有企业不一定完全适用。其余控制变量的系数表明:更大规模的国有企业有更低非效率投资水平,这可能因为小规模国有企业有更大

的规模扩张冲动; 负债能抑制国有企业过度投资, 自由现金流过多会加剧过度投资, 更高的管理费用和更多的大股东占款会因挤占企业资源而加剧投资

不足, 而管理层持股比例提升会加剧过度投资, 独立董事制度在国有企业中没有投资治理作用, 这些结果与已有的研究基本一致。

表 5 “从严治党”影响国有企业党组织投资治理效应的回归结果

变量	$pg = pg\_tw$			$pg = pg\_cross$		
	全样本	过度投资	投资不足	全样本	过度投资	投资不足
<i>Intercept</i>	0.207*** ( 3.61)	0.44*** ( 3.45)	0.077 ( 1.18)	0.207*** ( 3.6)	0.445*** ( 3.45)	0.079 ( 1.22)
<i>Post</i>	- 0.003 ( - 1.15)	0.005 ( 0.85)	- 0.007*** ( - 2.62)	- 0.003 ( - 1.14)	0.005 ( 0.8)	- 0.006** ( - 2.52)
<i>PG</i>	0.005 ( 1.33)	0.011* ( 1.78)	0.001 ( 0.26)	0.007* ( 1.74)	0.011 ( 1.54)	- 0.001 ( - 0.21)
<i>Post × PG</i>	- 0.002 ( - 0.66)	- 0.013** ( - 2.05)	0.003 ( 0.77)	- 0.004 ( - 1.1)	- 0.014* ( - 1.95)	- 0.001 ( - 0.23)
<i>CR</i>	0.029** ( 2.54)	0.023 ( 0.78)	0.024 ( 1.5)	0.029** ( 2.55)	0.024 ( 0.82)	0.024 ( 1.48)
<i>GI</i>	0.0004 ( 0.52)	0.00012 ( 0.08)	0.0012* ( 1.67)	0.0004 ( 0.54)	0.0002 ( 0.1)	0.001* ( 1.69)
<i>Size</i>	- 0.008*** ( - 3.12)	- 0.018*** ( - 3.09)	- 0.003 ( - 1.06)	- 0.008*** ( - 3.11)	- 0.018*** ( - 3.09)	- 0.003 ( - 1.09)
<i>Lev</i>	- 0.01 ( - 1.1)	- 0.039* ( - 1.96)	0.017 ( 1.4)	- 0.011 ( - 1.11)	- 0.039* ( - 1.9)	0.016 ( 1.34)
<i>Fcf</i>	0.019** ( 2.15)	0.039* ( 1.67)	0.004 ( 0.4)	0.019** ( 2.14)	0.037 ( 1.62)	0.004 ( 0.41)
<i>Atm</i>	- 0.001 ( - 0.05)	0.049 ( 0.77)	0.067** ( 2.25)	- 0.002 ( - 0.06)	0.054 ( 0.84)	0.066** ( 2.16)
<i>Man_s</i>	- 0.117 ( - 0.67)	0.272** ( 1.97)	- 0.152 ( - 0.72)	- 0.119 ( - 0.67)	0.272* ( 1.95)	- 0.154 ( - 0.73)
<i>Ore</i>	- 0.008 ( - 0.38)	0.019 ( 0.47)	0.047** ( 2.52)	- 0.007 ( - 0.33)	0.02 ( 0.49)	0.047** ( 2.5)
<i>Sep</i>	- 0.03 ( - 1.53)	- 0.035 ( - 0.56)	- 0.003 ( - 0.14)	- 0.03 ( - 1.52)	- 0.035 ( - 0.57)	- 0.003 ( - 0.12)
<i>Idr</i>	- 0.009 ( - 0.43)	- 0.002 ( - 0.07)	- 0.027 ( - 1.2)	- 0.009 ( - 0.41)	- 0.005 ( - 0.14)	- 0.026 ( - 1.16)
<i>Ind/ Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	3194	1341	1853	3194	1341	1853
<i>R2_w</i>	0.033	0.07	0.045	0.033	0.068	0.044

注: 估计系数的标准误经过公司层面的 Cluster 调整(下同)。

(四) 央企与地方国企“从严治党”的效应差异

为检验假设 2, 对模型 2 就央企和地方国企两个样本组别进行回归分析, 同时为节省篇幅, 不予列示控制变量系数估计结果以及行业和年度固定效应控制说明<sup>③</sup>, 结果如表 6。可以看出, 表中交乘项  $post \times pg\_tw$  和  $post \times pg\_cross$  的系数仅在央企样本回归中显著为负, 在地方国企样本回归中不显著。这说明无论是用“双向进入”或是“交叉任职”衡量党组织有无参与治理, “从严治党”后党组织的治理参与能够显著抑制央企的非效率投资, 且主要表现为抑制过度投资, 而这一效应在地方国企中不明显, 印证了“从严治党”对党组

织投资治理效应的改善主要体现在央企群体中的推论, 假设 2 得证。

(五) “从严治党下”党组织的治理参与对投资机会捕捉能力的影响

为考察“从严治党”是否有利于国有企业党组织的治理参与对投资机会捕捉能力的提升作用, 从而改善投资效率, 并据此进一步检验假设 1 和假设 2, 本文接下来对模型 3 进行全样本和分样本回归分析, 结果如表 7 所示。表中的交乘项  $q \times post \times pg$  系数在央企样本回归结果中分别为 0.026 和 0.024, 不仅统计意义显著, 经济意义也很明显, 不过  $q \times post \times pg$  系数在地方国企样本回归结果中却都不显著。这说明“从严治党”以来党组织的治理参与对投资

机会把握能力得到进一步提升, 且这一效应主要体 现在央企中, 假设 1 和假设 2 得以进一步验证。

表 6 “从严治党”效应在央企与地方国企间的差异

Panel A: 以“双向进入”衡量党组织有无参与治理						
变量	央企			地方国企		
	全样本	过度投资样本	投资不足样本	全样本	过度投资样本	投资不足样本
<i>Post</i>	0.007 <sup>*</sup> ( 1.79)	0.03 <sup>***</sup> ( 3.05)	0.004 ( 1.08)	- 0.005 <sup>*</sup> ( - 1.71)	- 0.001 ( - 0.15)	- 0.01 <sup>***</sup> ( - 3.13)
<i>PG_tw</i>	0.014 <sup>**</sup> ( 2.04)	0.037 <sup>***</sup> ( 4.02)	0.014 <sup>***</sup> ( 2.71)	0.002 ( 0.54)	- 0.002 ( - 0.36)	- 0.004 ( - 0.8)
<i>Post × PG_tw</i>	- 0.016 <sup>***</sup> ( - 2.88)	- 0.039 <sup>***</sup> ( - 2.74)	- 0.011 <sup>*</sup> ( - 1.95)	0.001 ( 0.33)	- 0.006 ( - 0.93)	0.007 ( 1.35)
<i>N</i>	942	369	573	2252	972	1280
<i>R2_w</i>	0.058	0.243	0.094	0.038	0.066	0.063
Panel B: 以“交叉任职”衡量党组织有无参与治理						
变量	央企			地方国企		
	全样本	过度投资样本	投资不足样本	全样本	过度投资样本	投资不足样本
<i>Post</i>	0.006 ( 1.38)	0.028 <sup>***</sup> ( 2.77)	0.003 ( 0.94)	- 0.004 ( - 1.53)	0.00001 ( 0.00)	- 0.009 <sup>***</sup> ( - 2.9)
<i>PG_cross</i>	0.01 <sup>**</sup> ( 2.06)	0.011 <sup>**</sup> ( 2.43)	0.004 ( 0.71)	0.003 ( 0.68)	0.003 ( 0.4)	- 0.004 ( - 0.56)
<i>Post × PG_cross</i>	- 0.009 <sup>*</sup> ( - 1.79)	- 0.019 <sup>**</sup> ( - 1.99)	- 0.007 ( - 0.94)	- 0.005 ( - 1.16)	- 0.014 ( - 1.61)	- 0.003 ( - 0.39)
<i>N</i>	942	369	573	2252	972	1280
<i>R2_w</i>	0.051	0.201	0.08	0.038	0.068	0.06

表 7 模型 3 的全样本与分样本回归结果

变量	<i>pg = pg_tw</i>			<i>pg = pg_cross</i>		
	全部国企	央企	地方国企	全部国企	央企	地方国企
<i>Intercept</i>	0.208 <sup>**</sup> ( 2.29)	0.545 <sup>***</sup> ( 3.31)	0.087 ( 0.82)	0.202 <sup>**</sup> ( 2.24)	0.542 <sup>***</sup> ( 3.25)	0.087 ( 0.81)
<i>Q</i>	- 0.003 <sup>**</sup> ( - 2.02)	- 0.002 ( - 0.71)	- 0.003 ( - 1.36)	- 0.003 <sup>**</sup> ( - 1.96)	- 0.002 ( - 0.63)	- 0.003 ( - 1.3)
<i>PG</i>	0.000 ( 0.02)	0.026 ( 1.34)	- 0.012 ( - 1.23)	0.01 ( 0.8)	0.033 ( 1.45)	- 0.006 ( - 0.51)
<i>Q × Post</i>	0.008 <sup>***</sup> ( 3.82)	0.005 ( 1.35)	0.01 <sup>***</sup> ( 3.62)	0.007 <sup>***</sup> ( 3.78)	0.006 <sup>*</sup> ( 1.78)	0.008 <sup>***</sup> ( 3.09)
<i>Q × PG</i>	0.003 ( 0.49)	- 0.007 ( - 0.78)	0.006 ( 1.04)	- 0.005 ( - 0.77)	- 0.011 ( - 1.03)	- 0.002 ( - 0.32)
<i>Post × PG</i>	- 0.008 ( - 0.73)	- 0.059 <sup>***</sup> ( - 3.27)	0.016 ( 1.49)	- 0.014 ( - 1.25)	- 0.048 <sup>**</sup> ( - 2.09)	0.005 ( 0.44)
<i>Q × Post × PG</i>	- 0.000 ( - 0.06)	0.026 <sup>**</sup> ( 2.47)	- 0.013 <sup>**</sup> ( - 1.98)	0.009 ( 1.16)	0.024 <sup>**</sup> ( 2.43)	- 0.001 ( - 0.1)
<i>N</i>	3260	971	2289	3260	971	2289
<i>R2_w</i>	0.125	0.187	0.121	0.124	0.169	0.119

注: *post* 在回归中因解决多重共线性需要而被剔除。

## 六、稳健性测试

(一) 利用倾向得分匹配的双重差分法 (PSM-DID)

为测试估计结果的稳健性, 可将十八大以来的“从严治党”视为一项自然实验, 党组织参与治理的国有企业为实验组, 党组织没有参与治理的国有企业为控制组, 在这一实验场景中截取实验前后三

年样本, 利用双重差分法 (DID) 以考察“从严治党”对国企党组织投资治理效应的改善之处。不过, 国有企业党组织是否参与治理可能与企业某些可观测及不可观测的因素相关, 即存在“自选择”问题。为克服这一难题, 本文采用倾向得分匹配的双重差分法 (PSM-DID) 以有效估计“从严治党”的处理效应。具体过程为: 以 *PG\_tw* 和 *PG\_cross* 为被解释变量, 控制一组尽可能囊括影响企业党组织



是否参与治理的变量并进行 logit 逐步回归以建立最佳估计倾向得分模型。而后再利用基于核匹配 (Kernel) 的方法构建配对的双重差分样本, 以此估计“从严治党”的参与者平均处理效应, 最终的估计结果见表 8。表中  $ATT$  为参与者 (实验者) 平均处理效应的估计值, 即“从严治党”对党组织参与治理的国有企业在非效率投资上的影响估计。可以

看出, 无论以“双向进入”或是“交叉任职”来衡量党组织有无参与治理, “从严治党”都能显著提升党组织抑制过度投资的作用。另外, 这一效应集中体现在央企中, 表现为提升央企党组织抑制过度投资和改善投资不足的双重作用, 但该效应没有在地方法国企中得到明显的体现, 这说明前述对假设 1 和假设 2 的验证论断是稳健可靠的。

表 8 PSM-DID 的估计结果

panelA: 用存在“双向进入”定义实验组										
	全部国企				央企				地方国企	
	全样本	过度投 资样本	投资不 足样本	全样本	过度投 资样本	投资不 足样本	全样本	过度投 资样本	投资不 足样本	
<i>ATT</i>	- 0.001	- 0.008	0.004	- 0.016	- 0.028	- 0.007	0.006	0.006	0.009	
<i>S.E</i>	0.002	0.005	0.002	0.004	0.009	0.004	0.002	0.006	0.003	
<i>T</i>	- 0.46	- 1.67	1.87	- 4.55	- 3.08	- 1.99	2.95	1.04	3.45	
<i>P</i>	0.648	0.096*	0.061*	0.000***	0.002***	0.047**	0.003***	0.297	0.001***	
<i>N</i>	3294	931	1627	960	280	501	2302	687	1114	
panelB: 用存在“交叉任职”定义实验组										
	全部国企				央企				地方国企	
	全样本	过度投 资样本	投资不 足样本	全样本	过度投 资样本	投资不 足样本	全样本	过度投 资样本	投资不 足样本	
<i>ATT</i>	- 0.004	- 0.008	- 0.004	- 0.009	- 0.045	- 0.011	- 0.001	- 0.007	- 0.002	
<i>S.E</i>	0.002	0.005	0.002	0.004	0.014	0.005	0.003	0.006	0.003	
<i>t</i>	- 1.77	- 1.62	- 1.57	- 1.99	- 3.24	- 2.26	- 0.44	- 1.12	- 0.52	
<i>p</i>	0.077*	0.095*	0.117	0.047**	0.001***	0.024**	0.657	0.26	0.601	
<i>N</i>	2623	821	1332	788	201	397	1655	508	798	

## (二) 更换解释变量、控制变量的稳健性测试

### 1. 解释变量用参与治理的人数占比

参考马连福等 (2013) 的做法, 设置反映“双向进入”程度的连续变量  $p\_pg$ : 党委 (组) 成员与董监高成员的重合数占董监高总人数的比例。将  $p\_pg$  作为模型 2 中  $pg$  的具体变量进行回归。结果显示, 交乘项  $post \times p\_pg$  在全部国企和央企的过度投资组中显著为负, 其余不显著, 这说明“从严治党”后党组织抑制非效率投资的作用提升主要体现在抑制央企的过度投资上, 表明实证结论的稳健性。

### 2. 投资机会用营业收入增长率来衡量

考虑到我国股票市场定价有效性的问题, 设置公司营业收入增长率变量  $sg$  来衡量成长性与投资机会, 将其替换模型 3 的  $q$  进行回归。结果显示, 交乘项  $sg \times post \times pg$  在用“交叉任职”来衡量党组织有无参与治理的回归中显著为正, 且仅在央企中得以体现, 这与前述的结论基本一致。

### 3. 重新设置政府干预指标

根据周黎安 (2007) 的“晋升锦标赛”理论, 用省一级的年度 GDP 在全国排名的变动来间接测量省一级政府当年可能对辖区内国有企业的干预

动机和程度, 具体如下: 若某一省 (直辖市、自治区) 上一年的 GDP 增长率在全国的排名相比此前一年上升, 则  $GI\_2 = -1$ ; 若保持不变, 则  $GI\_2 = 0$ ; 若排名下降, 则  $GI\_2 = 1$ 。将  $GI\_2$  替代  $GI$  重新对模型 2 和模型 3 进行回归。最终交乘项  $Post \times PG$  和  $Q \times Post \times PG$  在符号和显著性上与前文的分析结果一致, 说明结论具有稳健性。

## 七、结论与启示

本文针对国有企业高管“经济人”与“政治人”的双重属性, 糅合代理理论与管家理论对国有企业高管自我认识的解释, 并引入十八大以来“从严治党”的调节作用构建“从严治党”下国有企业党组织的投资治理效应理论框架, 利用大样本数据实证检验了相应的理论假说。研究发现, 尽管党组织普遍存在于国有企业中, 但党组织真正参与治理的却占少数, 大多数国企没有将“双向进入、交叉任职”的党组织领导体制应用于实践中, 党组织在国企中的“弱化”、“虚化”问题仍然存在; 通过非效率投资数量的抑制和投资机会方向的把握两个维度的检验, 结果发现国有企业“双向进入、交叉任职”的党组织治理参与模式在

“从严治党” 前没有充分发挥应有的投资治理作用, 而“从严治党” 对国企党组织的整顿和重塑使其充分发挥了应有作用, 有效提升了投资效率, 但是, 这一效应主要体现在对央企过度投资的抑制和捕捉投资机会能力的促进上, 对地方国企的投资治理效应在“从严治党” 后仍然不甚明显。

本文的研究表明, 单纯将国有企业高管视为利己倾向的经理人或利他倾向的管家都不太适合, 国企高管的多面向属性使得我们在研究中应谨慎对待这一问题。理论意义层面上, 党组织的投资治理作用发现丰富了现有中国制度背景下国有企业投资问题的相关研究。但在实践中, 为发挥党组织的投资治理效应, 从而助力企业稳健发展, 国有企业应当积极推动内部党组织融入企业的治理层面上, 不过在这一过程中要确保“从严治党” 所带来的长效机制的构建。另一方面, 实践央企和地方国企的党组织治理目标常常因中央与地方的代理问题产生差异, 为此应当着力解决地方国企党组织的功能弱化问题, 在十九大精神的引领下确保党的方针政策在国企体系中“上下一盘棋”。

注释:

- ① 习近平总书记在 2016 年 10 月全国国有企业党的建设工作会议上提出的“党组织内嵌于公司治理结构中”标志着国有企业党组织的治理参与进入新的阶段。不过鉴于这一思想的应用在全国国有企业中还在探索中, 同时考虑其作为“双向进入、交叉任职”模式的升华, 故本文仍然视当前还处于第三阶段中。详见《改革》2017 年第 3 期。
- ② 详见中国共产党新闻网 <http://cpc.people.com.cn/>。

- ③ 因占用篇幅过大, 包括后续回归分析及稳健性测试的所有过程结果及部分最终结果表格由作者留存备索。

参考文献:

- [1] Myers S.C., Majluf, N.S. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have [J]. Journal of Financial Economics, 1984, 13(2): 187-221.
- [2] 池国华, 杨金, 郭菁晶. 内部控制、EVA 考核对非效率投资的综合治理效应研究——来自国有控股上市公司的经验证据 [J]. 会计研究, 2016(10): 63-69.
- [3] Chang E C, Wong S M L. Political control and performance in China's listed firms [J]. Journal of Comparative Economics, 2004, 32(4): 617-636.
- [4] 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 [J]. 管理世界, 2013(5): 100-115.
- [5] 程博, 宣扬, 潘飞. 国有企业党组织治理的信号传递效应——基于审计师选择的分析 [J]. 财经研究, 2017(3): 69-80.
- [6] Hart O, Moore J. Property Rights and the Nature of the Firm [J]. Journal of Political Economy, 1990: 1119-1158.
- [7] 祝继高, 齐肖, 汤谷良. 产权性质、政府干预与企业财务困境应对——基于中国远洋、尚德电力和苏宁公司的多案例研究 [J]. 会计研究, 2015(5): 28-34.
- [8] 钟海燕, 冉茂盛, 文守逊. 政府干预、内部人控制与公司投资 [J]. 管理世界, 2010(7): 98-108.
- [9] 杨瑞龙, 王元, 聂辉华. “准官员”的晋升机制: 来自中国央企的证据 [J]. 管理世界, 2013(3): 23-33.
- [10] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. 经济研究, 2007(7): 36-50.

## An Analysis of the Investment Governance Effect of SOEs' Party Organization under the Situation of "Strict Administration of the Party"

LAI Ming-fa<sup>1,2</sup>

(1. School of Accounting, Dongbei University of Finance & Economics, Dalian 116025, China;

2. School of Finance, Fujian Jiangxia University, Fuzhou 350108, China)

**Abstract:** The dual attribute of “economic man” and “politician man” of SOEs' senior executives make their personal motivations be more complicated during investment deciding. This paper mixes two different self-knowledge explanations from “agency theory” and “stewardship theory” for SOEs' senior executives, and then makes theoretical and empirical analysis of investment governance effect of SOEs' party organization under the situation of “strict administration of the Party”. This paper finds that party organization's governance participation could promote SOEs' investment efficiency, and have positive effect on investment governance, including reducing Over-investment and promoting the ability of capturing investment chances; this kind of effect mainly exists in central enterprises, while it is still insignificant in local state-owned enterprises. However, whether it is in theory or in practice, in the process of state-owned enterprises promoting the internal party organizations into corporate governance level, we should ensure the construction of long-term mechanism of “strict administration of the party”.

**Key words:** state-owned enterprise; party organization's governance participation; investment governance; strict administration of the party

(责任编辑: 周正)