

地方审计管理体制改革能抑制地方国有企业金融资产配置吗？

窦 炜¹, 赵 蕾¹, 马莉莉²

(1. 华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070; 2. 武汉大学 经济与管理学院, 湖北 武汉 430072)

[摘要]以 2015 年末我国实施的省以下审计机关人财物管理试点改革作为准自然实验, 选取 2011—2020 年 A 股地方国有企业为研究样本, 利用双重差分模型实证检验地方审计管理体制对地方国有企业金融资产配置的影响。研究表明, 地方审计管理体制有效抑制了地方国有企业金融资产配置规模。区分金融资产类别后研究发现, 地方审计管理体制对企业显性金融资产规模的抑制效果较明显, 但与隐性金融资产配置规模间无明显相关关系。进一步研究发现, 当地方审计管理体制力度以及地方审计机关的审计强度越大时, 政府审计对企业金融资产配置的抑制作用越明显。机制分析发现, 地方审计管理体制通过规范政府干预缩减了地方国有企业显性金融资产配置规模, 且在财政压力较大的地区这一抑制效果更为明显。

[关键词]地方审计管理体制; 金融资产配置; 隐性金融资产; 政府审计; 政府干预

[中图分类号]F239.4; F832.51 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2024)02-0011-11

一、引言

由于产能过剩、劳动力生产成本上升、行业竞争加剧、利润下滑等导致实体经济发展缓慢, 实体行业投资收益率远低于金融行业^[1-2]。在资本逐利性的驱使下, 企业纷纷涉足金融领域, 投资于金融渠道的资金比例不断上升, 基于金融渠道的利润累计甚至成为企业盈利的主导模式^[3]。实体企业在配置金融资产获取短期超额收益时, 既可以购买大量债券、股票等传统的金融产品或将资金投资于泡沫倾向较强的房地产领域, 也可以通过委托理财、委托贷款、民间借贷等隐蔽性较强的“影子银行”业务参与信贷市场投资活动。区别于传统金融资产, 非金融企业开展的“影子银行”业务游离于常规金融监管体系之外, 难以被常规监管所识别。因此, 在金融强监管背景下, 越来越多的企业绕开正规金融体系, 充当信用中介的角色, 为资金需求方提供流动性, “影子银行”化趋势日益增强^[4]。非金融企业“影子银行化”本质上属于企业金融化的范畴, 大量研究证实企业金融化会阻碍企业主业的发展, 也会导致实体经济与虚拟经济之间的风险联动性增强, 不利于宏观经济的稳定^[5-7]。

已有研究指出, 相较于民营或中小企业, 国有企业有足够的动机去配置更多的金融资产^[4]。原因在于: 一方面, 我国长期存在金融错配现象, 即生产效率相对较低的国有企业获得了大量信贷资源, 而有良好成长性、投资机会较多的中小企业或民营企业却面临融资困难的窘境, 这为国有企业参与“影子”信贷市场投融资活动及进行其他金融产品投资提供了资金支持^[8]。另一方面, 国有企业往往承担着解决就业、维护社会稳定、促进经济增长等社会责任, 管理者迫于完成考核目标的压力会存在短视行为, 通过配置更多的金融资产来进行短期投机套利^[2, 5]。国有企业金融化是经济“脱实向虚”的微观表现, 将导致系统性金融风险不断增加。党的十九大报告强调要“健全金融监管体系, 守住不发生系统性金融风险的底线”, 也强调“建设现代化经济体系, 必须把发展经济的着力点放在实体经济上”。国有企业作为国民经济的重要支柱, 对维护国家经济安全起着至关重要的作用。因此, 如何有效抑制国有企业金融化趋势, 引导国有企业聚焦主业, 成为经济新常态背景下值得探究的话题。

国家审计作为我国治理体系的一项基础性制度安排, 凭借其固有的强制性、权威性、独立性能够客观公正地监督国家治理领域的各项经济活动, 及时识别风险和揭示重大风险领域, 并提出加强风险防控的建议, 以此防范

[收稿日期]2023-09-07

[基金项目]国家社会科学基金项目(21BJY124); 中央高校基本科研业务费专项基金项目(2662023JGPY002)

[作者简介]窦炜(1979—), 男, 湖北武汉人, 华中农业大学经济管理学院教授, 博士生导师, 从事公司财务与资本市场研究, E-mail: dw1997@163.com; 赵蕾(1999—), 女, 河南三门峡人, 华中农业大学经济管理学院硕士研究生, 从事公司财务与资本市场研究; 马莉莉(1979—), 女, 湖北武汉人, 武汉大学经济与管理学院副教授, 从事经济与管理研究。

化解整体系统性风险^[9]。此外,根据《国家重大政策措施落实情况跟踪审计实施办法(试行)》等的相关规定,国家审计有权对国有企业开展重大政策追踪审计,揭示其可能存在的风险隐患。因此,防范化解重大金融风险作为坚决打赢“三大攻坚战”的重点任务,国有企业的“脱实向虚”行为理应在国家审计监督范围之内。窦炜和张书敏研究发现,国家审计能够有效抑制中央国有企业的过度金融化问题^[10]。然而,与中央国有企业接受审计署的审计监督不同,我国地方审计机关的“双重领导”体制在一定程度上削弱了政府审计的独立性,致使地方审计机关在对国有企业进行审计监管的过程中难免会受到地方政府的干预,审计职能的发挥受到限制,审计效果也大打折扣^[11]。现有研究基于中央国有企业样本进行了实证分析,但所得结论是否适合地方审计机关和地方国有企业仍是值得进一步深入研究的问题。

为了保障审计机关依法独立行使审计监督权,更好地发挥审计在党和国家监督体系中的重要作用,党中央、国务院于2015年出台了《关于完善审计制度若干重大问题的框架意见》(以下简称《框架意见》),选择江苏、浙江、山东、广东、重庆、贵州、云南等七省市,从人财物等方面开展审计管理体制改革的试点工作。已有研究发现,地方审计管理体制改革的实施有助于提升地方国有企业的投资效率和全要素生产率,促进国有资产的保值增值,显著降低地方国有企业的审计风险^[11-14]。然而,尚未有研究深入分析地方审计管理体制改革的实施对地方国有企业金融资产配置尤其是隐性金融资产配置的影响。因此,本文以《框架意见》的出台为窗口和契机,试图通过构建一个理论模型来实证检验地方审计管理体制改革的实施对地方国有企业金融资产配置的系统性影响。

本文的可能研究贡献在于:(1)本文从微观企业金融资产配置视角检验了地方审计管理体制改革的政策效果,丰富和补充了地方审计管理体制改革的实施对地方国有企业治理效果的研究,并为进一步深化地方审计管理体制改革的实施提供了经验支持。(2)相较于以往文献单一地聚焦企业的显性金融资产配置,本文进一步关注企业的隐性金融资产配置问题,并深入分析地方审计管理体制改革的实施对地方国有企业不同类型金融资产配置的影响机制和经济后果。在防范化解重大系统性金融风险的工作要求下,这对地方审计机关加强对地方国有企业隐性金融资产的识别和监管具有重要的理论和现实指导意义。

二、理论分析与假设提出

我国信贷歧视现象较为突出,国有企业更容易获得银行等金融机构信贷资金的支持^[15],而民营或中小企业融资困难。资本与投资机分离为地方国有企业配置金融资产,特别是给资金短缺的民营或中小企业提供信用融资而增加隐性金融资产配置创造了外生条件,原因在于国有企业拥有远超过实际经营所需的信贷资源,投资需求意愿明显,而资本回报率较高的民营企业却缺乏资金支持^[16-17]。在此背景下,国有企业通过委托贷款、委托理财、民间借贷等形式将资金拆借给资金短缺的中小或民营企业而从中进行短期套利^[18]。此外,地方国有企业管理者容易迫于短期业绩的压力而增加“短视”行为,进行金融投机套利活动^[5]。地方国有企业进行大量金融投资活动会对主业形成“挤占效应”,加剧产业空心化趋势^[19],因此需要对其进行严格监管。然而,在以GDP增长为评价指标的地方官员晋升体系中,存在地方政府及官员忽视客观条件,通过金融渠道、发展虚拟经济等方式在短期内快速拉动当地GDP增长的现象^[20]。地方国有企业配置金融资产可以在较短时间内获得高额收益,从而提升当地经济增长速度,符合当地政府的利益诉求。因此,在地方审计管理体制改革的实施之前,可能地方审计机关即使发现地方国有企业存在违规配置金融资产的问题,也依旧“敢怒不敢言”。

在地方审计管理体制改革的实施之后,试点地区的地方审计机关在人员招聘、经费预算、资产管理等方面一定程度上摆脱了同级政府的牵制,这削弱了地方审计机关与同级政府之间“权”与“利”的冲突,地方审计机关的独立性得到有效提升^[21]。此时,地方审计机关能够充分发挥其职能,把揭示风险隐患摆到更加突出的位置,加大对地方国有企业“脱实向虚”行为的监督力度,引导国有企业回归主业,聚焦实业投资与主业创新。

具体来讲,政府审计具有预防、揭示和抵御功能^[9]。首先,从预防功能来看,企业金融资产配置会诱发企业的套利、盈余管理与利益侵占动机,增加企业违规的概率与程度^[22]。在地方审计管理体制改革的实施之后,“独立性”得到提升的地方审计机关凭借其法定性与强制性,对地方国有企业展开审计监督并加大发现问题、处罚问题的力度,对被审计企业产生威慑作用^[23]。此时,当存在金融资产配置投机行为的地方国有企业预计接受地方审计机关审计的可能性以及审计后被处罚的概率增大时,会在事前缩减各类金融资产配置规模。此外,《框架意见》中明确指出:“要把审计结果作为考核、任免、奖惩领导干部的重要依据。”与此同时,根据《党政主要领导干部和

《国有企业事业单位主要领导人员经济责任审计规定》，地方审计机关有权对国有企业领导人在贯彻执行党和国家经济方针政策、决策部署情况、企业风险管控等方面展开经济责任审计。企业违规配置金融资产具有较高风险，出于规避风险及职位晋升需求的考虑，地方国有企业管理层会高度重视企业违规配置高风险金融资产问题，规范自身经营行为，回归主业，履行经济责任^[24]。

其次，从揭示功能来看，地方审计机关具有揭露地方国有企业金融资产配置的能力和意愿^[24]①。《框架意见》要求“市地级审计机关正职由省级党委管理”“省级机构编制管理部门统一管理本地区审计机关的机构编制”以及“地方审计人员由省级统一招录”。这些要求加强了省级部门对地方审计机关人事方面的管理，有效保证了审计人员的独立性与专业性，使省以下地方审计机关能够更加独立专业地对地方国有企业的财务状况展开详尽的调查，深入挖掘财务报告中与金融资产配置相关的会计信息，凭借审计人员的专业能力对地方国有企业的金融资产配置进行全面系统地识别，并及时披露存在的问题。例如：《山东省 2017 年度省级预算执行和其他财政收支的审计工作报告》中提到，国有企业资产质量风险防控方面存在改变贷款资金用途，投入房地产行业、超出经营范围向民营企业发放贷款或提供借款、有的对外担保已形成损失等金融资产配置问题。

最后，从抵御功能来看，《框架意见》提出“试点地区审计机关的审计项目计划由省级审计机关统一管理”，这有助于聚集全省审计机关审计力量，整合全省审计资源，对地方国有企业各类金融资产配置投机行为存在的问题进行深入系统的分析、归因和总结，并从完善制度、规范管理和防范风险等方面提供建议^[11]，扭转地方国有企业资源错配现状。此外，《框架意见》要求“被审计单位要推动抓好审计发现问题的整改并及时公告整改结果，对于整改不力、屡审屡犯的，将对被审计单位进行严格追责问责”，这在一定程度上促进了地方国有企业对金融资产不当配置行为的纠偏，从而缩减了企业金融资产配置规模。

基于以上分析，本文提出如下研究假设：

研究假设：地方审计管理体制改革能抑制试点地区地方国有企业的金融资产配置规模。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以 2015 年末未实施的省以下地方审计机关人财物管理改革为准自然实验，选取 2011—2020 年沪深 A 股国有上市公司为研究样本，并对数据进行以下处理：(1) 剔除金融行业与房地产行业；(2) 剔除 ST 和 ST* 类样本；(3) 剔除在《框架意见》颁布之后上市及财务数据缺失的样本；(4) 参考陈茹等的做法^[11]，剔除由省国资委控制的国有企业，仅保留省以下（不含省）地方国有企业作为研究样本，即实际控制人为市（区）国资委的样本^②。最终，本文得到 3094 个有效观测值。

本文所需的委托贷款数据来源于 CNRDS 数据库，对于委托贷款缺失的数据查询了沪深上市公司发布的委托贷款公告，并详细整理每笔数据进行补充。委托理财及其他财务数据来自 CSMAR 数据库。此外，为了降低极端观测值对回归结果的干扰，本文对所有连续性变量进行 1% 水平上的缩尾处理。

(二) 变量定义

1. 解释变量

(1) 处理变量 (*Treat*)。2015 年 12 月中共中央办公厅、国务院办公厅颁布《框架意见》，选取江苏、浙江、山东、广东、重庆、贵州、云南等七省市作为省以下地方审计机关人财物管理改革的试点地区，因此当样本公司注册地属于上述七省市之一时作为实验组，*Treat* 赋值为 1；否则作为控制组，*Treat* 赋值为 0。(2) 时间变量 (*Time*)。地方审计管理体制改革前后的时间虚拟变量，当样本区间为 2016—2020 年时，*Time* 赋值为 1，否则赋值为 0。(3) 交互项 (*Treat* × *Time*)。处理变量与时间变量的乘积，衡量地方审计管理体制改革政策的净效应。

2. 被解释变量

(1) 总金融资产 (*FIN*)。参考宋军和陆旸^[25]、窦炜和张书敏^[10]的研究，本文研究的金融资产范围既包括可

①依据《中华人民共和国审计法》第三章第二十二条，审计机关有权对国有企业的资产、负债、损益以及其他财务收支情况进行审计监督。地方国有企业金融资产配置属于企业资产范畴，因此，审计机关有权对国有企业的金融资产进行审计监督。

②《框架意见》强化了上级审计机关对地方审计机关的领导，地方审计机关的人财物统一由省级审计机关进行管理，而省属国有企业一般接受来自省级审计机关的经济监督，基本不受此次审计改革的影响。因此，此次改革在理论上对省以下（不含省）国有企业的影响最为明显。

由企业财务报表直接获得和辨识的显性金融资产(EF),也包括企业通过“影子银行”业务配置的隐性金融资产(HF)。

(2)显性金融资产(EF)。借鉴 Demir^[26]、窦炜和张书敏^[10]的研究,显性金融资产具体包括货币资金、交易性金融资产、衍生金融资产、持有至到期投资、可供出售金融资产和投资性房地产等科目。将投资性房地产也纳入企业显性金融资产范畴是因为现代房地产泡沫倾向较强,越来越脱离实体经济部门,成为投机套利的工具^[25]。根据财政部2017年修订的《企业会计准则第22号——金融工具确认和计量》,自2019年1月1日起境内上市企业不再使用持有至到期投资和可供出售金融资产会计科目,同时新增债权投资、其他债权投资、其他非流动性金融资产及其他权益工具科目。因此,本文在衡量2019年及之后企业的显性金融资产规模时采用货币资金、交易性金融资产、衍生金融资产、债权投资、其他债权投资、其他非流动性金融资产、其他权益工具和投资性房地产等科目。

(3)隐性金融资产(HF)。本文借鉴韩珣等的研究^[4],采用委托贷款、委托理财和民间借贷衡量企业隐性金融资产规模。其中,由于民间借贷具有较强的隐蔽性,现有文献大多将其他应收款作为衡量企业间资金漏损的代理变量^[27-28]。现有文献使用其他应收款作为民间借贷的处理方法一般有两种:一是使用“其他应收款”的绝对规模或相对规模来衡量企业民间借贷的规模^[8,28-29],但这种衡量方式未考虑企业因正常经营业务需要而产生的其他应收款项,在一定程度上忽略了其他应收款存在的杂音,具有一定的局限性。二是根据其他应收款的明细科目进行手工识别,剔除该科目下应收罚款和赔款、出租包装物租金、垫付职工医药费、政府补助等与民间借贷无关的科目,将剩下的明细科目余额进行加总衡量企业民间借贷的规模^[10],这种衡量方式剔除了与民间借贷无关的金额,具有一定的准确性。因此,本文借鉴第二种衡量方式,剔除企业因正常生产经营需要而产生的其他应收款项,将剩余金额汇总用以衡量企业的民间借贷规模。

3. 控制变量

为了解决遗漏变量的问题,本文首先参考张成思和张步昙、顾雷雷等的研究^[3,30],选取金融投资收益率($Ratio$)作为控制变量。其次,借鉴黄贤环等^[2]、杜勇等^[5]关于企业金融资产配置的研究,本文在企业特征方面选取公司规模、财务杠杆、固定资产占比、经营性现金流、存货占比、账面市值比、成长能力、资产净利率作为控制变量,在公司治理层面选取独立董事比例、第一大股东持股比例、两职合一作为控制变量。最后,为了排除外部监管对地方国有企业金融资产配置规模的影响,本文还控制了注册会计师审计和机构投资者持股比例。

各变量的具体定义见表1。

(三)模型设定

本文采用双重差分法(DID)实证检验地方审计管理体制对地方国有企业金融资产配置的影响。为了减轻遗漏变量等因素的干扰,本文还控制了个体固定效应(λ_i)与时间固定效应(μ_t)。具体研究模型如下:

$$FIN_{i,t}/EF_{i,t}/HF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1(Treat_{i,t} \times Time_{i,t}) + \sum \gamma Controls_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$fin_{i,t}/ef_{i,t}/hf_{i,t} = \beta_0 + \beta_1(Treat_{i,t} \times Time_{i,t}) + \sum \gamma Controls_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

四、实证分析

(一)描述性统计

表2为主要变量(控制变量未列示,备索)的描述性统计结果。金融资产总规模(FIN)的均值为20.961,最小值为17.989,最大值为24.397;金融资产相对规模(fin)的均值为0.278,最小值为0.056,最大值为0.806。根据金融资产相对占比的统计数值可以发现,地方国有企业在实际生产经营中存在金融资产配置现象,且部分企业的金融资产配置占比过高。显性金融资产绝对规模(EF)的最小值为17.757,最大值为24.326;显性金融资产相对规模(ef)的最小值为0.033,最大值为0.598;隐性金融资产绝对规模(HF)的最小值为12.635,最大值为23.089;隐性金融资产相对规模(hf)的最小值为0.001,最大值为0.555。无论是绝对规模口径还是相对规模口径,地方国有企业显性金融资产配置规模均高于隐性金融资产配置规模。交乘项 $Treat \times Time$ 的均值为0.218,表明样本中有21.8%的样本受到地方审计管理体制政策的影响。

表 1 变量定义表

变量名称	变量符号	变量定义
金融资产总规模	FIN	$FIN_{2018\text{年以前}} = Ln(\text{货币资金} + \text{交易性金融资产} + \text{衍生金融资产} + \text{持有至到期投资} + \text{可供出售金融资产} + \text{投资性房地产} + \text{委托理财} + \text{委托贷款} + \text{民间借贷})$ $FIN_{2018\text{年以后}} = Ln(\text{货币资金} + \text{交易性金融资产} + \text{衍生金融资产} + \text{投资性房地产} + \text{债权投资} + \text{其他债权投资} + \text{其他权益工具投资} + \text{其他非流动性金融资产} + \text{委托理财} + \text{委托贷款} + \text{民间借贷})$
	fin	$fin_{2018\text{年以前}} = (\text{货币资金} + \text{交易性金融资产} + \text{衍生金融资产} + \text{持有至到期投资} + \text{可供出售金融资产} + \text{投资性房地产} + \text{委托理财} + \text{委托贷款} + \text{民间借贷}) / \text{期末总资产}$ $fin_{2018\text{年以后}} = (\text{货币资金} + \text{交易性金融资产} + \text{衍生金融资产} + \text{投资性房地产} + \text{债权投资} + \text{其他债权投资} + \text{其他权益工具投资} + \text{其他非流动性金融资产} + \text{委托理财} + \text{委托贷款} + \text{民间借贷}) / \text{期末总资产}$
显性金融资产规模	EF	$EF_{2018\text{年以前}} = Ln(\text{货币资金} + \text{交易性金融资产} + \text{衍生金融资产} + \text{持有至到期投资} + \text{可供出售金融资产} + \text{投资性房地产})$ $EF_{2018\text{年以后}} = Ln(\text{货币资金} + \text{交易性金融资产} + \text{衍生金融资产} + \text{投资性房地产} + \text{债权投资} + \text{其他债权投资} + \text{其他权益工具投资} + \text{其他非流动性金融资产})$
	ef	$ef_{2018\text{年以前}} = (\text{货币资金} + \text{交易性金融资产} + \text{衍生金融资产} + \text{持有至到期投资} + \text{可供出售金融资产} + \text{投资性房地产}) / \text{期末总资产}$ $ef_{2018\text{年以后}} = (\text{货币资金} + \text{交易性金融资产} + \text{衍生金融资产} + \text{投资性房地产} + \text{债权投资} + \text{其他债权投资} + \text{其他权益工具投资} + \text{其他非流动性金融资产}) / \text{期末总资产}$
隐性金融资产规模	HF	$HF = Ln(\text{委托理财} + \text{委托贷款} + \text{民间借贷})$
	hf	$hf = (\text{委托理财} + \text{委托贷款} + \text{民间借贷}) / \text{期末总资产}$
地方审计管理体制 改革	$Treat \times Time$	$Treat$ 为实验组虚拟变量,当研究样本公司注册地在江苏、浙江、山东、广东、重庆、贵州、云南这 7 个改革试点省市时确定为实验组, $Treat$ 取值为 1, 否则取值为 0 $Time$ 为政策实施时间虚拟变量,《框架意见》颁布于 2015 年 12 月,以 2016 年作为政策起点,当样本在 2016—2020 年时,取值为 1, 否则为 0
公司规模	$Size$	期末总资产的自然对数
财务杠杆	Lev	期末总负债/期末总资产
固定资产占比	$Asstr$	固定资产净额/资产总计
经营性现金流	CF	当期经营活动产生的现金流量净额/总资产
独立董事比例	$Indep$	独立董事人数/董事会总人数
存货占比	Inv	期末存货净额/资产总计
注册会计师审计	$BIG4$	样本企业被国际四大事务所审计,取值为 1, 否则为 0
机构投资者持股比例	$Invest$	机构投资者持股数/总股数
账面市值比	BM	期末总资产/当期总市值
成长能力	$Growth$	营业收入增减额/上期营业收入总额
资产净利率	Roa	净利润/总资产
第一大股东持股比例	$TOP1$	第一大股东持股数量/总股数
两职合一	$DUAL$	董事长与总经理为同一人,取值为 1, 否则为 0
金融投资收益率	$Ratio$	投资收益、公允价值变动损益、净汇兑收益之和扣除对联营和合营企业的投资收益后,再除以金融资产总额

(二) 回归结果与分析

由表 3 的回归结果可知,地方审计管理体制显著抑制了地方国有企业金融资产配置的总规模和显性金融资产配置的规模,但本文并未发现地方审计管理体制与企业隐性金融资产配置之间存在显著相关关系。这可能是由于地方国有企业显性金融资产直接体现在财务报表上,较易引起地方审计机关的关注,而企业配置的隐性金融资产具有多层嵌套、链条复杂、极为隐蔽的特点,使得审计机关通过财务报告识别企业隐性金融资产的难度加大。尽管在地方审计管理体制改革之后,地方审计机关的独立性更强,审计人员的专业性得到提升,但面对隐匿性极强的隐性金融资产配置行为,可能仍无法穿透企业的资产质量对其实行强有力的监管。

(三) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

本文借鉴 Roberts 和 Whited 的方法^[31]进行平行趋势检验。具体地,本文将《框架意见》颁布的年份 2015 年作为政策实施当年,并设置 $Treat \times Post^{+j}$ 虚拟变量用以替换主回归模型中 $Treat \times Time$ 项。其中 $Post^{+j}$ 代表观测值所处年份与政策实施当年的差值,当样本所处年份为实施改革前(后)的第 j 年, $Post^{-j}$ ($Post^{+j}$) 赋值为 1, 否则

表 2 变量的描述性统计结果

变量	N	sd	mean	min	max
FIN	3094	1.315	20.961	17.989	24.397
fin	3094	0.194	0.278	0.056	0.806
EF	3094	1.312	20.706	17.757	24.326
ef	3094	0.140	0.215	0.033	0.598
HF	3094	2.164	18.302	12.635	23.089
hf	3094	0.128	0.067	0.001	0.555
$Treat$	3094	0.494	0.421	0.000	1.000
$Time$	3094	0.500	0.517	0.000	1.000
$Treat \times Time$	3094	0.413	0.218	0.000	1.000

为0。回归结果如表4所示,在地方审计管理体制改革政策实施之前交乘项 $Treat \times Post^{-j}$ 的系数均不显著,说明在改革之前实验组与控制组具有相同的变化趋势,符合平行趋势的假定。

2. 安慰剂检验

为了保证实验组与控制组的差异确实是地方审计管理体制改革所致,而非其他政策环境等不可控且随时间变化因素的干扰,本文采取从样本中随机生成实验组并重复进行500次的安慰剂检验方法来验证结果的可靠性。交互项 $Treat \times Time$ 的 t 值分布结果(未列示,备索)显示,在地方审计管理体制改革对企业金融资产总规模与显性金融资产配置规模的影响中,交互项 $Treat \times Time$ 系数的 t 值均大致服从均值为0的正态分布,这意味着本文随机实验组的处理效应不存在,符合安慰剂检验的预期。

3. PSM-DID 分析

为了缓解样本自选择所造成的内生性问题,本文进一步采用倾向得分匹配法进行检验,以所有控制变量作为协变量,采用Logit模型进行1:1无放回最近邻匹配筛选出与实验组近似的对照组,共得到2104个样本。我们对匹配后的样本重新进行双重差分估计,结果如表5所示,与前文结论保持一致。

4. 变更对照组

在主回归模型中,本文选取试点省市以下(不含省市)地方国有企业作为实验组,其他省区市地方国有企业作为对照组。为确保实验结论的可靠性,探究地方审计管理体制改革对省属国有企业和省以下地方国有企业的差异性影响,本文重新选择实验样本进行稳健性检验。借鉴杨开元等的研究^[14],选定试点省市的全部国企作为研究样本,其中省以下地方国企作为实验组,省属国企则为对照组。回归结果如表6所示,与主回归结果保持一致,本文结论依然稳健。

表3 地方审计管理体制改革与地方国有企业金融资产配置的回归结果

变量	金融资产总规模		显性金融资产规模		隐性金融资产规模	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>FIN</i>	<i>fin</i>	<i>EF</i>	<i>ef</i>	<i>HF</i>	<i>hf</i>
$Treat \times Time$	-0.075 ** (-2.48)	-0.022 *** (-2.75)	-0.069 ** (-2.49)	-0.011 ** (-2.16)	0.064 (0.62)	-0.006 (-0.86)
Constant	2.338 *** (3.46)	1.145 *** (7.23)	1.566 ** (2.45)	0.846 *** (7.16)	-0.599 (-0.27)	0.385 *** (2.77)
Observations	3094	3094	3094	3094	3094	3094
Adj. R ²	0.906	0.702	0.922	0.754	0.595	0.423
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内为经过White修正后的 t 值。下同。

表4 平行趋势检验

变量	金融资产总规模		显性金融资产规模		隐性金融资产规模	
	<i>FIN</i>	<i>fin</i>	<i>EF</i>	<i>ef</i>	<i>HF</i>	<i>hf</i>
$Treat \times Post^{-3}$	-0.026 (-0.47)	-0.016 (-0.93)	-0.015 (-0.28)	-0.005 (-0.45)	-0.122 (-0.58)	-0.003 (-0.26)
$Treat \times Post^{-2}$	0.069 (1.23)	-0.003 (-0.19)	0.004 (0.09)	-0.003 (-0.38)	0.038 (0.18)	0.008 (0.55)
$Treat \times Post^{-1}$	0.073 (1.27)	0.000 (0.02)	0.014 (0.26)	-0.006 (-0.59)	0.047 (0.22)	0.011 (0.74)
$Treat \times Post^0$	-0.037 (-0.71)	-0.018 (-0.96)	-0.115 ** (-2.54)	-0.026 *** (-2.91)	-0.068 (-0.31)	0.010 (0.61)
$Treat \times Post^1$	-0.087 * (-1.68)	-0.040 ** (-2.12)	-0.137 *** (-2.84)	-0.030 *** (-3.12)	-0.109 (-0.50)	-0.002 (-0.09)
$Treat \times Post^2$	-0.100 * (-1.84)	-0.052 *** (-2.59)	-0.115 ** (-2.28)	-0.027 *** (-2.80)	-0.318 (-1.47)	-0.015 (-0.94)
$Treat \times Post^3$	-0.097 * (-1.75)	-0.035 * (-1.78)	-0.118 ** (-2.53)	-0.028 *** (-3.02)	-0.109 (-0.53)	-0.006 (-0.40)
Constant	2.368 *** (3.48)	1.020 *** (12.90)	1.683 *** (2.62)	0.872 *** (7.38)	0.054 (0.06)	0.392 *** (6.57)
Observations	3094	3094	3094	3094	3094	3094
Adj. R ²	0.906	0.353	0.922	0.755	0.329	0.119
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

表5 PSM-DID 检验结果

变量	金融资产总规模		显性金融资产规模		隐性金融资产规模	
	<i>FIN</i>	<i>fin</i>	<i>EF</i>	<i>ef</i>	<i>HF</i>	<i>hf</i>
$Treat \times Time$	-0.116 *** (-3.12)	-0.040 *** (-3.90)	-0.080 ** (-2.42)	-0.018 *** (-2.76)	-0.109 (-0.85)	-0.011 (-1.51)
Constant	3.449 *** (4.38)	1.246 *** (6.30)	3.670 *** (5.02)	1.160 *** (7.67)	-3.288 (-1.20)	-0.139 (-0.99)
Observations	2104	2104	2104	2104	2104	2104
Adj. R ²	0.904	0.680	0.924	0.739	0.607	0.407
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

五、进一步研究

(一) 地方审计管理体制改革力度对金融资产配置的影响

根据理论分析,当地方审计管理体制改革力度越大时,地方审计机关受到地方政府的干预就越少,独立性就

越能得到保障,从而越能有效地发挥审计监管作用。本文根据中国审计学会的调研结果,对各试点省市的改革力度进行差异性分析。肖春辉认为在干部人事管理方面,各试点地区均建立了新的人事管理体制,以此提升审计机关的人事考核与管理质量^[32]。此外,浙江省审计厅还专门成立了对下级审计机关领导班子进行检查和考核的干部处。因此,在干部人事管理方面浙江省的改革力度相对更大,本文将样本中注册地为浙江省的地方国有企业赋分为1,其余为0。在机构编制管理改革方面,贵州、云南、重庆三省市改革得比较彻底,人员招录集中到省级审计机关统一管理;江苏、浙江、广东、山东四省机构编制管理方式变动不大,仍由当地管理,但进一步健全了内设机构,在干部管理、业务管理等方面强化了省级审计厅对下属审计机关的管理。因此,本文将样本中注册地为贵州、云南、重庆三省市的地方国有企业赋分为1,

其余为0。在经费资产管理方面,贵州、云南、重庆三省市统一由省级财政保障;山东、广东、浙江三省审计厅统一管理审计项目经费,市县财政另行安排自行安排的项目经费;江苏省以下地方审计机关开展省审计厅组织的审计项目,其所需经费由省级财政安排专项补助保障。因此,在经费资产管理方面,贵州、云南、重庆三省市改革得较为彻底,本文将注册地为这三省市的地方国有企业赋分为1,其余为0。在审计业务管理方面,各试点地区的措施基本一致,因此,本文将注册地为改革试点省市的所有地方国有企业赋分为1,其余为0。我们将上述四个方面的评分相加,借鉴张琦和孙旭鹏的研究^[33],重新定义主回归模型中实验组虚拟变量 *Treat*:当样本注册地为贵州、云南、重庆三省市时, *Treat* 赋值为3;当样本注册地为浙江省时, *Treat* 赋值为2;当样本注册地为山东、广东、江苏三省时, *Treat* 赋值为1,其余省份样本赋值为0。回归结果如表7所示,可以发现地方审计管理体制改革的力度越大,对地方国有企业金融资产总规模和显性金融资产规模的抑制效果越明显;地方审计管理体制改革的力度与地方国有企业隐性金融资产配置规模间的系数虽然为负,但并未通过显著性检验。综合来看,随着地方审计管理体制改革的力度的加大,地方国有企业缩减金融资产配置规模存在较强的针对性,即只缩减审计监管时重点关注的表内金融资产规模,而不缩减极为隐匿、监管难以发现的表外金融资产规模。

(二)地方审计机关审计强度对金融资产配置的影响

不同地区的地方审计机关在审计过程中的审计强度不尽相同,对审计结果也会产生不同的影响。因此,为了探讨地方审计机关审计强度对地方国有企业金融资产配置的影响,我们手工整理了《中国审计年鉴》2011—2019年相关审计数据^①,借鉴王鑫鑫等的研究^[34],从地方审计机关移送处理案件数(*Transfer*)、查出问题金额(*Reveal*)和被采纳的审计意见数(*Advise*)三个方面检验地方审计机关的审计强度对地方国有企业各类金融资产配置的影响。具体定义如下:(1)本文以移送司法纪检机关和有关部门的处理案件数的自然对数衡量地方审计机关移送处理案件数(*Transfer*)。当地方审计机关将审计出的问题和线索移交给纪检监察、公安、检察机关时,会对违规企业产生足够的震慑效应,从而影响审计结果^[10],因此该指标可以在一定程度上反映地方审计机关的威慑力度。当 *Transfer* 高于样本中位数时, *Transfer* 取值为1,否则为0。(2)以各省区市地方审计机关查出问题金额除以审计完成项目数衡量查出问题金额(*Reveal*),该指标可以较好地反映地方审计机关对存在问题的揭示

表6 变更对照组的检验结果

变量	金融资产总规模		显性金融资产规模		隐性金融资产规模	
	<i>FIN</i>	<i>fin</i>	<i>EF</i>	<i>ef</i>	<i>HF</i>	<i>hf</i>
<i>Treat</i> × <i>Time</i>	-0.102** (-2.45)	-0.056*** (-3.16)	-0.101*** (-2.82)	-0.011* (-1.82)	-0.155 (-1.14)	-0.014 (-0.92)
<i>Constant</i>	2.624*** (2.70)	1.218*** (2.59)	2.924*** (3.37)	0.848*** (5.82)	-5.013* (-1.71)	-0.293 (-0.89)
<i>Observations</i>	1861	1861	1861	1861	1861	1861
Adj. R ²	0.896	0.539	0.922	0.697	0.618	0.328
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/时间 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

表7 地方审计管理体制改革的力度对金融资产配置的影响

变量	金融资产总规模		显性金融资产规模		隐性金融资产规模	
	<i>FIN</i>	<i>fin</i>	<i>EF</i>	<i>ef</i>	<i>HF</i>	<i>hf</i>
<i>Treat</i> × <i>Time</i>	-0.052*** (-2.79)	-0.019*** (-3.94)	-0.033* (-1.94)	-0.010*** (-3.01)	-0.034 (-0.52)	-0.008 (-1.65)
<i>Constant</i>	2.432*** (3.61)	1.169*** (7.39)	1.665*** (2.61)	0.859*** (7.31)	-0.742 (-0.34)	0.390*** (2.80)
<i>Observations</i>	3094	3094	3094	3094	3094	3094
Adj. R ²	0.906	0.703	0.921	0.755	0.595	0.424
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/时间 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

①截至论文写作日期前,《中国审计年鉴》最新数据更新到2019年,因此该部分未纳入2020年样本。

力度^[21]。当 *Reveal* 高于样本中位数时, *Reveal* 取值为 1, 否则为 0。(3) 以被采纳的审计意见、审计报告和审计调查、审计信息篇数之和除以地方审计机关上述几项提交之和来衡量被采纳的审计意见数 (*Advise*), 该指标在一定程度上可以反映地方审计机关的抵御成效^[35]。当 *Advise* 高于样本中位数时, *Advise* 取值为 1, 否则为 0。参考张琦和蔡旭鹏的研究^[33], 本文将 *Transfer*、*Reveal*、*Advise* 分别与交乘项 *Treat* × *Time* 相乘代入主回归模型中, 以此衡量地方审计机关审计强度差异对企业金融资产配置的影响。回归结果如表 8 所示, 由 Panel A 中的结果可知, 随着地方审计机关移送处理案件数的增加, 改革对地方国有企业显性金融资产配置的抑制效果更为明显, 在 1% 水平上通过了显著性测试, 继而缩减了企业金融资产整体配置规模, 但审计威慑作用的提升并未显著缩减地方国有企业隐性金融资产配置规模, 这可能是因为试点地区的地方审计机关未能有效穿透被审计企业的隐性金融资产质量监管, 对地方国有企业的震慑作用有限。由表 8 Panel B 中的结果可知, 试点地区地方审计机关查出问题金额的力度增大显著约束了地方国有企业显性金融资产配置规模和金融资产配置总规模, 但对隐性金融资产规模无显著抑制作用。由表 8 Panel C 中的结果可知, *Advise* × *Treat* × *Time* 的系数在被解释变量为总金融资产和显性金融资产时均显著为负, 说明当地方审计机关所提供的审计信息被相关决策与管理部门采纳与接受时, 地方审计机关可以从制度完善、强化管理等方面进一步约束地方国有企业显性金融资产配置行为。

(三) 规范政府干预、地方审计管理体制改革的与金融资产配置

由前文可知, 地方审计管理体制改革的显著约束了地方国有企业显性金融资产配置规模, 但对隐性金融资产配置规模的抑制作用却并不明显。那么, 厘清此次改革与地方国有企业显性金融资产配置之间的作用机制对进一步深化审计管理体制改革的, 加强政府审计对地方国有企业的经济监督具有重要意义。

在我国地方官员晋升的“政治锦标赛”模式下, 各地官员主要表现为政绩的竞争, 而政绩的竞争又落脚于围绕经济增长展开的竞争^[36]。因此, 以 GDP 为核心的政绩考核模式强化了地方政府官员发展地方经济、加快 GDP 增长的积极性。地方国有企业作为地方的经济支柱, 地方政府有动机将其政治目标转嫁给地方国有企业, 使企业承担地方经济发展、增加 GDP 或财政收入等任务, 造成企业投资决策目标多元化, 无效投资增加, 从而降低了企业绩效^[37-38]。地方国有企业管理者迫于短期业绩压力, 会增加“短视”行为, 从事短期金融投资的倾向性增强^[5]。地方国有企业配置金融资产在短期内可获得较高收益, 增加地方财政收入, 有助于实现地方政府的政治目标。因此, 在地方审计管理体制改革的之前, 作为被领导方的地方审计机关基于政府权力限制, 在审计过程中发现的与地方政府利益相关的重大问题无法真实反映, 降低了政府审计监督效能^[39]。而在地方审计管理体制改革的之后, 一方面, 地方政府对审计工作的干预减少, 审计机关可以全面揭示企业金融资产配置中存在的问题, 依法进行处理处罚, 并积极督促企业进行整改, 减少了金融资产配置投机行为; 另一方面, 地方政府对国有企业经营管理

表 8 地方审计机关审计力度对金融资产配置的影响

变量	Panel A: 移送处理案件数					
	金融资产总规模		显性金融资产规模		隐性金融资产规模	
	<i>FIN</i>	<i>fin</i>	<i>EF</i>	<i>ef</i>	<i>HF</i>	<i>hf</i>
<i>Transfer</i> × <i>Treat</i> × <i>Time</i>	-0.085*** (-2.64)	-0.023*** (-2.76)	-0.089*** (-3.10)	-0.016*** (-2.85)	0.045 (0.42)	-0.004 (-0.53)
<i>Constant</i>	2.711*** (3.60)	1.160*** (6.47)	1.861*** (2.68)	0.837*** (6.49)	-0.495 (-0.20)	0.417*** (2.65)
<i>Observations</i>	2770	2770	2770	2770	2770	2770
Adj. R ²	0.905	0.705	0.922	0.754	0.612	0.452
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
变量	Panel B: 查出问题金额					
	金融资产总规模		显性金融资产规模		隐性金融资产规模	
	<i>FIN</i>	<i>fin</i>	<i>EF</i>	<i>Ef</i>	<i>HF</i>	<i>hf</i>
<i>Reveal</i> × <i>Treat</i> × <i>Time</i>	-0.058* (-1.82)	-0.017** (-1.98)	-0.065** (-2.28)	-0.012** (-2.15)	0.070 (0.66)	-0.002 (-0.23)
<i>Constant</i>	2.775*** (3.69)	1.177*** (6.57)	1.921*** (2.77)	0.846*** (6.56)	-0.461 (-0.19)	0.422*** (2.67)
<i>Observations</i>	2770	2770	2770	2770	2770	2770
Adj. R ²	0.905	0.704	0.922	0.754	0.612	0.451
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
变量	Panel C: 被采纳的审计意见数					
	金融资产总规模		显性金融资产规模		隐性金融资产规模	
	<i>FIN</i>	<i>fin</i>	<i>EF</i>	<i>ef</i>	<i>HF</i>	<i>hf</i>
<i>Advise</i> × <i>Treat</i> × <i>Time</i>	-0.075** (-2.23)	-0.024*** (-2.67)	-0.067** (-2.27)	-0.015** (-2.56)	-0.022 (-0.20)	-0.008 (-1.03)
<i>Constant</i>	2.776*** (3.68)	1.174*** (6.54)	1.945*** (2.80)	0.847*** (6.58)	-0.611 (-0.25)	0.414*** (2.63)
<i>Observations</i>	2770	2770	2770	2770	2770	2770
Adj. R ²	0.905	0.705	0.922	0.754	0.612	0.452
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

的过度干预减少,国有企业减少了无效投资和金融资产投机套利动机,聚焦主业高质量发展。

本文采用中介效应模型检验政府干预在地方审计管理体制改革与企业显性金融资产配置关系中的作用。我们以王小鲁、樊纲团队编制的中国市场化指数数据库中的分项指标“减少政府对企业的干预”^[40]衡量政府干预的程度^①。回归结果如表 9 所示,第(1)列显示地方审计管理体制改革降低了地方国有企业显性金融资产配置的总体效应;第(2)列显示当政府干预作为被解释变量时,地方审计管理体制改革政策的实施能够显著降低地方政府的干预程度;第(3)列显示在控制了政府干预这一变量后,交乘项 $Treat \times Time$ 的系数显著为负,且与第(1)列相比,系数的绝对值有所减小,这说明规范政府干预是地方审计管理体制改革抑制地方国有企业显性金融资产配置规模的作用渠道。

(四) 财政压力、地方审计管理体制改革与金融资产配置

一方面,在财政压力较大的地区,地方政府更有可能担当“掠夺之手”的角色,干预地方国有企业以实现其政治目标^[11],从而加大了企业进行金融投资的逐利动机。另一方面,在财政压力较大的地区,审计机关缺乏经费保障,对政府的依赖性更强,因此审计机关即使发现问题,也有可能难以及时披露^[41]。因此,本文预测在财政压力较大的地区,地方审计管理体制改革对企业金融资产配置的抑制作用更明显。借鉴蔡春等的研究^[21],本文以地方国有企业所在地的

“财政支出/财政收入”衡量企业所在地政府的财政压力,并根据年度-地区财政压力中位数将样本划分为财政压力较大地区与财政压力较小地区,进行分组回归。回归结果如表 10 所示,企业金融资产总规模与显性金融资产规模在财政压力较大地区的回归系数均显著为负,且其绝对值均大于财政压力较小地区的回归系数,表明地方审计管理体制改革能够降低地方政府财政压力给地方国有企业金融化带来的负面影响。地方审计管理体制改革对地方国有企业隐性金融资产配置的抑制作用不受财政压力大小的影响,这表明地方审计机关对地方国有企业“影子银行”业务的敏感性有待加强,需要对地方国有企业金融资产配置开展全方位、多角度的经济监督。

六、结论与政策建议

本文以 2011—2020 年 A 股地方国有上市企业为研究样本,实证检验了地方审计管理体制改革对地方国有

表 9 规范政府干预、地方审计管理体制改革与金融资产配置

变量	(1)		(2)	(3)	
	EF	ef	Government	EF	Ef
$Treat \times Time$	-0.069 ** (-2.49)	-0.011 ** (-2.16)	-1.489 *** (-14.68)	-0.052 * (-1.85)	-0.009 * (-1.72)
Government				0.011 ** (2.21)	0.002 ** (2.34)
Constant	1.566 ** (2.45)	0.846 *** (7.16)	6.819 *** (2.60)	1.490 ** (2.32)	0.805 *** (7.17)
Observations	3094	3094	3094	3094	3094
Adj. R ²	0.922	0.754	0.707	0.922	0.751
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/时间 固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

表 10 财政压力、地方审计管理体制改革与金融资产配置

变量	Panel A: 绝对规模					
	金融资产总规模		显性金融资产规模		隐性金融资产规模	
	FIN_High	FIN_Low	EF_High	EF_Low	HF_High	HF_Low
$Treat \times Time$	-0.237 *** (-3.06)	-0.078 ** (-2.22)	-0.194 *** (-2.71)	-0.075 ** (-2.32)	-0.253 (-0.90)	0.067 (0.54)
Constant	0.945 (0.57)	3.061 *** (3.99)	-1.977 (-1.36)	2.788 *** (3.88)	-1.456 (-0.29)	0.050 (0.02)
Observations	856	2219	856	2219	856	2219
Adj. R ²	0.912	0.905	0.926	0.921	0.594	0.597
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observed difference	0.159		0.118		—	
Empirical p-value	0.000		0.000		—	
变量	Panel B: 相对规模					
	金融资产总规模		显性金融资产规模		隐性金融资产规模	
	fin_high	fin_low	ef_high	ef_low	hf_high	hf_low
$Treat \times Time$	-0.092 *** (-4.59)	-0.023 (-1.44)	-0.045 *** (-3.51)	-0.008 (-1.26)	-0.026 (-1.57)	-0.004 (-0.47)
Constant	1.919 *** (3.64)	1.569 *** (4.70)	0.304 (1.29)	1.039 *** (7.12)	0.943 *** (2.97)	0.226 (1.41)
Observations	856	2219	856	2219	856	2219
Adj. R ²	0.643	0.567	0.779	0.750	0.452	0.418
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体/时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

①本文通过查询中国市场化指数数据库获得各个省区市 2011—2019 年“减少政府对企业的干预”分项指标,2020 年数据根据前四年数据使用指数平滑法计算得到。

企业金融资产配置的影响。研究发现:(1)地方审计管理体制改革的显著抑制了地方国有企业金融资产总体配置规模和显性金融资产配置规模,但对企业隐性金融资产配置规模的抑制效果不明显;(2)基于地方审计管理体制改革的力度检验发现,试点地区改革力度越大,对地方国有企业显性金融资产配置的抑制效果越明显;(3)基于地方审计机关审计强度的研究发现,政府审计通过提升威慑作用、提高违规问题揭示力度和促进制度完善等途径,进一步抑制了地方国有企业显性金融资产配置规模,但对企业隐性金融资产配置并未起到减缓作用;(4)地方审计机关通过规范政府对企业的干预缩减了地方国有企业显性金融资产配置规模,且在财政压力较大的地区这种抑制作用更为明显。

本文所得结论具有一定的政策启示意义。首先,应继续深化地方审计管理体制改革的力度,加大人财物管理改革力度,进一步探索在行政型双重领导框架下有效提高审计独立性的路径,确保审计功能的有效发挥。其次,相关部门在对企业金融资产开展审计监管时,不仅要关注显性金融资产,还要加大对隐性金融资产的关注度。要进一步提升审计监督的整体合力,提高审计人员专业性及审计技术,加强对企业隐性金融资产配置的识别与监管力度,对国有企业金融化现象进行全方位、多角度、系统性的监督。最后,地方审计管理体制改革的治理效果存在区域异质性,在财政压力较大的地区,地方政府的干预程度较高,因此地方审计机关在这些地区要投入更多的审计力量,必要时可开展交叉审计,提高对国有企业金融资产配置的监管效能,做到“穿透式”监管。

参考文献:

- [1] Karwowski E, Stockhammer E. Financialisation in emerging economies: A systematic overview and comparison with anglo-saxon economies. [J]. *Economic and Political Studies*, 2017, 5(1): 60-86.
- [2] 黄贤环, 吴秋生, 王瑶. 金融资产配置与企业财务风险: “未雨绸缪”还是“舍本逐末”[J]. *财经研究*, 2018(12): 100-112+125.
- [3] 张成思, 张步县. 中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角[J]. *经济研究*, 2016(12): 32-46.
- [4] 韩珣, 田光宁, 李建军. 非金融企业影子银行化与融资结构——中国上市公司的经验证据[J]. *国际金融研究*, 2017(10): 44-54.
- [5] 杜勇, 张欢, 陈建英. 金融化对实体经济未来主业发展的影响: 促进还是抑制[J]. *中国工业经济*, 2017(12): 113-131.
- [6] Bhaduri A. A contribution to the theory of financial fragility and crisis[J]. *Cambridge Journal of Economics*, 2011, 35(6): 995-1014.
- [7] 彭俞超, 韩珣, 李建军. 经济政策不确定性与企业金融化[J]. *中国工业经济*, 2018(1): 137-155.
- [8] 韩珣, 李建军. 金融错配、非金融企业影子银行化与经济“脱实向虚”[J]. *金融研究*, 2020(8): 93-111.
- [9] 刘家义. 论国家治理与国家审计[J]. *中国社会科学*, 2012(6): 60-72.
- [10] 窦炜, 张书敏. 政府审计对国有企业金融资产配置的影响研究[J]. *管理学报*, 2022(3): 453-462.
- [11] 陈茹, 张金若, 王成龙. 国家审计改革提高了地方国有企业全要素生产率吗? [J]. *经济管理*, 2020(11): 5-22.
- [12] 叶陈刚, 黄冠华, 朱郭一鸣. 审计管理体制改革的抑制地方国有企业投资效率——基于地方审计机关人财物试点改革的自然实验[J]. *审计与经济研究*, 2021(3): 1-11.
- [13] 郭檬楠, 郭金花. 审计管理体制改革的抑制地方国有企业资产保值增值[J]. *当代财经*, 2020(11): 138-148.
- [14] 杨开元, 霍晓艳, 刘斌. 国家审计能降低国有企业审计风险吗? ——来自省以下审计机关人财物管理改革的准自然实验[J]. *审计与经济研究*, 2022(1): 25-32.
- [15] 卢峰, 姚洋. 金融压抑下的法治、金融发展和经济增长[J]. *中国社会科学*, 2004(1): 42-55.
- [16] Allen F, Qian J, Qian M. Law, finance, and economic growth in China[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77(1): 57-116.
- [17] Huang Y, Ma Y, Yang Z, et al. A fire sale without fire: An explanation of labor-intensive FDI in China. [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2016, 44(4): 884-901.
- [18] Du J L, Li C, Wang Y Q. A comparative study of shadow banking activities of non-financial firms in transition economies[J]. *China Economic Review*, 2017, 46(S): 35-49.
- [19] Orhangazi ö. Financialisation and capital accumulation in the non-financial corporate sector: A theoretical and empirical investigation on the US economy [J]. *Cambridge Journal of Economics*, 2008, 32(6): 863-886.
- [20] 王守坤. 政府与金融的政治关联: 经济效应检验及中介路径判断[J]. *经济评论*, 2015(5): 3-20.
- [21] 蔡春, 朱磊, 郑倩雯. 省以下地方审计机关人财物统一管理提升审计质量了吗? [J]. *审计与经济研究*, 2020(6): 1-8.
- [22] 董盈厚, 马亚民, 董馨格. 金融资产配置的同伴效应与企业违规——来自2007—2018年非金融上市公司的经验证据[J]. *外国经济与管理*, 2021(8): 88-104.
- [23] 窦炜, 张书敏. 政府审计能提升国有企业并购重组业绩承诺可靠性吗? ——基于审计署央企审计结果公告的经验证据[J]. *审计与经济研究*, 2022(5): 11-22.
- [24] 陈文川, 李文文, 李建发. 政府审计与国有企业金融化[J]. *审计研究*, 2021(5): 16-28.
- [25] 宋军, 陆旸. 非货币金融资产和经营收益率的U形关系——来自我国上市非金融公司的金融化证据[J]. *金融研究*, 2015(6): 111-127.

- [26] Demir F. Financial liberalization, private investment and portfolio choice: Financialization of real sectors in emerging markets[J]. Journal of Development Economics, 2009(2): 314-324.
- [27] Jiang G H, Lee C M C, Yue H. Tunneling through intercorporate loans: The China experience[J]. Journal of Financial Economics, 2010(1): 1-20.
- [28] 王永钦, 刘紫寒, 李婧, 等. 识别中国非金融企业的影子银行活动——来自合并资产负债表的证据[J]. 管理世界, 2015(12): 24-40.
- [29] 司登奎, 李小林, 赵仲匡. 非金融企业影子银行化与股价崩盘风险[J]. 中国工业经济, 2021(6): 174-192.
- [30] 顾雷雷, 郭建鸾, 王鸿宇. 企业社会责任、融资约束与企业金融化[J]. 金融研究, 2020(2): 109-127.
- [31] Roberts M R, Whited T M. Endogeneity in empirical corporate finance[J]. Handbook of the Economics of Finance, 2013(2): 493-572.
- [32] 肖春辉. 关于省以下审计机关管理体制改革的经验与思考[J]. 中国内部审计, 2020(5): 78-81.
- [33] 张琦, 孙旭鹏. 政府审计独立性提升的治理效应——以审计机关人财物改革对公务接待行为的影响为例[J]. 会计研究, 2021(1): 167-178.
- [34] 王鑫鑫, 张书敏, 窦炜. 地方审计体制改革: “治理监督”还是“放任自流”? ——来自地方国有企业并购重组业绩承诺可靠性的经验证据[J]. 上海财经大学学报, 2023(1): 49-63.
- [35] 刘爱东, 张鼎祖. 中国地方审计机关效率测度与分析——基于1998—2009年的面板数据[J]. 审计研究, 2014(5): 60-67.
- [36] Li H B, Zhou L A. Political turnover and economic performance: The incentive role of personnel control in China[J]. Journal of Public Economics, 2005, 89(9): 1743-1762.
- [37] 程仲鸣, 夏新平, 余明桂. 政府干预、金字塔结构与地方国有上市公司投资[J]. 管理世界, 2008(9): 37-47.
- [38] 陈信元, 黄俊. 政府干预、多元化经营与公司业绩[J]. 管理世界, 2007(1): 92-97.
- [39] Isaksson A S, Bigsten A. Institution building with limited resources: Establishing a supreme audit institution in Rwanda[J]. World Development, 2012, 40(9): 1870-1881.
- [40] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [41] 林斌, 刘瑾. 市场化进程、财政状况与审计绩效[J]. 审计与经济研究, 2014(3): 31-39.

[责任编辑: 王丽爱]

Can the Reform of Local Audit Management System Inhibit the Allocation of Financial Assets of Local State-owned Enterprises?

DOU Wei¹, ZHAO Lei¹, MA Lili²

(1. School of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070;

2. School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan 430072)

Abstract: This paper takes the pilot reform of personnel and property management of audit institutions under the provincial level implemented at the end of 2015 as a quasi-natural experiment, selects A-share local state-owned enterprises in Shanghai and Shenzhen from 2011 to 2020 as research samples, and uses the differences in differences model to test the effect of local audit management system reform on the financial asset allocation of local state-owned enterprises. The results show that: The reform of local audit management system can significantly reduce the scale of financial asset allocation of local state-owned enterprises. By classifying financial asset classes, it is found that the reform has an obvious effect on the scale of explicit financial assets, but has no obvious effect on the scale of hidden financial assets allocation. Further research shows that the stronger the reform of local audit management system and the stronger the audit intensity of local audit institutions, the more obvious the inhibitory effect of government audit on corporate financial asset allocation. Mechanism analysis shows that the reform of local audit management system reduces the scale of financial asset allocation of local state-owned enterprises by regulating government intervention, and the inhibition effect is more obvious in regions with greater financial pressure.

Key Words: reform of audit management system; financial asset allocation; hidden financial asset allocation; government audit; government intervention