

政府审计能提升国企产能利用率吗?

——基于2010—2016年央企控股的上市公司面板数据的实证分析

张曾莲, 赵用雯

(北京科技大学 东凌经济管理学院, 北京 100083)

[摘要] 以2010—2016年央企控股的上市公司为研究样本,运用双重差分模型(DID)对经过倾向值得分匹配方法(PSM)配对的样本进行回归,考察政府审计与国企产能利用率之间的关系。研究表明,政府审计与国企产能利用率显著正相关,且非“十大”组较“十大”组显著,二次审计较一次审计对产能利用率没有显著影响。此外,政府审计的监督力度越强,其对国企产能利用率的治理效果越好。

[关键词] 政府审计;产能利用率;国家审计;国家治理;公司治理;社会审计

[中图分类号] F239.44 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2019)05-0022-10

一、引言

刘家义指出,政府审计作为国家治理的重要手段,受到各界高度重视且寄予厚望,它构成了国家用于预防、揭示和抵御治理问题的“免疫系统”,形成了以权力制约权力的良好制衡关系,这种强有力的治理机制将对社会、政府和企业产生重大影响^[1]。《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》强调,中央企业作为国有经济发展的中流砥柱,其现代企业制度的建设及公司治理效率的提升关乎国有经济改革的成效。而央企控股的上市公司作为中央企业体系中的一个分支,与央企的经营绩效一脉相承,对国有经济的影响同样值得关注。

政府审计监管对国家经济发展的意义重大。而企业绩效在一定程度上代表着国家的经济发展水平,企业的经营管理要以遵守国家的法律政策为前提,国家相关政策的制定和实施也要顾及企业的需求和发展。当前,我国企业尤其是制造业等传统行业产能过剩问题严重,“去产能”作为我国供给侧结构性改革的重点之一,更是刻不容缓的一项工作,中央企业更要身体力行地走在“去产能”的前列,因此产能利用率成为衡量国企经营绩效的重要指标之一。审计署审计长胡泽君在第十二届全国人民代表大会常务委员第三十一次会议上强调了个别地方仍存在没有按照要求淘汰化解产能的情况,对此工信部鼓励优势企业建立集成产业平台,推进相关行业并购重组,以达到规模经济,设立专项奖励资金,增加对钢铁、煤炭和水泥等行业“去产能”的支持力度,颁布相关政策文件进行规范,并与权威媒体合作建立舆论监督管理机制。在中国特色的审计环境下,政府审计与企业的经营决策息息相关,特别是国有企业,无论是重大经济决策的制定、宏观政策的执行还是内部管理制度,都要受到政府的监管,政府审计在改善国有企业经营管理、提升产能利用率、促进受托经济责任履行中扮演着重要的角色。在我国,大多数国有企业体量庞大,持有多家上市公司的股份,特别是由其作为实际控制人的上市公司,自然而然地被赋予了国有属性,间接受到了政府审计的监督。政府审计结果公告制度间接引入了社会媒体的监督机制,信息的快速传播对社会公众和上市公司释放出警示信号,使得上市公司通过调整内部重大决策进行更加规范高效的经营管理,从而提升上市公司的产能利用率。

鉴于此,本文采用2010—2016年央企控股的上市公司面板数据实证研究政府审计对国企产能利用率的影响。褚剑、许汉友等学者的研究中提到,倾向值得分匹配法(PSM)能够较好地处理样本个体间差异对研究结果的影响,而双重差分模型(DID)能够较好地缓解内生性问题对研究结果的影响^[2-3]。因此,本文采用两者相结合的研究方法对样本数据进行分析。通过研究发现,政府审计确实能够在一定程度上使国企的产能利用率提升,

[收稿日期] 2018-12-11

[基金项目] 北京市自然科学基金项目(9182011)

[作者简介] 张曾莲(1980—),女,湖南长沙人,北京科技大学东凌经济管理学院教授,博士生导师,从事政府会计、政府审计研究,E-mail: zhangzl@manage.ustb.edu.cn;赵用雯(1995—),女,天津人,北京科技大学东凌经济管理学院硕士研究生,从事政府审计、财务管理研究。

且研究结果具有稳健性。此外,本文分别从“政府审计前后企业产能利用率对比——区分事务所类型”“两次政府审计效果的对比——区分事务所类型”和“政府审计前后企业产能利用率对比——考虑审计监督力度”等方面进行了拓展性的进一步分析,研究表明,政府审计对非“十大”组的上市公司产能利用率有显著正向影响,对“十大”组的上市公司影响不显著;二次审计对上市公司的产能利用率与一次审计相比并没有进一步影响,说明政府审计的威慑力有一定的持续性,且这种结果在PSM样本、“十大”组、非“十大”组中表现一致;政府审计的监督力度与政府审计对国企产能利用率的约束效果存在显著的正相关关系,监督力度越强,政府审计对国企产能利用率的治理效果越好。在控制变量方面,公司规模和管理费用率对产能利用率有显著的负向作用,企业上市年龄对产能利用率有显著的正向作用,这意味着资产规模大的企业在产能过剩方面问题更加严重,管理费用支出可以在一定程度上反映企业的产能利用效率。

本文的贡献在于,目前关于政府审计对央企控股上市公司产能利用率影响的研究较少,在大多数对政府审计与企业绩效的研究中,也鲜有从产能利用率角度评估企业绩效的文献。因此,本文实证研究政府审计与国有企业产能利用率的关系可以较好地补充相关领域的空白。

二、文献回顾与研究假设

(一)文献回顾

产能以生产涉及的范围为依据,可以被划分为微观、中观和宏观三个层次。微观产能指企业一个作业单元满负荷工作时能处理的最大限度或者参与生产的全部固定资产,在组织结构和技术条件一定的情况下,能够生产的最大产量;中观产能指某个具体产业的生产能力;宏观产能指一个国家国民经济的生产能力^[4]。对于产能利用率的研究,目前的研究领域广泛,实证分析集中于中观产能和微观产能两个方面。中观产能的研究关注特定行业的产能利用率,例如,何立华研究中国省际炼化产业产能过剩的影响因素,研究结果显示,中国炼化产业整体产能过剩,经济周期波动、市场需求和企业规模对炼化产业产能利用率有正向影响,政府干预对炼化产业产能利用率有负向影响,且炼化产业产能过剩地区分布不均衡^[5]。仲云云利用数据包络分析法计算了我国制造业28个行业的产能利用率,发现当前制造业产能过剩主要受市场和行业结构不合理、资本投入效率低下、环境污染整治力度弱与技术创新欠缺等因素影响^[6]。唐子惠等通过考察我国2010—2015年各地区的工业产能利用率,发现中部地区优于东、西部地区,且整体上不存在空间自相关性^[7]。杨立勋研究了中国汽车行业产能利用预警体系的构建与产能利用率^[8]。此外,邓忠奇、孔祥忠、顾晓安等人分别研究了钢铁、水泥和煤炭等行业的产能过剩问题^[9-11]。

微观产能方面,张皓研究了出口贸易强度与产能利用率的关系,发现企业出口强度与其产能利用率正相关,说明出口贸易有助于企业淘汰过剩产能^[12]。哇强研究了企业对外直接投资与产能利用率的关系,发现其对产能利用率有显著的正向影响,且产能过剩企业对外直接投资的边际效益大于非产能过剩企业^[13],李雪松的研究也得到了相同的结论^[4]。赵黎黎和黄建新研究了钢铁企业产能过剩与其并购绩效之间的关系,通过分析宝钢、武钢、河北钢铁集团的并购案例,提出推进钢铁企业实质性并购重组是优化产业结构的重要举措^[14]。张国胜研究了政府采购与企业产能利用率的关系,发现政府采购是导致企业产能利用率下降的重要因素^[15]。刘建勇论证了环境规制与企业技术创新和产能利用率的关系,发现环境规制可以通过技术创新对产能利用率发挥作用,且环境规制对技术创新和产能利用率的影响呈“U”型^[16]。王永进研究了企业柔性视角下引进信息技术对产能利用率影响的微观机制,发现无论在企业层面还是地区层面,加大信息化技术的投资支持力度都能够显著提升企业的产能利用率^[17]。

因此,从现有研究来看,实证研究较多着眼于中观产能和微观产能层面,而关于产能利用率微观层面的分析则以研究企业特征或行为对产能利用率的影响居多,且结论相对于实际情况相符。但针对政府监管措施对企业产能利用率的作用研究较少,涉及政府审计这一监管措施的研究领域更是一片空白。

(二)理论分析与研究假设

我国是社会主义国家,人民当家做主,全部社会财富为人民所有。社会财富分为个人所有和集体所有两种属性,集体所有的公共财产委托政府部门经营管理,而政府部门将其委托给国有企事业单位代为管理。因此,我国政府部门和国有企业对人民负有公共受托经济责任。政府审计机关有义务对国有企业是否切实履行了责任

进行定期地评价和考核。

产能过剩问题是当前国家治理的重点,产能利用率理所当然成为衡量国有企业治理效率的重要指标。在公共受托经济责任的理论框架下,政府审计灵活高效地依法行使其行政监管职能,在监督国有企业产能利用率方面扮演着重要角色。现有研究大多支持政府审计具有明显的外部治理效应,如蔡利和马可哪呐的实证分析结果表明,政府审计在一定程度上发挥了提升央企控股上市公司经营业绩的作用^[18]。陈海红等学者的研究发现,政府审计通过行使其作为国家治理手段的职责,使得央企控股上市公司的投资效率得到提升,且盈余质量在两者之间存在中介效应^[19]。褚剑和方军雄的研究结果显示,政府审计在公司治理状况较好、审计监督力度较强的情况下对国企高管的超额在职消费行为有更好的抑制作用^[2]。陈宋生等研究发现,政府审计显著增强了央企控股上市公司的会计稳健性,抑制了企业可操控性应计利润与真实盈余管理的水平^[20]。

同时,通过2003年审计署颁布相关文件确立的审计结果公告制度,为央企间接地建立了一种社会监督机制,进一步提升了国家对于国有企业产能过剩问题的治理力度。审计署官网作为国家政府部门的官方网站,较一般的社会机构更具公信力,信息准确性更高,一旦被审计的央企出现违规问题,会立即受到资本市场的关注,由此带来的负面影响将会对上市公司造成严重打击。例如,李小波和吴溪发现,审计署发布审计报告后,受到处罚决定的央企,其控股的上市公司股价出现严重下跌,受到了资本市场的惩罚,且违规金额越高,市场反应越强烈^[21]。此外,政府审计结果的公开还会引来社会媒体的介入,这有助于增强政府审计的威慑力。傅樵和高晓雅发现,媒体关注度越高,政府审计的腐败治理作用越强^[22]。Dai等的研究发现,已公开的内部人交易信息经过媒体的传播,内部人未来交易的利润会减少,媒体的关注发挥了公司治理作用^[23]。实际情况下,审计署以年为单位按期在审计署官网发布审计结果公告,之后各大主流媒体都会及时追踪相关信息,对审计中发现的国企经营管理问题等情况进行详尽的广泛报道,并且根据当前的经济形势,聚焦热点问题。目前,“去产能”作为国家治理的重点课题,必然成为社会关注的焦点。

综合上述分析,在审计署实施政府审计并将审计结果公告后,国有企业出于政治压力、高管晋升以及未来发展的考虑,会产生提升产能利用率的动机和行为。因此,我们推测,政府审计对国企产能利用率同样具有威慑作用。由此,本文提出如下假设H。

H:在其他条件一定的情况下,政府审计能够提升国企的产能利用率。

三、研究设计

(一) 变量定义与模型设定

本文审计样本的“被审年度”“介入年度”“公告年度”的界定如下:介入年度相对于被审年度滞后一期,公告年度相对于介入年度滞后一期,例如,2018年审计署发布对中央企业的审计结果公告,研究样本的公告年度即为2018年,审计介入年度为2017年,被审年度为2016年。

1.被解释变量。*Eff*表示产能利用率。已有文献存在多种计算产能利用率的方法:一是Nelson利用实际产出与设计生产能力的比值计算了美国私有电器设施行业的产能利用率^[24];二是Garcia和Newton利用峰值法计算了美国捕鱼业的产能利用率^[25];三是Kirkley等利用数据包络分析法(DEA)计算了美国渔业的产能利用率^[26];四是Fare等提出用随机生产前沿函数(SPF)法估计生产效率以及产业的产能利用率^[27];五是国务院发展研究中心课题组采用成本函数法测算企业产能利用率,研究发现产能利用率对企业销售净利率和总资产周转率两个财务指标有直接影响,且产能利用率主要和总资产周转率相关,产能利用率越高,总资产周转率越快^[28];六是李雪松等使用随机前沿生产函数法,计算企业产能利用率,并采用总资产周转率作为企业产能利用率的替代指标对研究结果进行了稳健性检验^[4]。此外,还可以采用代理变量衡量产能利用率。赵黎黎和黄新建采用总资产周转率衡量企业资产经营质量和使用效率^[14];杨先明和马娜运用上市公司总资产周转率表示企业产能利用率^[29];修宗峰和黄健柏使用固定资产收入比衡量制造业企业产能利用率,并且采用存货收入比作为替代指标进行了稳健性检验^[30];王秀丽采用企业本期营业收入与期末资产总额的比值衡量微观企业层面的产能利用率,比值越低,则产能利用率越低,同时还指出修宗峰等通过固定资产净值与营业收入之比衡量产能利用率只考虑了企业固定资产的产能利用情况,遗漏了原材料、半成品等流动资产对产能的贡献^[31]。

关于产能利用率指标选择的说明,本文借鉴赵黎黎和黄新建、杨先明和马娜、李雪松等与王秀丽的指标选

取方法^[14,29,4,31],结合国务院发展研究中心课题组的研究成果(即产能利用率对企业销售净利率和总资产周转率有直接影响,且产能利用率主要和总资产周转率相关)^[28],考虑到本文的研究对象为以制造业等行业为主的国有企业,因此采用总资产周转率作为企业产能利用率的替代变量,该指标越高,说明产能利用率越高,企业产能利用状况越好。此外,产能过剩的研究对象可能是地区、行业或微观企业,本文的研究主体是微观企业,所以没有采用经济函数类指标而选择了财务类指标。

2.解释变量。*Audit*为政府审计哑变量。若上市公司所属央企集团接受了政府审计,则介入年度及以后年度均赋值为1,否则赋值为0。*Post*为审计前后哑变量。考虑到政府有关部门在介入年度开始对央企集团实施审计,对央企控股上市公司的影响应在介入年度以后发挥作用,有一定的滞后性,故本文对公告年度以后(包括公告年度)的各年赋值为1,否则赋值为0,控制组样本与其匹配的实验组样本取值相同。

3.控制变量。借鉴李雪松、王秀丽、张国胜、刘建勇和王永进等的研究^[4,31,15-17],本文在模型中还加入了如下可能影响企业产能利用率的控制变量:资产负债率(*Lev*)、总资产收益率(*Roa*)、公司规模(*Lnasset*)、经营现金流量营收比(*Roc*)、销售费用率(*Sfee*)、管理费用率(*Mfee*)、托宾*Q*值(*TQ*)、企业上市年龄(*Age*)等。各变量的具体定义见表1。

表1 变量定义表

变量	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	产能利用率	<i>Eff</i>	总资产周转率=营业收入/期末资产总额
解释变量	政府审计哑变量	<i>Audit</i>	若被审,则介入年度及以后取1,否则取0
	审计前后哑变量	<i>Post</i>	公告年度及以后年度取1,否则取0
控制变量	资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
	总资产收益率	<i>Roa</i>	净利润/期末资产总额
	公司规模	<i>Lnasset</i>	总资产的自然对数
	经营现金流量营收比	<i>Roc</i>	经营活动现金流量净额/营业收入
	经营现金流量资产比	<i>Ac</i>	经营活动现金流量净额/期末资产总额
	销售费用率	<i>Sfee</i>	销售费用/营业收入
	管理费用率	<i>Mfee</i>	管理费用/营业收入
	托宾 <i>Q</i> 值	<i>TQ</i>	(企业股价*流通股数量+非流通股净资产+债务市值)/总资产
	企业上市年龄	<i>Age</i>	当年年份-企业上市年份

4.DID模型设定。为检验政府审计对央企控股的上市公司产能利用率的影响,避免研究可能存在的内生性问题,本文拟采用多期双重差分模型(DID)进行分析。具体模型如下:

$$Eff_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Audit_{i,t} + \beta_2 Post_{i,t} + \beta_3 Audit_{i,t} \times Post_{i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 Roa_{i,t} + \beta_6 Lnasset_{i,t} + \beta_7 Roc_{i,t} + \beta_8 Sfee_{i,t} + \beta_9 Mfee_{i,t} + \beta_{10} TQ_{i,t} + \beta_{11} Age_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,下标*i*和*t*分别代表第*i*个样本和第*t*年。我们关心的是*Audit*×*Post*的系数 β_3 ,预期 β_3 显著为正,即如果政府审计对上市公司产生积极影响,则被审计署审计过的央企集团,其控制的上市公司产能利用率在随后年度会明显改善。

(二) 样本选择与数据来源

根据2012—2018年审计署发布的对中央企业集团的审计结果公告,本文手工整理2010—2016历年央企名单及相应年份的央企集团控股的上市公司,以2010—2016年央企控股的上市公司为研究样本。需要说明的是,审计署从2003年起发布审计结果公告,2010年开始针对单个国有企业发布审计结果公告,而2010年审计公告的被审对象财务年度为2008年,因此,本文研究样本年度比审计结果公告年度依次滞后两年。考虑到2008年金融危机的影响,本文最终选取2010—2016被审年度作为研究样本进行分析。

本文政府审计数据来自审计署官网,上市公司数据均来自CSMAR数据库,剔除金融、保险、ST、*ST以及数据缺失的上市公司,共得到1107个样本观测。本文所有连续变量已按1%标准进行了缩尾处理,避免极端值对结果的影响,并运用Stata13.0数据处理软件对数据进行分析。

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

表2从均值、中位数、最小值、最大值和标准差五个方面报告了全样本主要变量的描述性统计结果。从表2可以看出,产能利用率(*Eff*)的均值为0.780,中位数为0.628,本文采用总资产周转率作为产能利用率的衡量指标,一般企业设置的总资产周转率的标准值为0.8,由此可以看出,央企控股的上市公司总体产能利用率偏低,最

小值为0.063,最大值为3.013,标准差为0.569,说明总体产能利用状况不均衡,存在明显差异;资产负债率(*Lev*)的均值为0.519,与50%的标准基本持平,说明央企控股的上市公司总体偿债能力较好,最小值为0.065,最大值为0.993,标准差为0.213,说明公司间资产负债水平存在较大差异,对于资产负债率过高的公司应及时予以关注;总资产收益率(*Roa*)的均值为0.028,中位数为0.029,一般来讲,总资产收益率在7%以上较好,说明央企控股的上市公司总体盈利能力有待提高;经营现金流量营收比(*Roc*)的均值为0.062,说明央企控股的上市公司平均收入质量不高,由于大多数企业属于制造业,也侧面反映了我国制造业收入欠佳的情况;经营现金流量资产比(*Ac*)与经营现金流量营收比(*Roc*)类似,同时反映了我国央企控股的上市公司整体存在体量大、现金流管理欠佳的缺陷;央企控股的上市公司销售费用率水平总体较好,管理费用率(*Mfee*)普遍高于销售费用率,这一结论与实际相符,虽然不同行业管理费用率有差异,但最大值0.514明显超出所有行业正常的管理费用占比,考虑到当前国家对于国有企业“三公”经费问题的严厉整治,相关部门对管理费用率过高的企业应加强监控;托宾*Q*值的统计结果显示,央企控股的上市公司平均价值较高,成长性差异较大。企业上市年龄(*Age*)从0至24均有分布,说明我国央企集团在控股上市公司方面流动性较强,有源源不断的“新鲜血液”注入,研究样本涉及的上市公司范围广泛,加强了实证结果的可信度。

(二) 相关性分析

表3列示了主要

变量之间的相关性分析结果。可以看出,除经营现金流量营收比(*Roc*)与经营现金流量资产比(*Ac*)的相关系数为0.796,在1%的水平上显著外,其余变量间的相关系数绝对值均小于0.7。分析结果表明,控制变量与因变量相关性显著,说明本文较好地控制了影响产能利用率的其他因素。此外,由于经营现金流量营收比(*Roc*)与经营现金流量资产比(*Ac*)两个变量相关度过高,本文在进行回归分析时,只选取了经营现金流量营收比(*Roc*)作为控制变量。

(三) 回归结果分析

1. 倾向值得分匹配(PSM)结果分析

由于研究样本中央企控股的上市公司存在被审计过与未被审计过两种情况,两者本身存在的可能性差异会对研究结果产生影响,因此,本文采用倾向值得分匹配(PSM)对样本进行处理,以减小这种差异可能带来的影响。借鉴李青原和马彬彬、周微、王兵等人的方法^[32-34],考虑到政府审计具有多期性的特点,与某一政策在一个年度实施的研究方法略有不同,本文首先构建研究样本时间序列上的纵向数据集,被审计过的样本为实验组(*treat=1*),未被审计过的样本为控制组(*treat=0*),然后通过Logit回归对研究样本进行分行业(以2012版证监会行业代码为标准)、分年度的最近邻匹配,为被审样本(*ttreat=1*)选择在资产负债率(*Lev*)、总资产收益率(*Roa*)、公司规模(*Lnasset*)、经营现金流量资产比(*Ac*)等公司特征方面具有相似性的配对观测(*treat=0*),得到高度同质的样本组,配对观测*Post*变量取值与其对应被审观测*Post*取值相同。剔除未匹配上的样本,本文共得到328个观测值,其中处理组162个,控制组166个。

表2 全样本主要变量描述性统计

变量	均值	中位数	最小值	最大值	标准差
产能利用率(<i>Eff</i>)	0.780	0.628	0.063	3.013	0.569
是否被审计(<i>Audit</i>)	0.330	0.000	0.000	1.000	0.470
资产负债率(<i>Lev</i>)	0.519	0.527	0.065	0.993	0.213
总资产收益率(<i>Roa</i>)	0.028	0.029	(0.199)	0.179	0.052
公司规模(<i>Lnasset</i>)	22.543	22.314	20.033	27.852	1.394
经营现金流量营收比(<i>Roc</i>)	0.062	0.049	(0.510)	0.586	0.145
经营现金流量资产比(<i>Ac</i>)	0.040	0.036	(0.150)	0.230	0.066
销售费用率(<i>Sfee</i>)	0.037	0.030	0.000	0.166	0.033
管理费用率(<i>Mfee</i>)	0.089	0.076	0.007	0.514	0.076
托宾 <i>Q</i> 值(<i>TQ</i>)	2.365	1.842	0.879	9.142	1.568
企业上市年龄(<i>Age</i>)	12.000	13.000	0.000	24.000	5.455

表3 相关性分析

变量	<i>Eff</i>	<i>Audit</i>	<i>Lev</i>	<i>Roa</i>	<i>Lnasset</i>	<i>Roc</i>	<i>Ac</i>	<i>Sfee</i>	<i>Mfee</i>	<i>TQ</i>	<i>Age</i>
<i>Eff</i>	1.000										
<i>Audit</i>	0.052*	1.000									
<i>Lev</i>	0.110***	-0.100***	1.000								
<i>Roa</i>	0.063**	-0.029	-0.432***	1.000							
<i>Lnasset</i>	0.041	0.092***	0.403***	-0.008	1.000						
<i>Roc</i>	-0.098***	0.086***	-0.055*	0.189***	0.094***	1.000					
<i>Ac</i>	0.133***	0.124***	-0.061**	0.228***	0.089***	0.796***	1.000				
<i>Sfee</i>	-0.159***	-0.040	-0.171***	0.061**	-0.282***	-0.015	-0.015	1.000			
<i>Mfee</i>	-0.408***	0.039	-0.270***	-0.059*	-0.295***	0.046	-0.034	0.327***	1.000		
<i>TQ</i>	-0.078***	0.057*	-0.420***	0.148***	-0.526***	0.037	0.045	0.175***	0.283***	1.000	
<i>Age</i>	0.104***	0.260***	0.192***	-0.258***	0.124***	0.006	-0.003	-0.168***	-0.031	-0.140***	1.000

注:***、**、*分别表示在1%, 5%, 10%的水平上显著(下同)。

从表4可知,匹配后(Matched)所有变量的标准化偏差(%bias)均小于10%,匹配结果较好。并且对比匹配前(Unmatched)的结果,匹配后(Matched)所有变量的标准化偏差均大幅缩小,也证实了匹配后的实验组和控制组在可观察到的公司特征变量上无显著差异。

图1显示了倾向值得分匹配后样本的共同取值范围。从图1可以看出,大多数观测值均在共同取值范围内(on support),说明在进行倾向得分匹配时仅会损失少量样本,匹配结果较好。

表4 PSM匹配有效性检验

变量	Unmatched	Mean		%bias	%reduct bias	t-test	
	Matched	Treated	Control			t	p> t
Lev	U	0.52829	0.47644	23.5		3.13	0.002
	M	0.52545	0.50664	8.5	63.7	1.80	0.071
Roa	U	0.02746	0.02983	-4.4		-0.58	0.562
	M	0.02728	0.0259	2.6	41.7	0.55	0.581
Lnasset	U	22.606	22.252	27.0		3.26	0.001
	M	22.488	22.522	-2.6	90.4	-0.58	0.563
Ac	U	0.0424	0.02732	22.6		2.91	0.004
	M	0.03919	0.03497	6.3	72.0	1.31	0.190

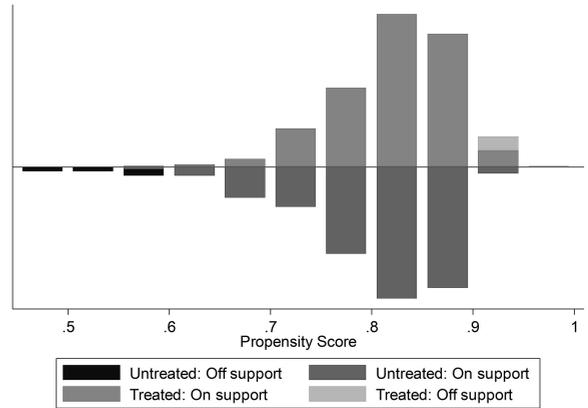


图1 倾向得分的共同取值范围

2. 基于双重差分模型(DID)的回归结果分析

表5列(1)报告了模型(1)的回归结果,分析列(1)可知, $Audit \times Post$ 的交乘项系数为0.287,在5%的水平上显著为正,说明政府审计有利于提升企业产能利用率,与预期结果一致。从样本的控制变量回归结果来看,产能利用率与公司规模(Lnasset)在1%水平上显著负相关,说明规模越大的公司,产能过剩情况越严重;产能利用率与管理费用率(Mfee)在1%水平上显著负相关,说明企业在管理费用方面的支出越少,企业的产能利用率越高;产能利用率与企业上市年龄(Age)在10%水平上显著正相关,说明上市时间长的企业其产能利用状况更好,企业经营管理更完善。

(四) 稳健性检验

为了确保实证结果的稳健性,依据现有文献,本文参考许汉友等人的样本选取方法^[3],对上述研究结果进行稳健性检验。由于DID模型需要实验组与控制组两组样本,本文基于2012—2018年审计署发布的审计结果公告,通过对照2010—2016年央企名单及相应年份其控股的上市公司样本,选取50家在该期间从未被政府审计过的上市公司为控制组($treat=0$),被政府审计过的144家上市公司为实验组($treat=1$),剔除金融、保险、ST、*ST以及数据缺失的上市公司,共得到194家公司的333个样本观测值。本文重新定义Post变量,Post取值为0,表示未接受政府审计年度;取值为1,表示接受政府审计年度。由于2010年审计署开始针对单个企业进行审计结果公告,其公告审计对象年度为2008年,所以本文选取2007年数据作为未接受政府审计年度进行对比分析,最终得到2007年至2017年共333个样本数据。为避免极端值对结果的影响,本文对所有连续变量按1%进行缩尾处理。

本文仍然采用双重差分模型(DID)进行分析。具体模型如下:

$$Eff_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 treat_{i,t} + \beta_2 Post_{i,t} + \beta_3 treat_{i,t} \times Post_{i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 Roa_{i,t} + \beta_6 Lnasset_{i,t} + \beta_7 Roc_{i,t} + \beta_8 Sfee_{i,t} + \beta_9 Mfee_{i,t} + \beta_{10} TQ_{i,t} +$$

表5 DID回归结果

变量	(1)	变量	(2)
	系数		系数
$Audit \times Post$	0.287** (0.119)	$treat \times Post$	0.377** (0.187)
Audit	-0.0636 (0.0796)	treat	-0.142 (0.126)
Post	-0.200*** (0.0653)	Post	-0.0167 (0.127)
Lev	0.0399 (0.210)	Lev	0.207 (0.341)
Roa	0.914 (0.726)	Roa	1.049 (0.938)
Lnasset	-0.111*** (0.0292)	Lnasset	-0.0430 (0.0442)
Roc	-0.0391 (0.184)	Roc	-0.724*** (0.265)
Sfee	-1.020 (0.708)	Sfee	0.377 (0.964)
Mfee	-2.710*** (0.460)	Mfee	-4.799*** (1.130)
TQ	-0.0207 (0.0229)	TQ	0.0869*** (0.0326)
Age	0.00988* (0.00563)	Age	0.0144* (0.00824)
Year & Industry	Yes	Year & Industry	Yes
Constant	3.477*** (0.689)	Constant	1.584* (0.933)
Observations	328	Observations	124
R-squared	0.229	R-squared	0.350

注:括号中为稳健的标准误(下同)。

$$\beta_{11}Age_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,下标*i*和*t*分别代表第*i*个样本和第*t*年。我们关心的是*treat*×*Post*的系数β₃,本文预期β₃显著为正,与主分析结果一致。

沿用主分析的配对方法,本文首先对实验组与控制组按照年度、行业、资产规模等进行最近邻匹配,借鉴周微等人的配对方法^[33],本文为被审样本匹配与其在公司特征方面最接近且未被审计署审计过的同年度、同行业(以2012版证监会行业代码为标准)观测值作为配对观测,并对匹配结果进行了平衡性检验,结果显示,实验组和控制组在可观察到的公司特征变量上无显著差异。

表5列(2)为模型(1)回归结果的稳健性检验,分析表5(2)可知,*treat*×*Post*的交乘项系数为0.377,在5%的水平上显著为正,稳健性检验结果支持原假设,且与主分析回归结果一致,说明结果稳健。

控制变量方面,产能利用率与管理费用率(*Mfee*)在1%水平上显著负相关,与企业上市年龄(*Age*)在10%水平上显著正相关,与主分析结果一致。此外,产能利用率与经营现金流量营收比(*Roc*)在1%水平上显著负相关,与托宾Q值(*TQ*)在1%水平上显著正相关,说明成长性越好的企业,其产能利用率越高。

五、进一步分析

(一)政府审计前后企业产能利用率对比——区分事务所类型

根据我国相关部门规定,上市公司的年报必须经由会计师事务所进行CPA审计后才能够对外公布。为了检验在被不同类型会计师事务所审计的央企控股上市公司中,政府审计对企业产能利用率的影响是否存在差异,本文进行了如下的回归分析。分析模型继续沿用模型(1)的双重差分模型,对主分析的PSM样本进行分类筛选,筛选标准为进行年度审计的会计师事务所是否为“十大”会计师事务所,即:普华永道、德勤、安永、毕马威、瑞华、立信、天健、信永中和、致同、大华,将样本分为“十大”组和非“十大”组。经过筛选,“十大”组包含197个观测值,非“十大”组包含131个观测值。回归结果如表6所示。

第(1)列为主分析PSM样本回归结果,第(2)列为“十大”组样本回归结果,第(3)列为非“十大”组样本回归结果。从表6可以看出,在非“十大”组回归结果中,*Audit*×*Post*的交乘项系数为0.363,且在5%的水平上显著为正,与主分析样本回归结果一致。而在“十大”组中,*Audit*×*Post*的交乘项系数不显著,说明政府审计对未经过“十大”审计的央企控股的上市公司产能利用率有显著影响,而对经过“十大”审计的央企控股的上市公司无显著影响。同时,在非“十大”组中,产能利用率与公司规模(*Lnasset*)在1%水平上显著负相关,与管理费用率(*Mfee*)在1%水平上显著负相关,与企业上市年龄(*Age*)在5%水平上显著正相关,这与主分析样本中的回归结果一致。

(二)两次政府审计效果的对比——区分事务所类型

为了检验政府审计的一次审计与二次审计对企业产能利用率的影响是否存在差异,本文定义哑变量*Second*,因为双重差分模型能够较好地避免可能存在的内生性问题,所以继续使用该模型进行实证检验。本文设定模型(3)进行实证分析,并区分事务所类型,将样本分为“十大”组和非“十大”组,检验两次政府审计对经过不同类型事务所审计的央企控股上市公司产能利用率的影响是否存在差异。具体模型如下:

$$Eff_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Audit_{i,t} + \beta_2 Second_{i,t} + \beta_3 Audit_{i,t} \times Second_{i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 Roa_{i,t} + \beta_6 Lnasset_{i,t} + \beta_7 Roc_{i,t} + \beta_8 Sfee_{i,t} + \beta_9 Mfee_{i,t} + \beta_{10} TQ_{i,t} + \beta_{11} Age_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

表6 政府审计前后企业产能利用率对比——区分事务所类型

变量	(1) PSM样本	(2) “十大”组	(3) 非“十大”组
<i>Audit</i> × <i>Post</i>	0.287** (0.119)	0.211 (0.183)	0.363** (0.139)
<i>Audit</i>	-0.0636 (0.0796)	-0.00677 (0.123)	-0.143* (0.0771)
<i>Post</i>	-0.200*** (0.0653)	-0.248** (0.0995)	-0.150* (0.0904)
<i>Lev</i>	0.0399 (0.210)	0.149 (0.270)	-0.187 (0.334)
<i>Roa</i>	0.914 (0.726)	0.806 (1.259)	0.965 (0.754)
<i>Lnasset</i>	-0.111*** (0.0292)	-0.127*** (0.0406)	-0.112*** (0.0408)
<i>Roc</i>	-0.0391 (0.184)	0.0796 (0.270)	-0.198 (0.211)
<i>Sfee</i>	-1.020 (0.708)	-1.641 (1.071)	-0.0717 (1.220)
<i>Mfee</i>	-2.710*** (0.460)	-3.648*** (0.952)	-2.149*** (0.504)
<i>TQ</i>	-0.0207 (0.0229)	-0.00464 (0.0326)	-0.0388 (0.0252)
<i>Age</i>	0.00988* (0.00563)	0.00722 (0.00777)	0.0175** (0.00829)
Year & Industry		Yes	
Constant	3.477*** (0.689)	3.880*** (0.951)	3.424*** (0.931)
Observations	328	197	131
R-squared	0.229	0.223	0.308

模型(3)中,关于 *Second* 变量取值,本文对二次审计报告年度以后(包括公告年度)的各年赋值为1,其他年度赋值为0,其余变量定义不变;下标 *i* 和 *t* 分别代表第 *i* 个样本和第 *t* 年。

在主分析研究样本的基础上,本文剔除从未被审计过的样本,共得到908个观测值。接受一次审计的样本为控制组(*treat*=0),接受二次以上审计的样本为实验组(*treat*=1),PSM与主分析一致,控制组样本的 *Second_{i,t}* 变量取值与其匹配的实验组样本相同。本文剔除未匹配上的样本,共得到325个观测值,其中实验组161个,控制组164个,“十大”组观测228个,非“十大”组观测97个。进一步观察发现,两次政府审计的样本和政府审计前后的样本数量较为接近,主分析中政府审计前后的全样本有1107个观测值,PSM样本有328个观测值,而剔除了从未被审计过的样本,两次政府审计的全样本有908个观测值,其PSM样本有325个观测值,原因是:样本区间涉及2010—2016年,每一年都有不同数量的不同央企被政府审计,从未被审计过的央企样本数量很少。此处省略PSM匹配结果,详细回归结果见表7。

表7报告了对两次政府审计效果的检验结果,从表7可以看出,在第(1)列PSM样本中, *Audit*×*Post* 的交乘项系数不显著,说明二次审计对企业产能利用率的影响与一次审计无明显差异,与王兵等人研究得出的二次审计对企业过度投资水平的影响与一次审计无明显差异的结论在原理上具有一致性^[34]。综合来看,国家审计机关对企业进行一次审计后,已经能够发挥应有的作用,对企业经营方面产生一定的影响,并且这种影响具有一定的持续性和威慑力。第(2)列和第(3)列区分事务所类型的回归结果显示,无论是“十大”组还是非“十大”组,二次审计对企业产能利用率的影响较一次审计均没有明显差异。从控制变量的回归结果看,二次审计时的企业产能利用率主要与公司规模和管理费用率显著负相关,与前面的检验结果一致,说明规模大的公司产能过剩问题确实更严重,管理费用的支出也直接影响企业的产能利用率,公司应对这些指标予以重视。

(三) 政府审计前后企业产能利用率对比——考虑审计监督力度

通过以上研究,本文发现政府审计确实存在一定的治理作用,有助于国企产能利用率的提升。这一结果引发了我们的进一步思考,政府审计的

表7 两次政府审计效果的对比——区分事务所类型

变量	(1) PSM样本	(2) “十大”组	(3) 非“十大”组
<i>Audit</i> × <i>Second</i>	-0.221 (0.183)	-0.368 (0.240)	0.0491 (0.184)
<i>Audit</i>	0.206*** (0.0780)	0.233*** (0.0871)	0.192 (0.161)
<i>Second</i>	0.169 (0.162)	0.364* (0.210)	-0.231 (0.164)
<i>Lev</i>	0.0961 (0.210)	-0.198 (0.277)	0.712** (0.296)
<i>Roa</i>	0.387 (0.571)	0.234 (0.750)	0.948 (1.183)
<i>Lnasset</i>	-0.0563* (0.0328)	-0.0299 (0.0343)	-0.173* (0.102)
<i>Roc</i>	-1.001*** (0.297)	-1.338*** (0.336)	-0.642 (0.542)
<i>Sfee</i>	-1.261 (0.879)	-0.573 (0.916)	-3.371 (2.571)
<i>Mfee</i>	-3.360*** (0.642)	-3.151*** (0.678)	-4.066*** (1.050)
<i>TQ</i>	-0.0106 (0.0178)	-0.0189 (0.0230)	-0.0228 (0.0376)
<i>Age</i>	-0.00393 (0.00629)	-0.00732 (0.00711)	0.00444 (0.0114)
Year & Industry	Yes		
Constant	2.471*** (0.736)	2.076*** (0.764)	4.764** (2.353)
Observations	325	228	97
R-squared	0.249	0.262	0.368

表8 政府审计前后企业产能利用率对比——考虑审计监督力度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	靠近特派办组	远离特派办组	附近特派办多组	附近特派办少组
<i>Audit</i> × <i>Post</i>	0.403** (0.195)	0.196 (0.140)	0.535** (0.214)	0.148 (0.128)
<i>Audit</i>	-0.124 (0.133)	0.0429 (0.0802)	-0.109 (0.145)	0.0108 (0.0762)
<i>Post</i>	-0.344*** (0.108)	-0.110 (0.0828)	-0.404*** (0.125)	-0.101 (0.0751)
<i>Lev</i>	0.108 (0.471)	-0.272 (0.225)	0.0642 (0.487)	-0.149 (0.215)
<i>Roa</i>	1.402 (1.255)	0.506 (0.566)	0.695 (1.397)	0.963 (0.596)
<i>Lnasset</i>	-0.135*** (0.0446)	-0.112*** (0.0396)	-0.143*** (0.0464)	-0.121*** (0.0363)
<i>Roc</i>	0.251 (0.399)	-0.0805 (0.181)	0.398 (0.444)	-0.147 (0.176)
<i>Sfee</i>	-0.938 (1.127)	-1.321 (1.166)	-1.426 (1.201)	-1.092 (1.078)
<i>Mfee</i>	-3.286*** (0.747)	-2.590*** (0.665)	-3.343*** (0.769)	-2.640*** (0.680)
<i>TQ</i>	0.000106 (0.0414)	-0.0438*** (0.0167)	-0.000124 (0.0429)	-0.0383** (0.0161)
<i>Age</i>	0.0162* (0.00976)	-0.00237 (0.00487)	0.0173 (0.0105)	-0.00121 (0.00462)
Year & Industry	Yes			
Constant	3.987*** (0.996)	3.707*** (0.941)	4.245*** (1.055)	3.823*** (0.871)
Observations	164	164	143	185
R-squared	0.261	0.273	0.277	0.266

约束效应是否因其监督力度的不同而变化。因此,本文实证检验了政府审计监督力度对国企产能利用率的影响,借鉴褚剑和方军雄的方法^[2],本文采用央企控股的上市公司注册地与其所属审计署特派办的标准化距离^①和上市公司注册地方圆100公里以内的特派办个数两个衡量监督力度的标准分别进行分组,以是否大于样本中位数区分高低两组分别进行回归,结果如表8所示。结果显示,上市公司越靠近所属特派办,政府审计对其提升产能利用率的约束效果越好;上市公司附近的特派办越多,政府审计的约束效果越好,即政府审计监督力度与企业产能利用率存在显著的正相关关系,监督力度越强,政府审计对企业产能利用率的治理效果越好。

六、研究结论及不足

本文选择央企控股的上市公司为切入点,以产能利用率为核心,研究政府审计对国有企业产能利用率的影响。利用2010—2016年央企控股的上市公司面板数据为研究样本,采用倾向值得分匹配与双重差分模型相结合的方法,较好地避免了可能存在的内生性问题,进而对研究问题进行实证分析。首先,对倾向值得分匹配(PSM)后的样本使用双重差分模型(DID)进行回归分析,结果表明,政府审计与国企产能利用率呈显著正相关关系,支持原假设,政府审计确实能够在一定程度上提升国企的产能利用率。其次,本文更换样本选取方法对主分析结果进行稳健性检验,同样采用倾向值得分匹配(PSM)与双重差分模型(DID)相结合的方法,回归结果与主分析一致,验证了研究结果的稳健性。再次,本文对研究样本进行了拓展性分析,研究角度参考王兵和褚剑等学者的已有成果^[34,2],分别从“政府审计前后企业产能利用率对比——区分事务所类型”“两次政府审计效果的对比——区分事务所类型”和“政府审计前后企业产能利用率对比——考虑审计监督力度”等方面进行实证分析。研究发现,政府审计对非“十大”组的上市公司产能利用率有显著影响,而在“十大”组的上市公司中,这种影响并不显著;二次审计与一次审计相比,并没有对上市公司的产能利用率有进一步影响,说明政府审计的威慑力有一定的持续性,且这种结果在PSM样本、“十大”组、非“十大”组中表现一致;政府审计对国企产能利用率的治理效果与政府审计的监督力度存在显著的正相关关系,监督力度越强,政府审计对企业产能利用率的治理效果越好。最后,在大多数的实证结果中,公司规模和管理费用率指标均与产能利用率呈显著的负相关关系,企业上市年龄与产能利用率呈显著的正相关关系,说明资产规模大的企业存在更严重的产能过剩问题,管理费用支出对企业产能利用率有直接影响,相关政府部门应该重点关注。

本文的不足之处在于,受被审计央企集团数量的限制,回归样本量较小,尤其是二次审计的回归中,非“十大”组的样本观测仅为97个,研究结果具有一定局限性。而且,本文研究的政府审计是基于审计署层面的,无法回答地方审计机关的影响,今后有待进一步改进。

参考文献:

- [1] 刘家义.论国家治理与国家审计[J].中国社会科学,2012(6):60-72+206.
- [2] 褚剑,方军雄.政府审计能够抑制国有企业高管超额在职消费吗?[J].会计研究,2016(9):82-89.
- [3] 许汉友,徐香,朱鹏媛.政府审计对CPA审计效率提升有传导效应吗?——基于国有控股上市公司审计的经验数据[J].审计研究,2018(3):19-27.
- [4] 李雪松,赵宸宇,聂菁.对外投资与企业异质性产能利用率[J].世界经济,2017(5):73-97.
- [5] 何立华,崔艳艳.中国省际炼化产业产能过剩测度及影响因素分析[J].工业技术经济,2019(1):133-140.
- [6] 仲云云.中国制造业产能过剩影响因素的实证研究——基于供给侧结构性改革视角[J].现代经济探讨,2018(12):70-77.
- [7] 唐子惠,毛培,赵金龙.中国工业产能利用率的空间特征分析[J].管理世界,2018(12):171-172.
- [8] 杨立勋,程小佩.中国汽车行业产能利用预警体系构建及评价[J].经济体制改革,2018(6):96-102.
- [9] 邓忠奇,刘美麟,庞瑞芝.中国钢铁行业产能过剩程度测算及去产能政策有效性研究[J].中国地质大学学报:社会科学版,2018(6):131-142.
- [10] 孔祥忠.“坚持去产能”是水泥行业供给侧结构性改革的重中之重[J].江苏建材,2018(1):71-72.
- [11] 顾晓安,蔡玲.产能过剩、企业经营风险与地区金融安全——来自山西省煤炭上市公司的经验证据[J].当代经济管理,2018(8):70-75.
- [12] 张皓.出口贸易能否化解中国企业产能过剩——基于微观视角的考察[J].山西财经大学学报,2018(1):54-67.

① 本文采用功效系数法对距离进行了标准化,公式为标准化距离=[(实际距离-样本最小值)/(样本最大值-样本最小值)]×0.9+0.1

- [13] 陆强,冯亚芳.企业对外直接投资的产能利用率效应研究[J].未来与发展,2018(10):58-65.
- [14] 赵黎黎,黄新建.产能过剩条件下的中国钢铁企业并购绩效分析[J].江西社会科学,2010(10):86-90.
- [15] 张国胜,匡慧姝,刘政.政府采购如何影响产能利用率?——来自中国制造企业的经验发现[J].经济管理,2018(9):41-58.
- [16] 刘建勇,李晓芳.环境规制、技术创新与产能过剩[J].南京审计大学学报,2018(5):12-20.
- [17] 王永进,匡霞,邵文波.信息化、企业柔性 with 产能利用率[J].世界经济,2017(1):67-90.
- [18] 蔡利,马可哪呐.政府审计与国企治理效率——基于央企控股上市公司的经验证据[J].审计研究,2014(6):48-56.
- [19] 陈海红,陈宋生,罗少东.政府审计提升投资效率研究[J].中国审计评论,2014(2):21-38.
- [20] 陈宋生,陈海红,潘爽.审计结果公告与审计质量——市场感知和内隐真实质量双维视角[J].审计研究,2014(2):18-26.
- [21] 李小波,吴溪.国家审计报告的市场反应:基于中央企业审计结果的初步分析[J].审计研究,2013(4):85-92.
- [22] 傅樵,高晓雅.政府审计、媒体关注与腐败治理[J].财会月刊,2018(14):133-142.
- [23] Dai L, Parwada J T, Zhang B. The governance effect of the media's news dissemination role: Evidence from insider trading[J].Journal of Accounting Research,2015,53(2):331-366.
- [24] Nelson R A. On the measurement of capacity utilization[J].Journal of Industrial Economics,1989,37(3):273-286.
- [25] Garcia S M, Newton C. Current situation, trends and prospects in world capture fisheries[J].Conference on Fisheries Management: Global Trends.Seattle,1994,63(6):14-16.
- [26] Kirkley J, Morrison Paul C J, Squires D. Deterministic and stochastic capacity estimation for fishery capacity reduction[J].Marine Resource Economics,2004,19(3):271-294.
- [27] Fare R, Grosskopf S, Lovell C A K. Production Frontiers[M].Cambridge University Press,1994.
- [28] 国务院发展研究中心《进一步化解产能过剩的政策研究》课题组,赵昌文,许召元,等.当前我国产能过剩的特征、风险及对策研究——基于实地调研及微观数据的分析[J].管理世界,2015(4):1-10.
- [29] 杨先明,马娜.基于微观数据分析的产能利用率趋势变动、地区差异及其成因[J].湖南科技大学学报:社会科学版,2018(1):58-67.
- [30] 修宗峰,黄健柏.市场化改革、过度投资与企业产能过剩——基于我国制造业上市公司的经验证据[J].经济管理,2013(7):1-12.
- [31] 王秀丽.企业政治关联、投资扩张与产能过剩——基于中国上市公司的实证分析[J].齐鲁珠坛,2018(4):19-23.
- [32] 李青原,马彬彬.国家审计与社会审计定价:顺风车还是警示灯?——基于我国央企控股上市公司的经验证据[J].经济管理,2017(7):149-162.
- [33] 周微,刘宝华,唐嘉尉.非效率投资、政府审计与腐败曝光——基于央企控股上市公司的经验证据[J].审计研究,2017(5):46-53.
- [34] 王兵,鲍圣婴,阚京华.国家审计能抑制国有企业过度投资吗?[J].会计研究,2017(9):83-89+97.

[责任编辑:刘 茜]

Can government audits increase the capacity utilization rate of state-owned enterprises? An Empirical Analysis Based on Panel Data of Listed Companies Holding by Central Enterprises in 2010—2016

ZHANG Zenglian, ZHAO Yongwen

(Donglinks School of Economics and Management, Beijing University of Science and Technology, Beijing, 100083)

Abstract: Taking the listed companies controlled by the central enterprises in 2010—2016 as the research samples, this paper uses the double difference model (DID) to regression the samples matched by PSM, and investigates the relationship between government audit and the utilization rate of state-owned enterprises' capacity. The results show that there is a significant positive correlation between government audit and the utilization rate of state-owned enterprises' capacity, and the non-top ten groups are more significant than the top ten groups. The second audit has no significant impact on the utilization rate of state-owned enterprises' capacity than the first audit. In addition, the stronger the supervision of government audit is, the better the governance effect of capacity utilization rate of state-owned enterprises is.

Keywords: government audit; capacity utilization; national audit; state governance; corporate governance; social audit