

集团公司董事会建设与央企全要素生产率*

——一项准自然实验

于 瑶 祁怀锦

(中央财经大学会计学院,北京 100081)



内容提要:本研究以国务院国资委主导的央企控股集团公司董事会建设为准自然实验,以2005—2018年央企制造业上市公司为样本,分析了该项控股集团公司治理改革对下属子公司全要素生产率的影响及其作用路径。研究发现,集团母公司董事会建设提升了所控股制造业上市子公司的全要素生产率。董事会的成立对母公司现有监督治理手段与条件产生了补充作用,在高管纵向兼任较少以及母子公司地理距离更远的样本中,集团母公司董事会建设对上市子公司全要素生产率的促进作用更加明显。中介效应分析得出集团母公司董事会建设主要通过降低管理层代理成本、抑制大股东掏空、改善信息环境以及缓解政策性负担对全要素生产率产生了促进作用。在集团母公司存在超额控制权、上市子公司机构投资者持股比例较低以及非技术密集型行业的样本中,该促进作用更加显著。本研究从控股股东自身治理改革视角丰富了全要素生产率影响因素的理论研究,明确了顶层治理结构设计的重要意义,为提升央企资源配置效率、打造世界一流企业提供了路径参考。

关键词:董事会改革 中央企业 控股股东治理 全要素生产率 母子公司

中图分类号:F276.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2021)10—0024—18

一、引 言

出版于20世纪末的《萧条经济学的回归》一书认为,中国的经济增长来自于大量的资源投入,而非生产率的提升。我国不断进行的经济改革尤其非公经济占比的增长,为我国生产率的提升贡献着重要力量(易纲等,2003)^[1],而国有企业尤其是大型央企集团在生产率提升上始终面临挑战。对于包括央企在内的国有企业主要依靠资源优势如政府补助、政策支持等获得增长的质疑从未停止。在我国国有企业发展过程中,形成了“政府—控股集团—上市公司”的三层控制结构,要实现市场作用与政府作用相辅相成,提升国有企业效率,既需要减轻政府对公司经营层面的干预与控制,也需要建立市场化的治理模式(白俊和连立帅,2014)^[2]。上市公司层面由于需要面对众多资本市场投资者,其公司治理建设比较早,也相对完善。但央企集团公司层面则在较长时期内实行一把手负责制,虽然有利于决策效率的提升,但无法发挥集体决策与现代治

收稿日期:2021-04-18

* 基金项目:财政部会计名家培养工程项目(财政部文件财会[2017]26号);教育部人文社会科学研究规划基金项目“大股东股权质押的行为、动机与风险研究”(19YJA790068);中央财经大学研究生科研创新基金项目“控股股东治理结构改进与企业投资行为研究”(20192Y008)。

作者简介:于瑶,女,博士研究生,研究领域是国企改革与公司治理,电子邮箱:626017411@qq.com;祁怀锦,男,教授,博士生导师,管理学博士,研究领域是国企改革与公司治理,电子邮箱:hjinqi@263.net。通讯作者:祁怀锦。

理体系的优势。集团母公司行政化与上市子公司市场化治理模式之间的矛盾影响着央企的高质量发展。

针对上述问题,国务院国资委于2004年发布了《关于中央企业建立和完善国有独资公司董事会试点工作的通知》(以下简称“通知”),并开展了长达十余年的央企集团公司董事会改革工作。这是政府进一步下放决策权,建立新型“政府-控股集团-上市公司”权利关系的开始。在这之前,集团公司进行决策与执行决策的人员大部分重合,现代董事会制度的缺失使得母公司存在“一言堂”问题,缺乏集体科学决策。监管缺失、决策不当,极易对市场化经营的子孙公司形成负面影响,如2004年发生的中航油新加坡公司巨亏事件。党的十九大报告提出了提升全要素生产率的发展目标,全要素生产率代表着各项资源的配置效率,也被称为技术进步率,对于企业实现高质量发展具有重要意义。在所有者缺位与政府干预并存的背景下,央企控股集团董事会建设是否实现了对所有者监督治理与科学决策权力的“补位”,并推动企业生产率的提升?明确该问题并探寻其作用机理有助于寻找央企高质量发展的改革路径,提升财政贡献,充分发挥央企在经济发展中的作用。

从全要素生产率影响因素看,已有研究主要从外部与内部视角展开分析。外部因素如经济开放(Miller和Upadhyay,2000^[3];简泽等,2014^[4])、环境规制(王杰和刘斌,2014)^[5]以及政府补助(李政等,2019)^[6]等视角。但围绕外部因素的研究无法给出提升国有企业全要素生产率的根本路径,因此有必要从公司治理视角对内部影响因素进行分析。企业集团中,作为控股股东的集团母公司具有重要作用。但由于控股股东往往为非上市公司,公开信息较少,使得现有研究往往在默认控股股东自身治理状态保持稳定的前提下进行分析,并发现其掏空行为会导致治理结构扭曲进而降低上市公司全要素生产率(蒋长流等,2020)^[7],且随着控制权程度的加深,全要素生产率呈现先逐渐增加然后降低的趋势(邹恽等,2009)^[8]。然而控股股东为企业法人时,其治理状态并非稳定不变,鲜有研究关注控股股东自身治理改革对全要素生产率的影响。从央企集团公司董事会建设的经济后果看,现有研究主要从企业业绩与创新产出视角分析了央企集团公司董事会建设对上市子公司的影响(李文贵等,2017^[9];白俊等,2019^[10]),侧重对董事会改革“效果”的分析。然而在央企的资源禀赋优势下,资源配置的“效率”是影响央企高质量发展更为首要的问题。

另外,已有研究发现,人员链接和地缘链接是股东向下进行监督治理的重要条件。国有企业上市子公司高管同时在大股东单位兼任,成为大股东及时获取企业信息、实现监督治理的手段(潘红波和韩芳芳,2016)^[11]。李彬(2015)^[12]发现母子公司地理距离的缩短有助于提升内部控制质量,原因在于地理距离较近时,母公司对子公司的监督控制越及时,传递的信息更可靠。央企集团公司董事会改革作为一种强化控股股东监督治理与决策能力的改革,已有研究尚未关注其治理作用与集团母公司现有监督治理条件之间的关系,对上述问题的分析有助于进一步理解集团公司董事会建设监督治理作用发挥的广泛性与深入性,明确构建正式治理制度对原有集团公司向下监督治理手段与条件的补充作用。

基于以上实践基础与研究现状,本文研究了以央企集团公司董事会建设为背景的控股集团公司治理改革对上市子公司全要素生产率的影响及其作用机制,并讨论了董事会建设与集团母公司现有监督治理手段与条件的关系。可能的贡献在于:第一,在缓解内生性问题的基础上,从企业法人型控股股东内部治理改革视角拓展了企业全要素生产率影响因素的相关文献。现有研究往往默认控股股东自身治理状态保持稳定,从控股股东持股数量以及形成的股权结构视角展开分析(邹恽等,2009)^[8],鲜有研究关注控股股东内部的治理改革是否以及如何影响公司的全要素生产率。本研究以控股股东董事会改革为准自然实验,发现从内部强化控股股东治理能力有利于提升公司全要素生产率,且具有较好的持续性,并从抑制管理层代理成本与大股东掏空、改善信息环境

以及缓解政策性负担视角明确了其作用路径。第二,从“效率”视角丰富了央企集团公司董事会建设经济后果的研究,明确了董事会这一正式制度对集团母公司现有监督治理手段与条件的补充作用。现有研究主要从“效果”视角分析央企集团母公司董事会建设对上市子公司的影响(李文贵等,2017^[9];白俊等,2019^[10])。本研究通过对全要素生产率的分析,弥补了上述不足,并探讨了在不同高管纵向兼任与母子公司地理距离水平下主要结论的变化,明确了正式治理机构建设对强化集团母公司监督治理能力的补充作用。第三,为促进国有企业高质量发展提供了集团母公司层面改革的经验证据。集团母公司行政化与上市子公司市场化治理机制之间存在矛盾,但现有研究主要关注上市子公司层面的混合所有制改革对全要素生产率的影响(李双燕和苗进,2020)^[13],忽略了在促进国有企业生产率提升中,集团母公司治理改革的作用。在集团母公司与上市子公司一对多的组织结构下,本研究为推进国有集团母公司其他形式的现代治理改革提供了参考。

二、文献回顾与假设提出

从公司治理视角分析全要素生产率的影响因素,以上市公司混合所有制改革为研究背景发现混合主体制衡度能够促进全要素生产率的提升(李双燕和苗进,2020)^[13]。从控股股东对公司的控制权情况看,终极控制权大小与全要素生产率呈现倒U型关系(邹怿等,2009)^[8],在金字塔结构下现金流权与超额控制权对于管理层持股激励具有促进作用,提升了全要素生产率(李凯和邹怿,2010)^[14]。此外,更高效的董事会可以促进全要素生产率的提升(Tian和Twite,2011)^[15]。经理人持股也能产生对生产率的促进作用(Palia和Lichtenberg,1999)^[16]。综合来看,良好的公司治理结构是促进企业主动提升生产率的重要内部力量。但上述公司治理视角的研究,主要关注上市公司层面特征对全要素生产率的影响,控股股东治理视角的研究也主要从股东与公司之间的股权契约特征展开分析。限于非上市控股集团治理数据获取的局限,鲜有研究从控股集团自身治理改革视角对全要素生产率进行分析。

研究央企控股集团董事会建设与上市子公司全要素生产率的关系,实质上探讨的是控股股东对上市公司的影响。从监督治理视角看,现有研究认为控股股东股权占比高,因此更可能与公司利益保持一致,从而对代理问题产生良好的监督治理效果(Hoskisson等,2009)^[17],如股价上涨带来的财富增加可以强化控股股东的监督治理(Shleifer和Vishny,1986)^[18],即讨论了控股股东进行监督治理的动力来源,但尚未分析控股股东内生的监督治理能力问题。陈冬等(2009)^[19]发现国有企业民营化且控制人变更为外资时,提高了对外部审计质量的要求,明确了具有更强监督治理能力的控制人在抑制代理问题上的作用。从公司治理传导视角看,被控制企业的公司治理机制能否起到应有作用,与其控股股东的公司治理水平密切相关(Grossman和Hart,1988)^[20]。董事会作为公司治理的关键环节,在公司发展过程中扮演着重要角色,但目前关于董事会在控股股东与上市公司之间作用的研究,主要围绕上市子公司的董事会展开分析(刘慧龙等,2012)^[21]。本研究关注的改革事件为控股股东内生治理能力提升以及治理传导机制的研究提供了机会。已有研究发现央企集团公司董事会建设降低了上市公司代理成本(李文贵等,2017)^[9],并且促进了公司创新(白俊等,2019)^[10],但上述分析尚未关注上市公司全要素生产率的提升。能否提升全要素生产率关系着央企集团公司董事会建设是否从根本上改善了央企体系内的资源配置效率。同其他国有企业一样,央企也面临所有者缺位、内部人控制等一系列代理问题,使得经营效率较低(李寿喜,2007)^[22],因此改革的首要问题是完善公司治理结构(郭彦男和李昊楠,2020)^[23]。而提升全要素生产率的关键在于提升资本配置效率,实现技术进步,公司治理是影响上述决策的重要因素。2004年国资委下发“通知”,开始进行央企集团公司董事会改革,其对上市子公司全要素生产率的治理效应主要

表现在以下几个方面：

第一，央企集团公司董事会建设有利于实现股东对管理层的监督，降低第一类代理成本，提升全要素生产率。政府作为央企的终极控制人，很难真正了解企业的经营运作并给出具体的经营指导，实现有效监督。所有者缺位问题给管理层提供了更多的牟利机会，加之复杂的委托代理层级，使得管理层更倾向于保守的经营策略，追求短期效益（白俊等，2019）^[10]，尤其对需要投入较多精力并承担较大风险的资本性投资更为慎重，这不利于通过技术进步实现全要素生产率的提升。相关改革文件以及我国法律对国有独资公司治理结构做出了规定，政府将与人事任免、考核监督相关的权利交与集团公司董事会，有利于更好地行使股东权力、履行股东义务，促进了国有企业股东的“人格化”，实现所有者“补位”。进一步，央企集团公司董事会建设能够对管理层的消极怠工以及自利行为进行更为有效的监督，提升薪酬业绩敏感性，降低代理成本，强化其资本性投资意愿，推动包括创新研发在内的资本性投资活动，从而对提升企业全要素生产率发挥作用。

第二，央企集团公司董事会建设有利于缓解大股东掏空行为，降低第二类代理成本，提升全要素生产率。大股东掏空占用上市公司资源，对上市公司投资活动产生挤出效应，从而对企业全要素生产率产生负面影响（蒋长流等，2020）^[7]。在我国国有企业上市过程中，往往将优质资产进行剥离并单独上市，上市后承担着一定的历史任务，包括向集团中经营面临困境的成员输送资源。董事会的建设使得控股集团形成了集体决策制度，相较一把手决策制度更能发挥“决策智库”作用（李万利和徐细雄，2020）^[24]。加之拥有专业能力的独立董事参与，集团母公司决策质量的提升，使得内部资本市场的“挑选优胜者”能力得到改善，将促使集团内资源实现优化再分配，缓解对上市公司资源支持的依赖，降低掏空动机，从而促进全要素生产率的提升。

第三，央企集团公司董事会建设有利于改善企业信息环境，提升全要素生产率。一方面，央企集团内部组织结构复杂，而实现资源的优化配置需要明确组织内部资源现状，并做出合理的调整决策，这有赖于良好的内部信息环境；另一方面，全要素生产率的提升也受到外部利益相关者的影响，而外部利益相关者主要通过上市公司提供的信息了解企业经营状态并发挥治理作用。与提升全要素生产率相关的经济活动往往具有较强的资源依赖属性，具有长周期、高风险的特征。诸多研究表明，良好的信息环境是创新活动开展的必要条件，有利于提升投资效率。央企控股集团董事会中具备财务或其他专业背景的董事会成员，将在监督集团内上市公司信息披露中发挥作用，有利于内外部信息使用者获取更加准确及时的信息，从而促进央企全要素生产率的提升。

第四，央企集团公司董事会建设有利于降低政策性负担，提升全要素生产率。央企在追求经济效益的同时承担着较多政治与社会责任，而央企的管理者往往兼具政治身份，不可避免地需考虑与其政治晋升密切相关的个人利益，从而加深政府对央企经营决策的干预，使得企业资源配置过程中需要考虑政府干预可能占用的资源，如雇佣更多的员工带来的冗员问题与成本费用的增加，这将导致资源错配，减少提升生产率的投资资源。而控股集团董事会成立后，其被授予了原有政府的部分权力，有利于降低政府干预及其引发的政策性负担（白俊等，2019）^[10]，权力下放至集团公司董事会，使得集团公司可以发挥政府与上市公司之间的“权力隔离”作用，根据企业具体经营情况在集团内优化资源配置，有利于上市公司的市场化发展，促进全要素生产率的提升。

因此，本文提出以下假设：

H₁：央企集团母公司董事会建设有助于促进上市子公司全要素生产率的提升。

对于高管纵向兼任经济后果的分析存在监督与掏空两种不同的研究结论，但国有企业中高管

纵向兼任引发的掏空问题不明显(闫珍丽等,2019)^[25]。由于国有企业严重的代理问题,使得大股东管理层同时在上市子公司担任高管时,有助于股东发挥对上市公司的监督作用(潘红波和韩芳芳,2016)^[11]。集团公司作为控股方,高管纵向兼任为集团公司涉入上市子公司经营管理与及时获取经营信息提供了便利的通道,拉近了母子公司的权力距离,强化了集团公司的监督作用,如乔菲等(2021)^[26]发现高管纵向兼任可以降低管理层代理成本,进而抑制公司违规。相较存在更多高管纵向兼任的公司,在控股集团公司与上市子公司存在较少兼任高管的情境下,控股集团公司对上市子公司经营活动信息的获取能力较弱,不利于集团母公司进行监督治理,代理问题更加突出,妨碍子公司的高质量发展。因此,预计在母子公司权力距离较远,即高管纵向兼任较少的情境下,央企控股集团公司董事会建设可以对控股股东的监督治理起到补充作用。因此,本文提出以下假设:

H₂:在高管纵向兼任较少的情境下,央企集团母公司董事会建设对上市子公司全要素生产率的促进作用更加明显。

已有研究表明,监督者与被监督者的地理距离将影响监督效果,如当审计师事务所与公司地理距离较近时,公司发生内部控制缺陷的概率更低(Chen等,2016)^[27]。公司与最大机构投资者之间的地理距离影响了公司的诉讼风险,两者地理距离越近越能够降低公司诉讼风险(Mazur等,2018)^[28]。当监督者距离被监督者地理距离较远时,较难充分获取被监督者的一手信息,地理距离的增加将提高两者的信息不对称程度,进一步加剧被监督者的自利行为(Boubaker等,2015)^[29]。对于央企集团,控股母公司与上市子公司地理距离较近时,母公司更容易通过实地考察等形式对上市子公司管理层进行监督指导,而两者地理距离的增加容易加剧上市子公司的内部人控制问题,管理层更容易利用已有资源进行短期行为,以谋求个人晋升或经济利益,影响上市子公司高质量发展。根据上述分析,如果央企控股集团公司董事会建设可以降低代理问题、提升信息质量进而促进全要素生产率的提升,那么在母子公司地理距离较远时,董事会改革对全要素生产率的促进作用应当更加明显,能够起到对远距离母公司监督治理能力的补充作用。因此,本文提出以下假设:

H₃:在母子公司地理距离更远的情境下,央企集团母公司董事会建设对上市子公司全要素生产率的促进作用更加明显。

三、研究设计

1. 模型与变量定义

为检验央企集团公司董事会建设对上市子公司全要素生产率的影响,结合已有研究对控制变量的选取(李双燕和苗进,2020^[13];胡海峰等,2020^[30]),控制公司财务与公司治理等指标。参考多期差分模型的相关研究(Beck等,2010)^[31],在主回归中分别控制年度-公司固定效应、年度-集团-行业固定效应进行多期差分模型回归,建立如下模型:

$$\begin{aligned} opacf = & \alpha_0 + \alpha_1 board + \alpha_2 lev + \alpha_3 cf + \alpha_4 ROA + \alpha_5 size + \alpha_6 growth \\ & + \alpha_7 both + \alpha_8 shrcr + \alpha_9 age + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

模型(1)中,因变量 *opacf* 为全要素生产率。本文采用半参数法,以公司主营业务收入代表产出值,职工人数为劳动总投入值,以固定资产额作为当期资本投入值(鲁晓东和连玉君,2012)^[32]。但也有部分研究提出,在上述半参数两步估计法中,第一步估计的系数只有当自由变量与代理变量相互独立时才可能得到无严重共线性问题的一致估计量,因此提出了一种对前述估计的修正方法,简称为 ACF 修正(Ackerberg等,2015)^[33]。本文采用经 ACF 修正的 OP 法获得的全要素生产率 *opacf*,稳健性检验中用其他计算方式进行再次检验。

模型(1)中的 *board* 为自变量,上市公司董事会建设当年及以后年度该值取 1,之前年度取 0^①。*board* 实质上为经典双重差分模型中时间虚拟变量与处理虚拟变量的乘积。需要说明的是,多期差分模型中不同个体之间由于进入实验组的时间不同,有可能互为对照组与实验组(Bernstein 等, 2016)^[34],例如,以 2007 年所在央企集团公司完成董事会建设的上市公司样本为实验组时,那么到 2007 年仍未进行董事会建设的则成为其对照组。与现有研究数据结构类似(Beck 等,2010)^[31],至本文数据截止期,绝大多数样本均已进入实验组,这并不影响多期差分模型的实现(Bertrand 和 Mullainathan,2003)^[35]。本文所有变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
全要素生产率	<i>opacf</i>	参考现有研究的估计方法,即在 Olley 和 Pakes(1996) ^[36] (OP)方法基础上进行 ACF 修正
央企集团公司董事会改革	<i>board</i>	央企集团公司董事会建设当年及以后年度取 1,之前年度取 0
资产负债率	<i>lev</i>	总负债/总资产
现金流水平	<i>cf</i>	经营活动现金净流量/资产总额
总资产收益率	<i>ROA</i>	净利润/资产总额平均值
公司规模	<i>size</i>	ln(资产总额)
公司成长性	<i>growth</i>	本年销售收入的增长额/上年销售收入
两职兼任	<i>both</i>	公司董事长兼任总经理时该值取 1,否则取 0
股权集中度	<i>shrcr</i>	公司第一大股东持股比例
上市时间	<i>age</i>	截止样本年度公司已上市时间
年度固定效应	<i>year</i>	年度虚拟变量
公司固定效应	<i>stk</i>	公司虚拟变量
集团固定效应	<i>group</i>	集团虚拟变量
行业固定效应	<i>indc</i>	制造业细分行业虚拟变量
高管纵向兼任比例	<i>smb</i>	同时在控股母公司兼任的公司高管数量除以公司高管总人数
董事长/CEO 纵向兼任	<i>bothhc</i>	公司董事长或 CEO 在控股母公司兼任时取值为 1,否则为 0
地理距离	<i>lndis</i>	ln(母子公司注册城市之间的空间地理距离 + 1)

资料来源:作者整理

2. 数据来源与选择

本文使用的样本研究区间为 2005—2018 年,研究对象为央企集团控股的制造业 A 股上市公司。第一家试点央企集团公司规范董事会会议召开时间为 2005 年 10 月,该会议的召开标志着央企集团董事会的正式建立。依据本文对 *board* 的定义,样本首次进入实验组的时间为 2006 年。央企集团公司的董事会试点建设进程如图 1 所示,图 1 代表各年央企集团公司董事会建设试点总数量,图中阴影部分与柱状图上标数字代表每年相比上一年新增的试点集团公司数量。可以看到,除 2008 年无新增试点外,各年度试点增长呈现较为稳定的趋势,为多期差分回归的实现提供了数据基础。

① 国资委召开该央企集团公司董事会建设规范会议,标志着董事会的正式成立。当央企集团董事会规范会议召开时间为 *t* 年上半年时,认定 *t* 年为董事会建设当年,即该样本 *board* 从 *t* 年起及之后年度取值为 1;当董事会规范会议召开时间为 *t* 年下半年时,认定 *t* + 1 年为董事会建设当年,即该样本 *board* 从 *t* + 1 年起及之后年度取值为 1。

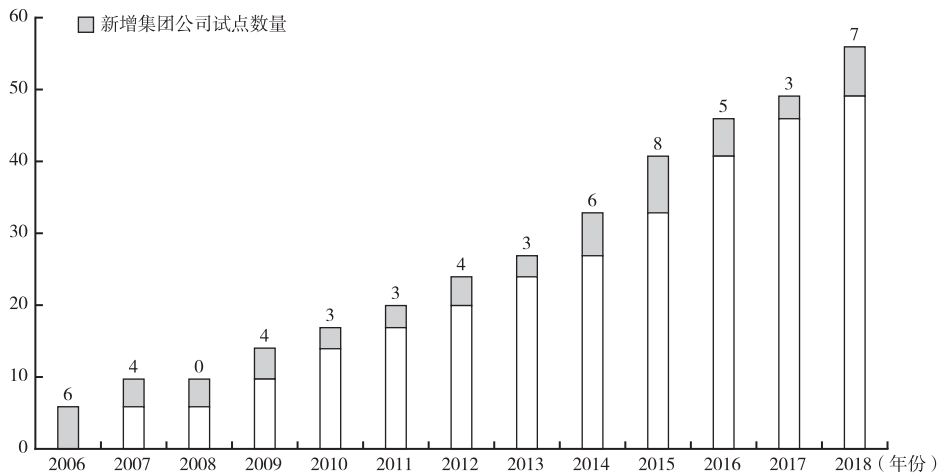


图1 央企控股集团公司董事会建设进程

资料来源:依据国资委官方网站手工整理

另外,本文对数据进行了如下处理:通过对全部央企控股的上市公司实际控制人的逐年核对,删除了上市公司所属央企控股集团发生变动的样本,以保证央企集团公司对所控股上市公司影响的延续性与稳定性。稳健性检验中混合所有制改革数据涉及前十大股东国有与非国有属性的确认,通过对企查查以及工商管理总局数据的手工整理获得。空间地理距离数据来自 Google Map,人员兼任数据以 CCER 数据库为基础依据年报与企查查数据进行了整理。财务与治理数据来自 CSMAR 数据库。删除 ST 与 *ST 样本、有严重缺失值的样本以及实际控制人不详的样本,最终获得 1477 个公司-年度样本,并对文中涉及的连续变量在上下 1% 处进行缩尾处理,回归中进行了稳健标准误估计。

四、实证研究结果

1. 描述性统计

表 2 为描述性统计结果。*opacf* 标准差为 0.667,均值为 10.287,取值范围在 8.964 ~ 12.722 之间,中位数为 10.228。另外,假设 H_2 与假设 H_3 检验中涉及的分组变量,高管纵向兼任比例 *smb* 标准差为 0.133,均值为 0.184,中位数为 0.185,且上四分位数大于 0;董事长或 CEO 纵向兼任 *bothc* 中位数为 1,即超过 50% 的样本中存在核心管理者纵向兼任的现象,可以看到,在央企体系内管理者纵向兼任较为普遍。母子公司之间的空间地理距离 *Indis* 标准差为 3.083,最小值为 0,最大值为 8.060,部分样本母子公司位于同一城市。

表 2 描述性统计

变量	样本量	标准差	均值	最小值	上四分位数	中位数	下四分位数	最大值
<i>opacf</i>	1477	0.667	10.287	8.964	9.811	10.228	10.745	12.722
<i>board</i>	1477	0.499	0.528	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
<i>lev</i>	1477	0.186	0.475	0.069	0.338	0.487	0.614	0.897
<i>cf</i>	1477	0.062	0.039	-0.159	0.003	0.036	0.073	0.246
<i>ROA</i>	1477	0.051	0.030	-0.171	0.010	0.029	0.053	0.181
<i>size</i>	1477	1.284	22.309	20.003	21.424	22.178	23.090	26.651
<i>growth</i>	1477	0.459	0.189	-0.430	-0.028	0.118	0.265	2.789

续表 2

变量	样本量	标准差	均值	最小值	上四分位数	中位数	下四分位数	最大值
<i>both</i>	1477	0.257	0.071	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>shrcr</i>	1477	0.132	0.399	0.127	0.295	0.403	0.501	0.730
<i>age</i>	1477	5.453	12.901	1.345	9.047	13.162	16.825	24.633
<i>smb</i>	1477	0.133	0.184	0.000	0.063	0.185	0.280	0.529
<i>bothhc</i>	1477	0.491	0.596	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
<i>lndis</i>	1477	3.083	5.284	0.000	4.007	6.930	7.210	8.060

资料来源:作者整理

2. 回归结果

(1) 央企集团公司董事会建设与上市子公司全要素生产率的检验结果。表 3 为央企集团公司董事会建设与全要素生产率的回归结果,分别控制年度-公司固定效应以及年度-集团-行业固定效应,并分别进行单变量与加入控制变量的回归。第(1)列和第(2)列中 *board* 的系数分别为 0.091 与 0.083;第(3)列和第(4)列中 *board* 与 *opacf* 的回归系数分别为 0.139 与 0.142,上述结果均在 1% 置信水平下显著。即央企集团公司董事会建设发挥了对所控股上市公司全要素生产率的促进作用,证实了集团公司董事会建设效率提升作用的存在。假设 H₁ 得到支持。

表 3 集团母公司董事会建设与上市子公司全要素生产率

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>
<i>board</i>	0.091 *** (2.61)	0.083 *** (2.68)	0.139 *** (3.09)	0.142 *** (3.80)
<i>lev</i>		0.394 *** (3.11)		0.657 *** (5.84)
<i>cf</i>		0.459 *** (2.60)		0.221 (0.98)
<i>ROA</i>		2.564 *** (9.11)		3.120 *** (9.60)
<i>size</i>		0.183 *** (5.54)		0.196 *** (11.61)
<i>growth</i>		0.109 *** (4.03)		0.096 *** (3.01)
<i>both</i>		-0.015 (-0.40)		0.010 (0.22)
<i>shrcr</i>		0.261 (1.19)		-0.039 (-0.29)
<i>age</i>		-0.093 (-0.86)		0.014 *** (3.22)
常数项	10.701 *** (105.81)	7.531 *** (4.47)	10.103 *** (52.77)	4.997 *** (13.26)

续表 3

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>
年份	YES	YES	YES	YES
公司	YES	YES	NO	NO
集团	NO	NO	YES	YES
行业	NO	NO	YES	YES
N	1477	1477	1477	1477
R ²	0.754	0.807	0.473	0.623

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平下显著;括号内为 *t* 值,下同

资料来源:作者整理

(2)母子公司高管纵向兼任对基础回归结果的影响。高管纵向兼任有利于大股东及时掌握公司信息,更好地发挥监督治理作用(潘红波和韩芳芳,2016)^[11]。以同时在控股母公司兼任的公司高管数比上公司高管总数,获得高管纵向兼任比例 *smb*。依据各年度 *smb* 中位数将样本分为两组,如表 4 第(1)列和第(2)列所示,回归中不包括等于中位数的样本,第(1)列为高管纵向兼任程度较低的样本,*board* 系数为 0.168,且在 1% 置信水平下显著;第(2)列为高管纵向兼任程度较高的样本,*board* 系数为 -0.006,且不显著。另外,根据上市公司董事长或总经理是否在控股母公司兼任职务的虚拟变量 *bothhc* 对样本进行了分组回归,如第(3)列和第(4)列所示,仅在无董事长或总经理纵向兼任的情境下 *board* 系数显著,存在纵向兼任时系数不显著。上述结果说明,在高管纵向兼任较少的情境下,央企集团公司董事会建设对全要素生产率的促进作用更强,强化了权力距离较远条件下集团公司的监督治理作用。假设 H₂ 得到支持。

(3)母子公司地理距离对基础回归结果的影响。监督者与被监督者的地理距离将影响监督效果(Chen 等,2016^[27];Mazur 等,2018^[28])。央企集团中,母子公司地理距离的增加容易加剧内部人控制问题。以 *Indis* 作为代理变量,计算方式为依据 Google Map 测算并整理的母子公司注册城市之间的空间地理距离加 1 后取自然对数。如表 4 所示,将样本以各年度 *Indis* 中位数进行分组,回归中不包括等于中位数的样本,第(5)列为母子公司地理距离较远的样本,*board* 系数为 0.149,且在 1% 置信水平下显著;第(6)列为母子公司地理距离较近的样本,*board* 系数为 0.016,但不显著。系数差异检验显示,在母子公司地理距离更远的情况下,央企集团公司董事会建设对全要素生产率的促进作用更强,弥补了地理距离较远时集团公司监督治理能力的不足。假设 H₃ 得到支持。

表 4 母子公司关系特征对基础回归结果的影响

变量	母子公司高管纵向兼任				母子公司地理距离	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>
<i>board</i>	0.168*** (3.22)	-0.006 (-0.15)	0.156** (2.55)	-0.012 (-0.31)	0.149*** (2.88)	0.016 (0.43)
常数项	7.783* (1.92)	8.265*** (3.77)	10.717*** (2.78)	7.355*** (3.81)	4.244 (0.92)	6.978*** (4.37)

续表 4

变量	母子公司高管纵向兼任				母子公司地理距离	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>
年份/公司/控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	717	718	596	881	725	694
R ²	0.812	0.861	0.867	0.825	0.806	0.811
系数差异	$P = 0.0034^{***}$		$P = 0.0072^{***}$		$P = 0.0246^{**}$	

资料来源:作者整理

3. 作用路径分析

本文采用中介效应模型,对央企集团公司董事会建设影响上市公司全要素生产率的作用路径进行分析(温忠麟和叶宝娟,2014)^[37]。模型(1)已检验了央企集团公司董事会建设对全要素生产率的总效应,设中介变量为 M , $Controls$ 代表模型(1)中的控制变量,依据模型(2)和模型(3)并结合 Sobel 检验进行进一步分析。

$$M = \beta_0 + \beta_1 board + Controls + \delta \tag{2}$$

$$opacf = \gamma_0 + \gamma_1 board + \gamma_2 M + Controls + \delta \tag{3}$$

第一,对“集团公司董事会建设 - 管理层代理成本 - 全要素生产率”路径进行检验,中介变量 M 为管理层代理成本。由于管理费用项目噪声较多,在此采用总资产周转率进行度量。总资产周转率 $arate$ 值越低,一定程度上说明管理层越消极怠工,代理成本越高(李寿喜,2007)^[22]。如表 5 第(1)列和第(2)列所示, $board$ 与 $arate$ 之间存在显著的正向关系,系数为 0.056;用 $board$ 与 $arate$ 同时对 $opacf$ 进行回归,相比表 3 第(2)列的 0.083, $board$ 系数降低至 0.054。中介效应逐步回归通过了 Sobel 检验,即的确存在集团公司董事会建设降低管理层代理成本进而提升全要素生产率的作用路径。

第二,对“集团公司董事会建设 - 大股东掏空 - 全要素生产率”路径进行检验,中介变量 M 为大股东掏空,采用年末其他应收款净额除以资产总额 ort 进行度量(蒋长流等,2020)^[7]。如表 5 第(3)列和第(4)列所示, $board$ 与 ort 之间存在显著的负向关系,系数为 -0.006;用 $board$ 与 ort 同时对 $opacf$ 进行回归,相比表 3 第(2)列的 0.083, $board$ 系数降低至 0.076。中介效应分析通过了 Sobel 检验,即的确存在集团公司董事会建设抑制大股东掏空行为进而提升全要素生产率的作用路径。

表 5 作用路径分析 I

变量	(1) <i>arate</i>	(2) <i>opacf</i>	(3) <i>ort</i>	(4) <i>opacf</i>
<i>board</i>	0.056 ^{***} (2.72)	0.054 ^{**} (2.31)	-0.006 ^{***} (-2.85)	0.076 ^{**} (2.47)
<i>arate</i>		0.875 ^{***} (19.48)		
<i>ort</i>				-1.058 ^{***} (-2.74)

续表 5

变量	(1) <i>arate</i>	(2) <i>opacf</i>	(3) <i>ort</i>	(4) <i>opacf</i>
常数项	4.162 *** (5.28)	3.622 ** (2.53)	-0.016 (-0.19)	7.515 *** (4.47)
年份/公司/控制变量	YES	YES	YES	YES
N	1477	1477	1477	1477
R ²	0.803	0.886	0.487	0.808
Sobel 检验	$z = 2.822^{***}$		$z = 1.964^{**}$	

资料来源:作者整理

第三,对“集团公司董事会建设-信息环境-全要素生产率”路径的检验,中介变量 M 为信息环境,由于包括盈余管理等在内的度量公司信息环境的内部指标易受管理层影响,在此采用分析师预测偏差 $Analy$ 进行度量(钟凯等,2016)^[38],用实际净利润减去分析师预测净利润的绝对值除以营业收入,该值越高,说明企业信息透明度越低,信息环境越差,股东及其他利益相关者治理效应的发挥越受到阻碍。如表 6 第(1)列和第(2)列所示, $board$ 与 $Analy$ 之间存在显著的负向关系,系数为 -0.013 ;用 $board$ 与 $Analy$ 同时对 $opacf$ 进行回归,相比表 3 第(2)列的 0.083 , $board$ 系数降低至 0.071 。中介效应分析通过了 Sobel 检验,即的确存在集团公司董事会建设改善上市公司信息环境进而提升全要素生产率的作用路径。

第四,对“集团公司董事会建设-政策性负担-全要素生产率”路径的检验,中介变量 M 为超额雇员水平,是政策性负担的重要表征,参考耿云江和马影(2020)^[39]的计算方式,在控制总资产收益率、公司规模、销售收入增长率、资本密集度、资产负债率与年度行业固定效应基础上估算正常雇员水平,再计算实际员工人数与估算值的差,获得超额雇员水平 $exemp$ 。该值越高,政策性负担越严重。如表 6 第(3)列和第(4)列所示, $board$ 与 $exemp$ 之间存在显著的负向关系,系数为 -0.111 ;用 $board$ 与 $exemp$ 同时对 $opacf$ 进行回归,相比表 3 第(2)列的 0.083 , $board$ 系数降低至 0.043 。中介效应分析通过了 Sobel 检验,即的确存在集团公司董事会建设降低政策性负担进而提升全要素生产率的作用路径。

表 6 作用路径分析 II

变量	(1) <i>Analy</i>	(2) <i>opacf</i>	(3) <i>exemp</i>	(4) <i>opacf</i>
$board$	-0.013^* (-1.92)	0.071^{**} (2.36)	-0.111^{**} (-2.37)	0.043^* (1.71)
$Analy$		-0.901^{***} (-6.08)		
$exemp$				-0.359^{***} (-17.80)
常数项	0.729^* (1.86)	8.188^{***} (5.13)	-4.364^* (-1.74)	5.966^{***} (4.26)
年份/公司/控制变量	YES	YES	YES	YES

续表 6

变量	(1) <i>Analy</i>	(2) <i>opacf</i>	(3) <i>exemp</i>	(4) <i>opacf</i>
N	1477	1477	1477	1477
R ²	0.572	0.814	0.749	0.879
Sobel 检验	$z = 1.895^*$		$z = 2.151^{**}$	

资料来源:作者整理

4. 截面分析

由于金字塔式组织结构的存在,使得企业实际控制人的控制权有可能大于所有权。超额控制权即实际控制人控制权比例减去所有权比例(邹恽等,2009)^[8],它的存在为大股东掏空上市公司提供了机会。将样本分为无超额控制权与有超额控制权样本组,回归结果如表7第(1)列和第(2)列所示,*board*系数仅在有超额控制权的样本中显著,系数为0.177。另外,机构投资者具有较好的治理作用,以上市子公司年末机构投资者持股数量除以公司总股数,按照各年该比值中位数将样本分组,不包括等于中位数的样本。回归结果如表7第(3)列和第(4)列所示,仅当持股比例较低时*board*系数显著,为0.128。上述结果说明,集团公司董事会建设在控股股东有超额控制权以及机构投资者持股较少的情况下,更有利于全要素生产率的提升。即在代理问题更加严重、治理环境较差的情况下,央企集团公司董事会建设体现出了对上市公司更加显著的治理作用。

已有研究将固定资产比重与研发支出比重作为区分行业要素特征的标准(鲁桐和党印,2014)^[40]。应用其分类结果将本研究中制造业上市公司样本细分为技术密集型与非技术密集型两组^①。如表7第(5)列和第(6)列所示,*board*系数仅在非技术密集型样本组中显著,为0.238。上述结果说明,央企集团公司董事会建设对全要素生产率的促进作用集中体现在非技术密集型样本中,能够提升主要依靠资本与劳动力资源企业的系统生产效率,即企业在一定的劳动或资本要素条件下创造价值的能力获得了显著提升。

表 7 截面分析

变量	无超额控制权组	有超额控制权组	机构投资者持股比例高组	机构投资者持股比例低组	非技术密集型	技术密集型
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>
<i>board</i>	0.022 (0.52)	0.177*** (3.71)	0.042 (1.12)	0.128** (2.47)	0.238*** (4.79)	0.023 (0.62)
常数项	4.336** (2.35)	5.519*** (2.75)	2.560 (0.63)	7.742*** (4.28)	10.498* (1.88)	5.797*** (2.83)
年份/公司	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	744	733	736	733	578	899

① 本研究中属于技术密集型的制造业行业包括:C34通用设备制造业;C35专用设备制造业;C36汽车制造业;C37铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业;C38电气机械和器材制造业;C39计算机、通信和其他电子设备制造业;C40仪器仪表制造业;C41其他制造业。其他为非技术密集型制造业行业。

续表 7

变量	无超额控制权组	有超额控制权组	机构投资者持股比例高组	机构投资者持股比例低组	非技术密集型	技术密集型
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>
R ²	0.855	0.804	0.880	0.822	0.834	0.831
系数差异	<i>P</i> = 0.0073 ***		<i>P</i> = 0.0397 **		<i>P</i> = 0.0002 ***	

资料来源:作者整理

5. 稳健性测试

(1)内生性问题。一方面,多期差分模型的应用需保证在处理前对照组与实验组之间在全要素生产率上具有类似的变化趋势,即需要满足共同趋势假设。为此,参考现有研究,依据如下模型(4)对样本进行动态趋势分析(Bertrand 和 Mullainathan, 2003^[35]; 杜勇和邓旭, 2020^[41])。设模型(4) $bod^{t-j}(bod^{t+j})$ 中 t 为该上市公司所在央企集团公司完成董事会建设当年,对于该上市公司所在央企集团完成董事会建设之前(之后) j 年的样本, $bod^{t-j}(bod^{t+j})$ 取值为 1, 否则为 0。CONTROLS 为模型(1)中的控制变量,跨期动态趋势回归时控制了公司与年度固定效应。

$$opacf = \alpha_0 + \alpha_1 bod^{t-3} + \alpha_2 bod^{t-2} + \alpha_3 bod^{t-1} + \alpha_4 bod^t + \alpha_5 bod^{t+1} + \alpha_6 bod^{t+2} + \alpha_7 bod^{t+3} + \alpha_8 bod^{t+4} + CONTROLS + \varepsilon \quad (4)$$

回归结果如图 2 所示,图 2 中纵坐标为虚拟变量 bod 与全要素生产率的回归系数,横坐标为相对于董事会建设当年即 t 年的相对时间轴。在集团公司董事会建设前区间内的变量 bod^{t-j} 与全要素生产率之间不存在显著关系,共同趋势假设检验得到 P 值为 0.4279,即满足平行趋势假设。 bod^{t+j} 与全要素生产率至少在 10% 显著性水平上存在显著的正相关关系,其影响系数存在逐渐变大的趋势,证实了董事会建设对企业全要素生产率促进作用的持续性。

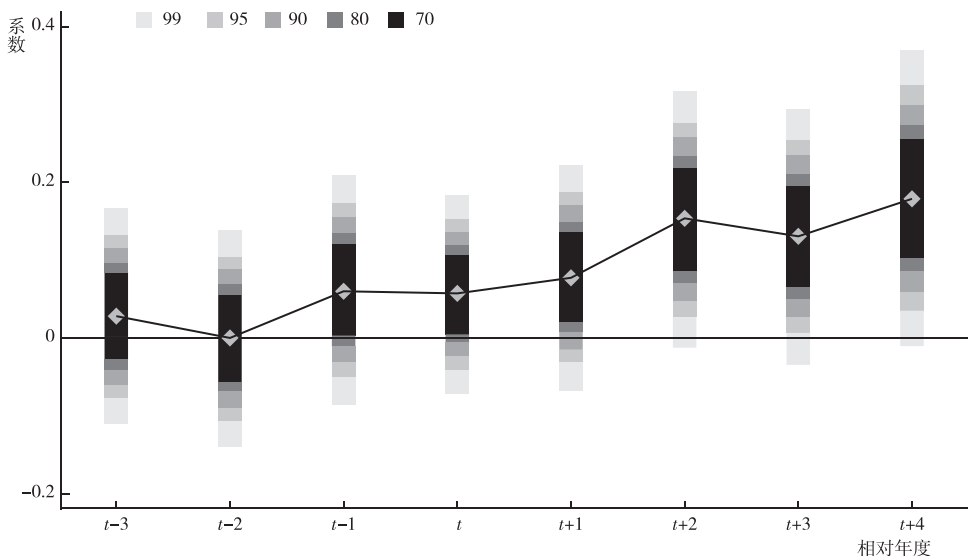


图 2 多期差分模型共同趋势检验 ($P = 0.4279$)

资料来源:作者整理

另一方面,央企集团公司董事会建设试点的确定可能并非政府随机选择的结果,受到本身财务与公司治理状况的影响。参考国内学者对多期差分模型的设定,设置实验组与固定的对照组

并通过倾向得分匹配与多期差分模型进行再次检验(邹洋等,2019)^[42]。将 2014 年及以前期间所在集团母公司完成董事会建设的上市公司样本作为实验组,所在集团公司 2015 年之后(不包括 2015 年)才完成董事会建设的上市公司样本以及尚未进行董事会建设的样本确定为对照组。依据对照组的时间范围,选择的研究样本区间截止年度为 2015 年。以公司财务与治理特征匹配上述实验组与对照组。匹配后结果显示,均值检验显示所有变量均不再存在显著差异,且偏差(% bias)在 10% 以内。以匹配后的样本对模型(1)进行重新回归,结果如表 8 第(1)列和第(2)列所示,分别控制公司-年度与集团-年度-行业固定效应。*board* 系数分别为 0.081 和 0.125 且显著。上述结果说明,央企集团公司董事会建设对上市公司全要素生产率的促进作用并未显著受到内生性问题的影响,在缓解控制组与实验组之间的特征差异后,多期差分模型的回归结果依然显著。

表 8 倾向得分匹配后的回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>
<i>board</i>	0.081 * (1.82)	0.125 ** (2.27)
常数项	-4.271 (-0.82)	4.391 *** (7.89)
控制变量	YES	YES
年份	YES	YES
公司	YES	NO
集团	NO	YES
行业	NO	YES
N	814	814
R ²	0.826	0.609

资料来源:作者整理

(2)替代性解释排除。如表 9 第(1)~(3)列所示,一方面,2010 年起施行的央企 EVA 考核改革对央企发展产生了积极影响(刘凤委和李琦,2013^[43];梁上坤等,2019^[44]),全要素生产率提升的原因可能是考核方式的改革,而非集团母公司董事会改革的后果。为排除上述可能,删除了 2010 年之前的样本,重新进行回归。如果央企集团公司董事会建设对全要素生产率的促进作用是由于 EVA 考核改革带来的,那么仅对考核改革后的样本进行回归,*board* 与全要素生产率之间应当不存在显著关系。回归结果如表 9 第(1)列所示,*board* 系数为 0.071,且在 5% 置信水平下显著,从而排除了上述竞争性解释。另一方面,央企上市公司全要素生产率的提升可能来自上市公司层面混合所有制建设的结果(李双燕和苗进,2020)^[13]。以 2008 年股权分置改革基本结束后的样本展开分析,采用前十大股东中非国有股权占比除以国有股权占比(*nosoe*)和第二大非国有股权占比除以第一大国有股权占比(*mix*)对上市公司混合所有制股权制衡程度进行度量,将其作为控制变量加入主回归中。如表 9 第(2)列和第(3)列所示,*nosoe* 和 *mix* 对 *opacf* 的回归系数均为正数,且 *mix* 系数在 5% 置信水平下显著,但并未对 *board* 与 *opacf* 之间的关系产生明显影响,*board* 系数依然显著为正。

表 9 替代性解释排除

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>
<i>board</i>	0.071 ** (2.31)	0.098 *** (3.06)	0.097 ** (2.11)
常数项	9.344 *** (5.36)	10.503 *** (4.07)	6.054 (1.47)
年份/公司/控制变量	YES	YES	YES
N	990	1148	526
R ²	0.864	0.841	0.892

资料来源:作者整理

(3)其他稳健性测试。如表 10 第(1)~(6)列所示,对主回归结果进行了以下其他稳健性测试。首先,替换对全要素生产率的计量。除主回归中用到的 OP 计算方法外,通过 LP 与 OLS 法进行再次计算(Levinsohn 和 Petrin,2003^[45];鲁晓东和连玉君,2012^[32])。其中 LP 方法进行 ACF 修正,计算获得的新指标分别记为 *lpacf* 与 *tfp_OLS*。回归结果如第(1)列和第(2)列,*board* 与 *lpacf* 和 *tfp_OLS* 的回归系数显著为正。其次,删除央企集团公司董事会成立当年的样本,回归结果如第(3)列所示,*board* 系数显著且为 0.067。第三,使用固定效应模型进行重新回归,如第(4)列所示,*board* 系数为 0.108,置信水平为 5%。最后,进行公司层面的聚类与集团层面的聚类回归。回归结果如第(5)列和第(6)列所示,*board* 的系数均为 0.142,分别在 1% 与 5% 置信水平下显著。

表 10 其他稳健性测试

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lpacf</i>	<i>tfp_OLS</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>	<i>opacf</i>
<i>board</i>	0.082 *** (2.70)	0.082 *** (2.62)	0.067 * (1.79)	0.108 ** (2.36)	0.142 *** (2.96)	0.142 ** (2.65)
常数项	7.495 *** (4.53)	7.390 *** (4.34)	6.261 ** (2.13)	6.070 *** (5.34)	4.997 *** (6.82)	4.997 *** (6.77)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份	YES	YES	YES	YES	YES	YES
公司	YES	YES	YES	NO	NO	NO
集团	NO	NO	NO	YES	YES	YES
行业	NO	NO	NO	YES	YES	YES
N	1477	1477	1360	1477	1477	1477
R ²	0.817	0.800	0.808	0.407	0.623	0.623

资料来源:作者整理

五、结论与政策启示

在着力打造中央企业世界一流核心竞争力的背景下,本文研究证实了结合现代公司治理理论构建的中国特色“政府-控股集团-上市公司”的权利链接结构对央企高质量发展的积极意义与作用机制,从效率视角丰富了法人型控股股东自身治理改革的经济后果。研究发现:首先,集团公司董事会建设表现出了对所控股上市公司全要素生产率的促进作用,且在控制内生性问题等

诸多稳健性检验后该结果依然存在。在公司高管纵向兼任较少以及母子公司地理距离较远的情况下,集团母公司董事会建设对全要素生产率的促进作用更加显著。其次,中介效应检验显示,集团母公司董事会建设通过降低管理层代理成本、抑制大股东掏空、改善信息环境以及降低政策性负担,促进了上市子公司全要素生产率的提升。此外,央企集团公司董事会建设对上市子公司全要素生产率的促进作用在控股集团公司有超额控制权、上市公司机构投资者持股比例低以及非技术密集型行业的样本中更加显著。

围绕上述研究结论以及正在进行的国有企业改革与高质量发展转型,获得以下政策启示。首先,有必要继续深化处于控制链高层的国有法人治理改革,这是一种标本兼治并具有长期性的高质量发展改革路径。现有改革举措多关注国有企业自身,然而同一控制链尤其上游的控制方在更广的范围内影响着国有企业发展。在集团母公司与子孙公司一对多的组织架构下,从集团母公司出发的改革能从源头上提升集团成员的生产效率。理顺集团公司与控股上市公司之间的治理逻辑,降低市场化与行政化治理模式的冲突,对生产率的提升作用是长期可持续发展的。其次,有必要继续深化政府对控股集团公司的放权改革,这是缓解国有企业所有者缺位与政府干预,进而提升资本配置效率的重要路径。央企集团公司董事会在获取政府部分授权后所发挥的治理作用,缓解了管理者代理问题,降低了政府对央企的直接干预,尤其对于那些由于权利安排或地理距离导致原有股东监督能力薄弱的上市公司,集团母公司董事会为其提供了基于正式治理制度的监督力量。控股集团公司董事会能够在保持绝对控股的前提下实现有效治理,为进行所有者补位式的治理改革提供了思路。最后,有必要加强集团公司董事会规范运作,结合其他各项改革进程,持续推进制度创新。正式制度建设相比其他临时性安排或具有外部环境依赖的模式更具稳定性。在十余年的央企集团公司董事会改革后,如何保持集团公司董事会在推动央企生产率提升中的作用,需要继续强化董事会独立性与专业性,重视董事人员选拔程序与标准的优化,完善董事会权力制衡制度,关注董事个人能力与公司发展的匹配程度,做到不越位、不缺位。

参考文献

- [1] 易纲,樊纲,李岩. 关于中国经济增长与全要素生产率的理论思考[J]. 北京:经济研究,2003,(8):13-20.
- [2] 白俊,连立帅. 国企过度投资溯因:政府干预抑或管理层自利?[J]. 北京:会计研究,2014,(2):41-48.
- [3] Miller, S. M., and M. P. Upadhyay. The Effects of Openness, Trade Orientation, and Human Capital on Total Factor Productivity [J]. Journal of Development Economics, 2000, 63, (2):399-423.
- [4] 简泽,张涛,伏玉林. 进口自由化、竞争与本土企业的全要素生产率——基于中国加入 WTO 的一个自然实验[J]. 北京:经济研究,2014,(8):120-132.
- [5] 王杰,刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析[J]. 北京:中国工业经济,2014,(3):44-56.
- [6] 李政,杨思莹,路京京. 政府补助对制造企业全要素生产率的异质性影响[J]. 北京:经济管理,2019,(3):5-20.
- [7] 蒋长流,江成涛,郑德昌. 大股东掏空、非效率投资与企业全要素生产率[J]. 长春:工业技术经济,2020,(5):100-110.
- [8] 邹锋,李凯,艾宝俊. 终极控制权、现金流权与公司全要素生产率[J]. 哈尔滨:管理科学,2009,(5):2-12.
- [9] 李文贵,余明桂,钟慧洁. 央企董事会试点、国有上市公司代理成本与企业绩效[J]. 北京:管理世界,2017,(8):123-135.
- [10] 白俊,邱善运,刘园园. 央企董事会试点:治理规范影响国企创新吗?——来自国有上市公司的经验证据[J]. 天津:现代财经(天津财经大学学报),2019,(7):35-51.
- [11] 潘红波,韩芳芳. 纵向兼任高管、产权性质与会计信息质量[J]. 北京:会计研究,2016,(7):19-26.
- [12] 李彬. 母子公司距离、内部控制质量与公司价值[J]. 北京:经济管理,2015,(4):95-105.
- [13] 李双燕,苗进. 差异化股权制衡度、行业异质性与全要素生产率——基于混合所有制企业的证据[J]. 北京:经济管理,2020,(1):5-24.
- [14] 李凯,邹锋. 金字塔控制、管理层持股与公司全要素生产率——来自中国制造业国有上市公司的经验证据[J]. 合肥:预测,2010,(2):13-20.

- [15] Tian, G. Y., and G. J. Twite. Corporate Governance, External Market Discipline and Firm Productivity [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2011, 17, (3): 403 – 417.
- [16] Palia, D., and F. R. Lichtenberg. Managerial Ownership and Firm Performance: A Re-examination Using Productivity Measurement [J]. *Journal of Corporate Finance*, 1999, 5, (4): 323 – 339.
- [17] Hoskisson, R. E., M. W. Castleton, and M. C. Withers. Complementarity in Monitoring and Bonding: More Intense Monitoring Leads to Higher Executive Compensation [J]. *Academy of Management Perspectives*, 2009, 23, (2): 57 – 74.
- [18] Shleifer, A., and R. W. Vishny. Large Shareholders and Corporate Control [J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94, (3): 461 – 488.
- [19] 陈冬, 陈平, 唐建新. 实际控制人类型、法律保护与会计师事务所变更——基于国企民营化的经验研究 [J]. *北京: 会计研究*, 2009, (11): 59 – 65.
- [20] Grossman, S. J., and O. D. Hart. One Share-one Vote and the Market for Corporate Control [J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, 20, (1 – 2): 175 – 202.
- [21] 刘慧龙, 吴联生, 王亚平. 国有企业改制、董事会独立性与投资效率 [J]. *北京: 金融研究*, 2012, (9): 127 – 140.
- [22] 李寿喜. 产权、代理成本和代理效率 [J]. *北京: 经济研究*, 2007, (1): 102 – 113.
- [23] 郭彦男, 李昊楠. 国有资本收益、利润转移与国企利润 [J]. *上海: 财经研究*, 2020, (2): 96 – 110.
- [24] 李万利, 徐细雄. 集体决策能够改善国有企业投资效率吗? ——基于“三重一大”意见的准自然实验研究 [J]. *蚌埠: 财贸研究*, 2020, (2): 80 – 96.
- [25] 闫珍丽, 梁上坤, 袁淳. 高管纵向兼任、制度环境与企业创新 [J]. *北京: 经济管理*, 2019, (10): 90 – 107.
- [26] 乔菲, 文雯, 徐经长. 纵向兼任高管能抑制公司违规吗? [J]. *北京: 经济管理*, 2021, (5): 176 – 191.
- [27] Chen, Y., F. A. Gul, and C. Truong, et al.. Auditor Client Specific Knowledge and Internal Control Weakness: Some Evidence on the Role of Auditor Tenure and Geographic Distance [J]. *Journal of Contemporary Accounting and Economics*, 2016, 12, (2): 121 – 140.
- [28] Mazur, M., G. Salganik-Shoshan, and T. Walker, et al.. Proximity and Litigation: Evidence from the Geographic Location of Institutional Investors [J]. *Journal of Financial Markets*, 2018, 40, (4): 60 – 74.
- [29] Boubaker, S., I. Derouiche, and M. Lasfer. Geographic Location, Excess Control Rights, and Cash Holdings [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2015, 42, (6): 24 – 37.
- [30] 胡海峰, 窦斌, 王爱萍. 企业金融化与生产效率 [J]. *北京: 世界经济*, 2020, (1): 70 – 96.
- [31] Beck, T., R. Levine, and A. Levkov. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States [J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65, (5): 1637 – 1667.
- [32] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007 [J]. *北京: 经济学(季刊)*, 2012, (2): 541 – 558.
- [33] Akerberg, D. A., K. Caves, and G. Frazer. Identification Properties of Recent Production Function Estimators [J]. *Econometrica*, 2015, 83, (6): 2411 – 2451.
- [34] Bernstein, S., X. Giroud, and R. R. Townsend. The Impact of Venture Capital Monitoring [J]. *Journal of Finance*, 2016, 71, (4): 1591 – 1622.
- [35] Bertrand, M., and S. Mullainathan. Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences [J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111, (5): 1043 – 1075.
- [36] Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. *Econometrica*, 1996, 64, (6): 1263 – 1297.
- [37] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. *北京: 心理科学进展*, 2014, (5): 731 – 745.
- [38] 钟凯, 程小可, 张伟华. 货币政策、信息透明度与企业信贷期限结构 [J]. *北京: 财贸经济*, 2016, (3): 60 – 77.
- [39] 耿云江, 马影. 非国有大股东对国企超额雇员的影响: 成本效应还是激励效应 [J]. *北京: 会计研究*, 2020, (2): 154 – 165.
- [40] 鲁桐, 党印. 公司治理与技术创新: 分行业比较 [J]. *北京: 经济研究*, 2014, (6): 115 – 128.
- [41] 杜勇, 邓旭. 中国式融资融券与企业金融化——基于分批扩容的准自然实验 [J]. *北京: 财贸经济*, 2020, (2): 69 – 83.
- [42] 邹洋, 张瑞君, 孟庆斌, 侯德帅. 资本市场开放能抑制上市公司违规吗? ——来自“沪港通”的经验证据 [J]. *北京: 中国软科学*, 2019, (8): 120 – 134.
- [43] 刘凤委, 李琦. 市场竞争、EVA 评价与企业过度投资 [J]. *北京: 会计研究*, 2013, (2): 54 – 62.
- [44] 梁上坤, 潘俊, 白羽. EVA 考核机制实施与公司现金持有——来自我国中央企业的经验证据 [J]. *北京: 管理评论*, 2019, (12): 233 – 249.
- [45] Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. *The Review of Economic Studies*, 2003, 70, (2): 317 – 341.

Board Reform of Holding Group and Total Factor Productivity of Central State-owned Enterprise: A Quasi-natural Experiment

YU Yao, QI Huai-jin

(School of Accountancy, Central University of Finance and Economics, Beijing, 100081, China)

Abstract: China's state-owned enterprises have formed the control structure of "government-holding group company-listed company". In order to realize the complementary role of the market and the government, it is necessary to reduce the government's intervention and control on the company's operation level on the one hand, and establish a market-oriented governance model on the other hand. At the level of the central enterprise group, the system of one-person responsibility is implemented for a long period of time. Although it is conducive to the improvement of decision-making efficiency, it cannot give play to the advantages of collective decision-making and modern governance system. The contradiction between the administration of holding group companies and the market-oriented governance model of listed companies affects the high-quality development of central enterprises. In 2004, the Chinese government began to require SOE group companies to construct boards. This is the beginning of the government to further decentralize the decision-making power and establish a new right relationship between the government and enterprises in combination with modern corporate governance theory.

Total factor productivity (TFP) is an important indicator to measure the level of high quality economic development. It is found that the board reform of holding group improves the TFP of the listed manufacturing subsidiaries. In addition, in the sample that are fewer shared senior managers and further distant between the parent company and subsidiaries, the board reform has a more obvious promoting effect on the TFP of listed subsidiaries. The mediating effect analysis shows that the board reform can promote TFP mainly by reducing the management agency cost, restraining the hollowing out of major shareholders, improving the information environment and reducing government intervention. The governance effect is more significant in the sample of group parent company with excess control, listed subsidiaries with low shareholding ratio of institutional investors, and non-technology-intensive samples.

The main contribution of this paper is to expand the literature on the influencing factors of enterprise total factor productivity on the basis of alleviating endogeneity problem. On the one hand, existing studies are often based on the assumption that the corporate governance mechanism of controlling shareholder remains unchanged, then they analyze the influence of equity contract relationship established between controlling shareholder and company on total factor productivity, such as the characteristics of control rights, etc. However, this assumption is contrary to the governance practice. This paper makes up for the deficiency of the above research and carries out the research under the situation of the change of the controlling shareholder's governance mechanism. On the other hand, the research on the economic consequences of the board reform is enriched from the perspective of efficiency, and clarifies the supplementary role of the board to the existing supervision and governance means and conditions of the parent company. Existing studies mainly analyze the influence of board reform on listed subsidiaries from the perspective of effect. Through the analysis of total factor productivity, this study makes up for the above deficiencies, and also discusses the changes of the main conclusions under different levels of vertical concurrent positions of senior executives and the geographical distance between parent and subsidiary companies, and clarifies the complementary role of formal governance institution construction in strengthening the supervisory governance capacity of parent company. At last, it provides empirical evidence for the reform at the parent company level to promote the high-quality development of state-owned enterprises from the perspective of practice. Existing studies mainly focus on the impact of the mixed ownership reform at the level of the listed subsidiaries on total factor productivity, ignoring the role of the governance reform of the parent company in promoting the productivity of state-owned enterprises. Under the one-to-many organizational structure of parent company and listed subsidiary, this study provides reference for promoting other forms of modern governance reform of parent company.

Key Words: board reform; central state-owned enterprise; governance of controlling shareholders; total factor productivity; parent company and subsidiary

JEL Classification: G30, G34, P31

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2021.10.002

(责任编辑:张任之)