

政府审计能抑制国有企业“脱实向虚”吗？ ——基于审计署审计结果公告的实证分析

梁思源¹，郑田丹^{2,3}

(1. 上海对外经贸大学 会计学院, 上海 201620; 2. 南京信息工程大学 商学院, 江苏 南京 210044;
3. 南京信息工程大学 江北新区发展研究院, 江苏 南京 210044)

摘要:作为国家治理体系的重要组成部分,政府审计在防范金融风险、助力经济高质量发展方面发挥着重要作用。立足于中国实体企业金融化水平不断上升的背景,文章以2008—2020年A股国有上市公司为研究样本,从过度金融化的视角考察政府审计对国有企业“脱实向虚”的治理效应。研究发现,政府审计能够显著抑制国有企业的过度金融化水平。政府审计的威慑力度与揭示力度越大,对国有企业过度金融化的抑制作用越强。进一步研究发现,政府审计能够通过提高固定资产投资比重,抑制国有企业“脱实向虚”;在代理问题较为严重的国有企业样本中,政府审计的抑制作用更强。文章从国有企业过度金融化的视角拓展了政府审计的治理效应研究,对于优化国有企业资产配置、完善公司治理具有一定的启示意义;同时也丰富了企业金融化的相关文献,为微观企业“脱实向虚”的监管与治理提供了经验证据。

关键词:政府审计;过度金融化;国有企业;金融风险

中图分类号:F270 **文献标识码:**A **文章编号:**1009-0150(2022)04-0108-15

一、引言

在中国经济由高速增长逐步转向高质量发展的背景下,金融参与实体经济建设的程度越来越高。实体企业通过金融渠道获得收益的比重在近年来有了快速的提高,经济金融化格局正在加速形成(张成思和张步云,2016)。在此背景下,实体企业在生产领域进行的投资比重在不断降低:2007年中国上市实体企业的实业投资率^①为8.96%,2019年这一比重已经下降至4.82%。这一现象背后的深层原因在于,金融化环境下不同投资渠道带来的利润率发生了质的改变。在金融业盈利攀升的现实情况下^②,实体企业试图通过在金融领域扩大投资规模以分享超额利润,金融投资率也逐步提升。

收稿日期:2021-12-14

基金项目:国家自然科学基金重点项目“互联网时代企业的财务行为与治理特征”(71632006);国家社会科学基金项目“新形势下防控经济运行风险的政策组合及效应研究”(17BJY001)。

作者简介:梁思源(1993—),男,河南平顶山人,上海对外经贸大学会计学院讲师(通讯作者);

郑田丹(1993—),男,安徽阜阳人,南京信息工程大学商学院、江北新区发展研究院讲师。

^①实业投资率按照张成思和张步云(2016)的研究设定为(当期投资于固定资产、无形资产和其他长期资产所指出的现金)/(当期固定资产、无形资产和其他长期资产的账面净值),此处原始数据来自CSMAR数据库。

^②2019年工业企业实现利润6.2万亿元,同比下降13.42%,同期银行业实现利润20万亿元,同比增长9.29%。此处原始数据来自中经网统计数据库。

然而当金融业发展到过度吸纳社会财富的程度时,会引致金融危机并造成经济的萎靡。从企业角度来看,过度金融化将导致债务杠杆率过高、投资效率下降等多种结构性问题(郑田丹等,2018)。已有研究揭示了政府审计在国有资产保值增值、金融风险防范方面发挥的积极作用(马东山等,2019;李校红和郭檬楠,2020;郭檬楠和郭金花,2020;张曾莲和岳菲菲,2021;刘芳和王美英,2021),为本文拓展政府审计的治理效应提供了理论和实践基础。虽然有学者关注了政府审计对国有企业金融化的抑制作用(陈文川等,2021),但是只分析政府审计对国企金融化的影响,并不能清晰地识别政府审计抑制国有企业金融风险的净效应。由于国有企业金融化的动机并不相同,适度的金融化有助于企业优化资源配置,实现企业的良性发展(Theurillat等,2010);然而基于逐利动机的过度金融化则会恶化企业的资源配置效率,挤出实体投资,提升金融风险(Epstein,2005;Seo等,2012;杜勇等,2017)。因此,在国有企业金融风险治理的相关研究中,应该重点关注国有企业的过度金融化,而不应将实体企业金融化视为同质化行为(黄贤环等,2019)。本文的增量贡献在于深入分析了政府审计抑制国有企业过度金融化的效果与作用路径,从审计揭示与威慑的功能维度丰富了政府审计的研究。

图1展示了2007年至2017年国有非金融上市企业的金融化水平变动趋势和历年审计署关于国有企业的审计结果公告数量变动趋势。可以发现,国有企业在这一时间范围内呈现出金融化水平整体快速提升的趋势,从2007年的48.29%提升到2017年的63.26%,并在2016年达到极大值67.14%。其局部极值点几乎与审计署审计结果公告数量变动趋势的极值点重合且相反。这种趋势上的变动是不是巧合?国有实体企业“脱实向虚”的现状是否真的因为政府审计的力度加大而有所缓解?其内在作用机制是什么?都将是本文要讨论的问题。

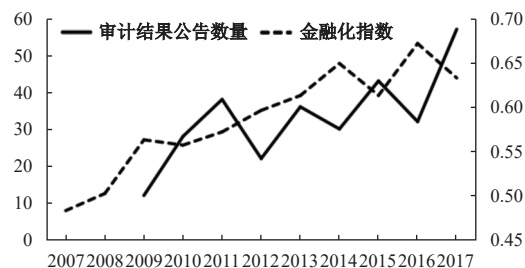


图1 2007—2017年国有非金融上市企业金融化指数及审计署审计结果公告数量变动

本文选取2008—2020年中国沪深A股国有上市公司为研究样本,考察政府审计与国有企业过度金融化之间的关系,分析政府审计治理效应的作用路径。本文可能的贡献如下:(1)拓展了政府审计治理效应的理论框架。不同于已有文献从防范国有企业经营性风险、股价崩盘风险等方面考察政府审计的实施效果,本文从“脱实向虚”的视角,揭示了政府审计对国有企业过度金融化的治理效应。具体来说,本文考察了政府审计的揭示力度、威慑力度与国企过度金融化之间的关系,为审计机关提高审计效果,抑制国有企业过度金融化提供了经验证据。(2)丰富了有关企业过度金融化影响因素的研究。区别于已有文献从货币政策、银企关系、管理层特征等方面考察企业金融化的影响因素,本文关注政府审计对国有企业过度金融化的影响效应,并且通过中介效应与调节效应模型深入考察国有企业实体投资与代理成本对二者关系的影响,拓展了实体企业金融化研究的视角。

本文剩余部分内容结构安排如下:第二部分是文献综述与理论假说,在梳理相关研究文献的基础上提出本文的研究假说;第三部分是研究设计,构建实证模型,选取国有企业样本,对上述假说进行实证检验;第四部分是实证结果,通过实证分析,验证理论分析的可靠性;第五部分是进一步检验,深入分析政府审计的治理效应与作用路径;第六部分结论与政策建议。

二、文献综述与理论假说

(一) 政府审计的治理效应

本文研究的政府审计是指审计署依法对国有企业的资产、负债、损益及其经济活动进行的审计监督。作为国家治理体系的重要组成部分,政府审计具有预防、揭示和抵御功能,能够保障和提升国有企业受托责任的有效履行。围绕政府审计在高质量发展的背景下防范国有企业金融风险这一主题,已有文献进行了多方面的探讨。

关于政府审计促进国有企业高质量发展、提升经营效率的研究,现有文献发现政府审计能够通过发挥信息治理、市场治理和权力治理作用提升国有企业价值(马东山等,2019),通过优化公司治理促进国有企业高质量发展(董志愿和张曾莲,2021)。审计机关促进国有企业高质量发展的优化效应体现在:提高经营绩效(蔡利和马可哪呐,2014),完善内部控制(褚剑和方军雄,2018),提升产能利用率(唐嘉尉和蔡利,2021),提高国有企业全要素生产率(郭金花和杨瑞平,2020)。

关于政府审计与金融风险防范的研究,有学者认为政府审计在防范金融风险、维护金融稳定、保护国有资产安全和国家经济安全方面发挥了重要作用(张曾莲和岳菲菲,2021)。也有研究从高风险的金融衍生品出发,发现政府审计抑制了国有企业金融衍生品投机交易和场外交易,并且对于国有企业正常的套期保值需求没有负面影响(刘芳和王美英,2021);陈文川等(2021)发现政府审计能够抑制国有企业的金融化水平。上述文献为本文研究政府审计的功能效应提供了理论参考,但是尚未有文献关注政府审计抑制国有企业过度金融化的效果与作用路径。

(二) 企业“脱实向虚”的影响因素

企业“脱实向虚”的一般特征是实体企业在金融领域的投资增加(Crotty,2003)。当企业从金融渠道获利的比重超过实体生产渠道获利的比重后,经济活动的中心就转移至金融部门,表现为企业的“脱实向虚”,即企业的过度金融化(Krippner,2005;Foster,2007)。已有研究发现,适度的金融化可以提高宏观经济债务率,促使生产与消费的统一(Smart和Lee,2003),平衡供给与需求,提升资源配置效率(Theurillat等,2010)。然而,企业的过度金融化将会对实体经济投资产生挤出效应(Orhangazi,2008),加大贫富差距,最终引发金融危机(Epstein,2005)。因此,企业适度的金融化有助于其保值增值,但是金融化水平过高则会挤出实体投资,导致金融风险。

国内学者研究发现,影响企业金融化水平的因素主要可以分为企业内部因素与外部环境因素两类。高业绩或者低业绩的公司都倾向于持有较多的金融资产(宋军和陆旸,2015);企业的社会责任水平越高,越会加剧其金融化程度(顾雷雷等,2020);此外,企业管理层群体特征(杜勇等,2019;闫海洲和陈百助,2018)也会对企业金融资产的配置水平产生影响。在关于外部因素的研究方面,有学者发现金融货币政策与财政政策影响企业的金融化水平(杨箐等,2019;马思超和彭俞超,2019),经济政策不确定性的上升会加剧企业金融化(彭俞超等,2018)。那么,政府审计作为一种独立的外部治理机制,会如何影响企业的过度金融化水平,进而防范系统性风险,这一话题有待深入讨论。

(三) 政府审计与国企过度金融化

由于存在预算软约束与内部人控制,国有企业在配置金融资产时更多出于投机逐利的动机,从而更容易出现过度金融化的现象(杜勇等,2017)。根据公共受托经济责任理论,维护国家经济安全是审计机关的重要任务之一,政府审计抑制国有企业过度金融化的路径表现在以下几方面。

一是政府审计能够直接揭示被审计企业的违法违规行为。审计机关承担着保障国有资产安全的重要职责,拥有揭示问题、处理问题的权利和义务。通过审计署在其官网发布的审计结果公告可以发现,审计机关重点关注财务管理和会计核算、企业重大决策和管理、廉洁从业等方面的问题。如果国有企业的金融资产配置、财务处理、经营决策等方面存在违法违规的情况,政府审计能够发挥揭示功能,对被审计企业的金融资产配置产生约束效应。例如,审计署2017年第23号审计结果公告披露:2014年,中国化工未经集体决策,违规出借资金21亿元、提供担保19.8亿元。在发现国有企业存在高风险、不合规的金融资产配置时,审计机关将依法出具审计报告、下达审计决定书,要求被审计单位限期整改并公示。此外,审计署的审计结果公告向社会公众公开,能够与媒体监督、群众监督等力量形成合力。因此,政府审计能够揭示国有企业过度金融化的违规操作,约束国有企业进行整改,主动削减金融化水平。

二是政府审计能够通过提升国有企业固定资产投资水平,进而减少对金融资产的投入。在既定的资产规模下,国有企业的固定资产投资与金融资产投资一般呈现出互相“挤占”的特征(黄贤环和王瑶,2021)。政府审计通过改善国有企业的经营与内部管理,优化企业内部控制(池国华等,2019;唐大鹏和从澜匀,2020),提高经营效率(蔡利和马可哪呐,2014),可以降低国有企业实物投资的风险,进而提高固定资产投资的水平,最终“挤出”金融资产投资。

三是政府审计能够抑制国有企业过度金融化的动机。具有较高独立性与权威性的审计机关能够直接约束高管的自利行为,抑制国有企业管理层的机会主义行为(唐嘉尉和蔡利,2021)。国有企业普遍存在“所有者缺位”的代理问题,大股东或者管理层可能存在较强的自利动机,而金融资产的高流动性、高收益更容易被操纵,其“蓄水池”功能也有较强的隐蔽性,最终导致国有企业过度金融化,有损于企业的健康发展。审计机关会重点关注国有企业主要领导人员的经济责任履行情况,2019年7月,中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《党政主要领导干部和国有企事业单位主要领导人员经济责任审计规定》,全面加强完善了审计机关对国有企事业单位主要领导人员的经济责任审计工作。国有企业主要领导人员的经济责任履行情况受到审计机关的大力监督,为了避免可能存在的经济风险、政治风险,管理层倾向于稳定经营,通过企业金融化进行获利的动机大幅下降。

基于此,本文提出以下假说:

H1: 在控制其他因素的情况下,政府审计能够降低国有企业过度金融化的水平。

政府审计作为一个独立的治理机制,通过发挥威慑效应与揭示效应,在约束国有企业管理层的自利行为、保障国有企业平稳经营、实现国有资本保值增值等方面发挥着重要作用。对于被审计的国有企业,过度金融化的水平会随着审计威慑力度和审计揭示力度的提高而降低。

政府审计的威慑力度是指独立、权威的政府审计监督能够弱化国有企业违法违规的动机,对同一家国有企业而言,多次审计的威慑力度要高于单次审计。随着审计威慑力度的提升,国有企业管理层在财务决策时会更为规范、稳健。对国有企业的管理层而言,具有天然独立性与权威性的政府审计能够带来足够的威慑力。对于国有企业投融资中所存在的违规问题,审计机关不仅能够出具审计决定书,还可以将相关问题移交处理。同时,审计机关通过发布审计结果公告,有利于新闻媒体、社会公众参与监督,推进信息的公开透明,加大审计的威慑作用。

政府审计的揭示力度是指审计机关发现问题线索并依法公告的程度。对于同样接受了政府审计的国有企业来说,审计结果公告中揭示的有关金融化的违法违规问题越多,政府审计对“脱实向虚”的治理效应也就越强。随着审计揭示力度的提升,国有企业在投资决策方面的不合

规操作将更多地被发现。审计机关能够通过强大的信息手段,揭示国有企业金融化的潜在风险,促进国有企业落实整改,使国有企业金融化水平回归到较为合理的区间,提高国有资本配置效率。

基于此,本文提出以下假说:

H2:在接受政府审计的国有企业中,政府审计的威慑力度越强,国有企业过度金融化的水平越低。

H3:在接受政府审计的国有企业中,政府审计的揭示力度越强,国有企业过度金融化的水平越低。

三、研究设计

(一)样本选择

2010年,审计署发布了第一份国有企业审计结果的公告。本文基于审计署历年公开披露的审计结果公告,考察政府审计对国有企业过度金融化的影响。其中,本文以审计结果公告中披露的审计署执行审计的年份为研究时点,比如在《2018年第37号公告:中国西电集团有限公司2016年度财务收支等情况审计结果》中,审计署于2017年执行了对中国西电集团财务收支等情况的审计,因此本文的样本区间为2008—2020年。样本公司的选取过程如下:根据审计结果公告中的被审计企业名称,结合CSMAR和Wind数据库,查找实际控制人或者直接控制人为被审计国有企业的上市公司,同时在被审计国企的官方网站中“投资者关系”等栏目中查找集团旗下的上市公司,进行再次核对。本文进一步选择所有上市国有企业作为对照组样本。本文对本按照如下标准进行剔除:(1)金融保险行业的样本;(2)重要财务数据缺失的样本;(3)ST、PT等特殊处理的样本。最终得到8099个观测值。为缓解异常值的影响,我们对所有连续变量进行了上下1%的缩尾处理。财务数据均来自国泰安CSMAR数据库。

(二)模型设计与变量定义

1. 过度金融化的测度

参考Richardson(2006)度量非效率投资的思想,借鉴黄贤环等(2019)、王少华和上官泽明(2019)的模型设计,本文构建模型(1)对企业最优金融化水平进行拟合:

$$FIN_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 FIN_{i,t-1} + \alpha_2 LEV_{i,t-1} + \alpha_3 ROA_{i,t-1} + \alpha_4 TobinQ_{i,t-1} + \alpha_5 OCF_{i,t-1} + \alpha_6 AGE_{i,t-1} + \alpha_7 SIZE_{i,t-1} + \Sigma Industry + \Sigma Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, FIN 表示企业金融化水平,采用两种方式度量:一是参考杜勇等(2017)、彭俞超等(2018)和于连超等(2021)的计量方法,使用金融资产占总资产的比重度量企业金融化程度,即 $FIN1 = (\text{交易性金融资产} + \text{衍生金融资产} + \text{发放贷款及垫款净额} + \text{可供出售金融资产净额} + \text{持有至到期投资净额} + \text{投资性房地产净额}) / \text{总资产} \times 100\%$;二是参考张成思和张步昙(2016)的计量方法,采用金融渠道获利占总收益的思路,以营业利润的绝对值对金融渠道获利水平进行标准化,即 $FIN2 = (\text{金融渠道获利} - \text{营业利润}) / \text{营业利润的绝对值}$,其中金融渠道获利=投资收益+公允价值变动损益+其他综合收益。 LEV 为企业财务杠杆率,以上期资产负债率表示; ROA 为企业盈利能力,以上期总资产报酬率表示; $TobinQ$ 为企业成长性水平,以上期托宾Q值表示; OCF 为企业现金流状况,以上期经营活动现金流与总资产的比值表示; AGE 表示企业成立时长,以 $\ln(1 + \text{样本年份} - \text{成立年份})$ 表示; $SIZE$ 为企业规模,以总资产的自然对数表示;此外,在模型中控制了行业和年度虚拟变量。

本文对模型(1)采用OLS回归拟合出实体企业最优金融化水平(FIN_x),然后以企业实际

金融化水平 (FIN) 与最优金融化水平 (FIN_x) 之差度量企业过度金融化水平 ($ExFIN_{i,t}$), 其值越大表明过度金融化的水平越高。在使用模型 (1) 估计最优金融化水平时, 为了下文检验结果的稳健性, 本文分别采用 $FIN1$ 、 $FIN2$ 作为被解释变量, 计算出两种过度金融化水平指标 $ExFIN1_{i,t}$ 与 $ExFIN2_{i,t}$ 。

2. 模型设计

根据前文的研究假说, 借鉴 Bertrand 和 Mullainathan (2003) 的方法, 参考刘芳和王美英 (2021) 的研究设计, 构建控制公司与年度固定效应的双重差分模型对其进行检验:

$$\begin{aligned} ExFIN_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 Audit_{i,t} + \alpha_2 LEV_{i,t-1} + \alpha_3 SOE_{i,t-1} + \alpha_4 TobinQ_{i,t-1} + \alpha_5 FIRST_{i,t-1} \\ & + \alpha_6 ROA_{i,t-1} + \alpha_7 LISTAGE_{i,t-1} + \alpha_8 DUAL_{i,t-1} + \alpha_9 GSHARE_{i,t-1} \\ & + \alpha_{10} Indirector_{i,t-1} + \alpha_{11} SIZE_{i,t-1} + u_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

其中, $ExFIN_{i,t}$ 为被解释变量, 表示企业过度金融化水平。 $Audit$ 为解释变量, 度量方法为政府审计后 (被审计年份以及之后三年) 取 1, 其他年份取 0。

为了检验假说 H2, 本文参考褚剑和方军雄 (2018)、唐嘉尉和蔡利 (2021) 的研究, 构建政府审计威慑力度指标 ($Audit1$) 对政府审计抑制国有企业过度金融化的威慑效应进行进一步检验。由于部分国有企业在样本区间内接受了审计署的多次审计, $Audit1$ 的度量方法为: 当国有企业每次接受政府审计时, 审计当年及以后年度取 1, 然后将该指标按照年度加总, 得到国有企业累计接受政府审计的次数。该指标越大, 说明政府审计介入次数越多。

为了检验假说 H3, 本文参考杨华领和宋常 (2019) 的研究, 根据审计结果公告的文本内容, 构建政府审计揭示力度指标 ($Audit2$) 对政府审计抑制国有企业过度金融化的揭示效应进行进一步检验。 $Audit2$ 的度量方法为: 审计结果公告中披露有关国有企业金融化的问题数量乘以 $Audit$ 。该指标越大, 说明政府审计揭示有关金融化的问题越多, 审计揭示力度越强。

以上三个衡量政府审计监督的指标存在一定的联系, 但是具有不同的内涵。其中, 政府审计变量 ($Audit$) 反映了在所有国有企业样本中, 有哪些国企接受了审计监督。而政府审计威慑力度指标 ($Audit1$) 衡量了在被审计单位的样本之中, 某一家国企接受政府审计的次数, 以此反映政府审计威慑力度的强弱; 政府审计揭示力度指标 ($Audit2$) 则反映在被审计单位的样本之中, 审计机关揭示与金融化相关的违法违规问题的力度。

借鉴已有文献, 本文主要控制对过度金融化有显著影响的公司或行业变量, 为了避免可能存在的内生性问题, 控制变量均取滞后一期的数值。 $Controls$ 为控制变量集合, 包括: 资产负债率 (LEV)、产权性质 (SOE)、成长性 ($TobinQ$)、第一大股东持股比例 ($FIRST$)、盈利能力 (ROA)、上市年龄 ($LISTAGE$)、两职合一 ($DUAL$)、高管持股 ($GSHARE$)、独董占比 ($Indirector$) 和企业规模 ($SIZE$)。 u_i 表示不可观测到的个体特殊效应, 表示随机扰动项, 在回归时控制了公司、年份固定效应。各变量具体定义及计算方式见表 1。

四、实证结果

(一) 描述性统计

表 2 为主要变量的描述性统计。企业金融化水平 ($FIN1$) 的均值为 3.529, 中位数为 0.663, 表明至少有一半以上的样本公司持有金融资产, 最大值为 38.893, 表明部分公司持有金融资产的比重较大。 $FIN2$ 表示企业从金融渠道获利的水平, 均值为 -0.256, 根据定义和计算公式, 当 $FIN2$ 的值大于 -1 时, 说明金融渠道获得的利润对利润的贡献为正。解释变量 $Audit$ 的均值为 0.099, 表示在全样本中, 有 9.9% 的样本受到政府审计的影响。根据审计威慑力度 ($Audit1$) 的统计结果, 共有 13 家国有企业接受过三次审计, 66 家国有企业接受过二次审计, 63 家国有企业接

表 1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
企业金融化	<i>FIN1</i>	(交易性金融资产+衍生金融资产+发放贷款及垫款净额+可供出售金融资产净额+持有至到期投资净额+投资性房地产净额)/总资产×100%
	<i>FIN2</i>	(金融渠道获利-营业利润)/营业利润的绝对值
过度金融化	<i>ExFIN1</i>	<i>FIN1</i> - <i>FIN_x1</i> , <i>FIN_x1</i> 根据模型(1)估计得到
	<i>ExFIN2</i>	<i>FIN2</i> - <i>FIN_x2</i> , <i>FIN_x2</i> 根据模型(1)估计得到
政府审计	<i>Audit</i>	上市公司所属央企集团被审计署审计当年及之后三个年度取1,否则取0
审计威慑力度	<i>Audit1</i>	当国有企业每次接受政府审计时,审计当年及以后年度取1,然后将该指标按照年度加总
审计揭示力度	<i>Audit2</i>	审计结果公告中披露有关国有企业金融化的问题数量× <i>Audit</i>
资产负债率	<i>LEV</i>	总负债/总资产×100%
产权性质	<i>SOE</i>	中央企业取值为1,地方国有企业取值为0
成长机会	<i>TobinQ</i>	(股票市场价值+总负债)/总资产
股权集中度	<i>FIRST</i>	第一大股东持股比例
盈利能力	<i>ROA</i>	净利润与平均总资产的比值
上市年龄	<i>LISTAGE</i>	企业上市的年数
两职合一	<i>DUAL</i>	董事长与总经理两职合一取1,否则取0
高管持股	<i>GSHARE</i>	管理层持股比例
独董占比	<i>Indirector</i>	独立董事人数占董事人数比例
公司规模	<i>SIZE</i>	总资产的自然对数

表 2 描述性统计

变量名称	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>FIN</i>	8099	3.529	6.890	0.000	0.663	38.893
<i>FIN2</i>	8099	-0.256	1.656	-2.472	-0.887	10.454
<i>ExFIN1</i>	8099	-0.022	2.650	-8.055	-0.291	13.506
<i>ExFIN2</i>	8099	-0.418	1.447	-2.472	-0.912	8.546
<i>Audit</i>	8099	0.099	0.298	0.000	0.000	1.000
<i>Audit1</i>	8099	0.144	0.475	0.000	0.000	3.000
<i>Audit2</i>	8099	0.423	1.070	0.000	0.000	7.000
<i>LEV</i>	8099	52.139	19.457	8.457	53.525	92.480
<i>SIZE</i>	8099	22.617	1.395	19.977	22.447	26.550
<i>TobinQ</i>	8099	1.709	1.290	0.410	1.296	7.757
<i>ROA</i>	8099	5.548	5.681	-13.072	4.850	25.826
<i>LISTAGE</i>	8099	15.183	5.516	2.000	15.000	27.000
<i>FIRST</i>	8099	0.400	0.147	0.121	0.400	0.770
<i>DUAL</i>	8099	0.085	0.280	0.000	0.000	1.000
<i>GSHARE</i>	8099	0.002	0.012	0.000	0.000	0.287
<i>SOE</i>	8099	1.336	0.472	1.000	1.000	2.000
<i>Indirector</i>	8099	0.370	0.055	0.333	0.333	0.571

受过一次审计。审计揭示力度 (*Audit2*) 的结果显示, *Audit2* 的最大值为7, 表明在审计结果公告中最多揭示了7个国有企业金融化的相关问题。在控制变量中, 资产负债率 (*LEV*) 均值为52.139%, 公司规模 (*SIZE*) 的均值为22.617, 从极值和标准差来看, 样本公司杠杆率与规模存在较大差异。成长能力 (*TobinQ*) 均值为1.709, 股权集中度 (*FIRST*) 的均值为40%, 最大值为77%,

最小值为12.1%，说明样本公司第一大股东持股比例的差异较大。

表3为主要变量的Pearson相关系数表。无论是金融化程度 FIN 、 $FIN2$ 还是过度金融化水平 $ExFIN1$ 、 $ExFIN2$ 与政府审计变量 $Audit$ 、 $Audit1$ 、 $Audit2$ 之间的相关系数均显著为负，初步说明政府审计有利于降低企业金融化水平。此外，各个控制变量之间的相关系数均没有超过0.5。方差膨胀因子的检验显示，各变量方差膨胀因子的最大值为1.75，均值为1.26，表明模型中不存在多重共线性的问题。

表3 相关性分析

变量	FIN	$FIN2$	$ExFIN1$	$ExFIN2$	$Audit$	$Audit1$	$Audit2$
FIN	1						
$FIN2$	0.067***	1					
$ExFIN1$	0.515***	0.120***	1				
$ExFIN2$	0.067***	0.974***	0.123***	1			
$Audit$	-0.100***	-0.021**	-0.030***	-0.021*	1		
$Audit1$	-0.090***	-0.019*	-0.028**	-0.020*	0.916***	1	
$Audit2$	-0.114***	-0.021**	-0.025**	-0.019*	0.641***	0.603***	1

注：***、**、* 分别表示显著性水平为1%、5%、10%。

(二) 多元回归分析

为了检验政府审计对国有企业过度金融化的治理作用，利用模型(2)进行回归，结果如表4所示。首先控制了年份和公司固定效应，进一步加入控制变量进行回归。列(1)和列(3)是未加入控制变量的回归结果，政府审计($Audit$)的系数分别为-0.295和-0.206，均在1%的水平上显著。加入控制变量之后的结果如列(2)和列(4)所示，政府审计的系数也均在1%的水平上显著为负。无论被解释变量过度金融化水平 $ExFIN$ 采用哪种计量方式估计，政府审计的系数均显著为负，表明经过政府审计之后，国有企业过度金融化的水平会有所降低，验证了假说H1。

表4 政府审计与企业过度金融化

变量	$ExFIN1$	$ExFIN1$	$ExFIN2$	$ExFIN2$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Audit$	-0.295***(-2.889)	-0.297***(-2.832)	-0.206***(-2.683)	-0.191***(-2.590)
LEV		0.004(1.082)		0.001(0.386)
$SIZE$		0.087(0.976)		0.089*(1.865)
$TobinQ$		0.036(0.632)		-0.039*(-1.706)
ROA		-0.015*(-1.796)		-0.030***(-5.695)
$LISTAGE$		-0.065(-0.166)		0.093(0.725)
$FIRST$		-0.599(-1.172)		-0.170(-0.587)
$DUAL$		0.090(0.534)		-0.064(-0.868)
$GSHARE$		1.358(0.415)		1.052(0.572)
SOE		0.133(0.418)		0.035(0.219)
$Indirector$		1.173(1.551)		-0.201(-0.447)
公司&年度	YES	YES	YES	YES
样本量	8099	8099	8099	8099
Adj R ²	0.027	0.024	0.116	0.126

注：所有系数估计值都使用异方差调整和公司聚类调整得到的稳健性标准误，并在括号内给出调整后的t值。*、**、***分别表示在10%、5%、1%的置信水平上显著(双尾检验)，下同。

为了进一步检验政府审计功能效应对国有企业过度金融化的影响,本文基于内部有效性视角从政府审计威慑力度和揭示力度两个维度考察政府审计对国有企业“脱实向虚”的影响。具体地,本文选择政府审计介入次数与审计结果公告中有关企业金融化的问题数量分别作为审计威慑力度和审计揭示力度的替代变量。

表5报告了被审计国有企业样本的检验结果。审计威慑力度 (*Audit1*) 的回归系数分别为-0.178和-0.212,分别在5%和1%的水平上显著,表明当政府审计介入次数越多、威慑力度越大时,政府审计对国有企业过度金融化的抑制作用越强。审计揭示力度 (*Audit2*) 的回归系数分别为-0.089和-0.089,均在5%的水平上显著,表明当审计发现并披露的相关问题越多、审计揭示力度越大时,政府审计对国有企业过度金融化的抑制作用越强。验证了假说H2与H3。

表5 政府审计功能与企业过度金融化

变量	<i>ExFIN1</i>	<i>ExFIN2</i>	<i>ExFIN1</i>	<i>ExFIN2</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Audit1</i>	-0.178**(-2.590)	-0.212***(-5.114)		
<i>Audit2</i>			-0.089**(-2.066)	-0.089**(-2.356)
控制变量	YES	YES	YES	YES
公司&年度	YES	YES	YES	YES
样本量	1749	1749	1749	1749
<i>Adj R</i> ²	0.035	0.120	0.067	0.115

(三) 稳健性检验

1. Heckman检验。为了进一步缓解可能存在的政府审计选择偏差对研究结论的影响,克服样本自选择所导致的内生性问题,本文采取Heckman两阶段回归进行稳健性检验。在第一阶段中,将政府审计 (*Audit*) 作为被解释变量,模型(2)中的控制变量作为解释变量。在第二阶段的回归中,将第一阶段回归得到的逆米尔斯比率加入模型(2)。第二阶段*Audit*的回归系数均显著为负,与主回归结果保持一致。此外,逆米尔斯比率*IMR*的系数不显著,说明不存在政府审计选择偏差所导致的内生性问题(限于篇幅,结果备索)。

2. 倾向得分匹配。为在一定程度上缓解样本选择所导致的内生性问题,本文在稳健性检验部分采用倾向得分匹配PSM构建配对样本,在此基础上回归分析。其中,匹配变量选择公司规模、盈利水平、资产负债率、第一大股东持股比例、管理层持股比例等要素。由于本研究中实验组与处理组均属于国有企业,存在多个合理匹配样本,为了降低抽样方差,采用一对多的最相邻匹配方法进行配对。基于PSM匹配样本的回归结果验证了本文结论(限于篇幅,结果备索)。

3. 排除同期政策的影响。除了政府审计这一外生冲击,一些其他政策因素也可能对国有企业的过度金融化产生影响。2013年,中央巡视组开始对央企进行巡视试点,到2015年实现了中央企业的巡视全覆盖。在巡视监督的背景下,国有企业的投资决策也有可能出现一些变化,进而影响到企业金融化的程度。因此,本文选择2008—2012年度的公司样本,在排除中央企业巡视的影响后,重新进行主检验,检验结果验证了本文结论(限于篇幅,结果备索)。

4. “脱实向虚”的子样本检验。根据过度金融化指标*ExFIN1*与*ExFIN2*的计算方法,当该指标为负值时,则表示企业不存在过度金融化。因此,为了聚焦于“脱实向虚”的国有企业样本,更清晰地展示政府审计对国有企业过度金融化水平的抑制作用,本文剔除了过度金融化指标*ExFIN1* (*ExFIN2*) 为负的样本进行稳健性检验。检验结果与主检验保持一致(限于篇幅,结果备索)。

5. 控制其他变量。为了避免遗漏变量所导致的内生性问题,本文进一步控制潜在的遗漏变量进行稳健性检验,其中包括可能影响公司过度金融化水平的公司治理因素:内部控制指数(*INC*)与机构投资者持股比例(*INST*),以及宏观经济因素:市场化指数(*MARKET*)与经济政策不确定性(*EPU*)。检验结果与主检验保持一致(限于篇幅,结果备索)。

6. 被解释变量稳健性。参考黄贤环等(2019)的方法,本文构建国有企业过度金融化的虚拟变量(*ExFIN1_DUM/ExFIN2_DUM*)进行被解释变量的稳健性检验。在估计最优金融化水平的模型(1)中,若回归残差大于零,则表示该企业存在过度金融化,*ExFIN1_DUM*与*ExFIN2_DUM*取值为1,否则为0。检验结果与主检验保持一致(限于篇幅,结果备索)。

7. 解释变量稳健性。参考唐嘉尉和蔡利(2021)的度量方法,更换政府审计的度量方式,将*POSTAUDIT*定义为国有企业被审计当年及以后年度均取1,否则取0。检验结果与主检验保持一致(限于篇幅,结果备索)。

五、进一步分析

(一) 动态跨期效应检验

上文分析了政府审计的揭示功能与威慑功能可以抑制国有企业的过度金融化。那么,政府审计的预防功能是否发挥了相应的治理效应,降低了国有企业在未来年度的过度金融化水平?本文进一步从动态视角考察政府审计对国有企业过度金融化的治理效应。借鉴Bertrand和Mullainathan(2003)、Klasa等(2018)以及刘芳和王美英(2021)的方法,构建跨期动态模型进行检验。跨期动态模型是根据政府审计介入的时间设置7个虚拟变量(*before3*、*before2*、*before1*、*current*、*after1*、*after2*、*after3*)考察政府审计介入对过度金融化的动态影响。其中,政府审计介入前一年*before1*取值为1,否则为0;政府审计介入当年*current*取值为1,否则为0;政府审计介入后一年*after1*取值为1,否则为0;其他变量以此类推。

回归结果如表6所示。列(1)和列(2)显示,政府审计介入当年*current*与次年*after1*的系数显著为负,说明政府审计对过度金融化的抑制作用在短期内存在。列(3)和列(4)显示,审计介入当年*current*的系数显著为负,而政府审计介入前一年*before1*的系数显著为正。造成这一结果的原因可能是,审计前一年度国有企业的金融资产配置水平没有显著变化,然而通过金融渠道获利水平显著提升。表明审计机关在筛选审计对象时,可能会考虑国有企业的金融渠道获利情况,对于金融渠道获利占总收益较为异常的国有企业开展审计监督。以上发现表明政府审计在抑制国有企业过度金融化时具有较强的针对性,并且抑制作用仅在短期内存在。

(二) 溢出效应检验

由于审计资源的有限性,每一年审计署只对部分国有企业进行审计。对于未被政府审计的国有企业,在同行业企业被审计署审计后,也可能感知到自身过度金融化的问题,那么政府审计是否存在溢出效应,能够影响其他未审计企业的金融资产配置行为?为了检验政府审计的溢出效应,在此部分本文以样本区间内未被政府审计的国有企业为研究样本,设定哑变量*Audit_IND*,当上一年度同行业的国有企业被审计署审计时取值为1,否则取0。

表7汇报了政府审计溢出效应的检验结果,可以发现,列(1)与列(2)中,*Audit_IND*的系数显著为负,说明政府审计对于其他国有企业的超额金融资产配置产生了抑制效应;但是在列(3)与列(4)中,*Audit_IND*的系数不显著,说明政府审计的溢出效应同时存在局限性,审计机关并未抑制其他国有企业的超额金融渠道获利水平。

表 6 政府审计与企业过度金融化:动态效应检验

变量	<i>ExFIN1</i>	<i>ExFIN1</i>	<i>ExFIN2</i>	<i>ExFIN2</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>before3</i>	0.048(0.212)	0.017(0.075)	-0.097(-0.625)	-0.220 [*] (-1.717)
<i>before2</i>	-0.122(-0.663)	-0.057(-0.342)	0.090(0.576)	0.065(0.403)
<i>before1</i>	-0.038(-0.211)	-0.078(-0.413)	0.691 ^{***} (4.075)	0.700 ^{***} (3.956)
<i>current</i>	-0.431 ^{**} (-2.218)	-0.441 ^{**} (-2.201)	-0.359 ^{***} (-3.207)	-0.367 ^{***} (-3.203)
<i>after1</i>	-0.330 ^{**} (-2.092)	-0.329 ^{**} (-2.025)	-0.045(-0.424)	-0.036(-0.343)
<i>after2</i>	-0.218(-1.281)	-0.220(-1.268)	0.062(0.533)	0.061(0.532)
<i>after3</i>	-0.305 [*] (-1.669)	-0.313 [*] (-1.694)	-0.031(-0.290)	-0.022(-0.206)
<i>after4</i>	-0.059(-0.323)	-0.066(-0.355)	-0.097(-0.905)	-0.090(-0.824)
控制变量	NO	YES	NO	YES
公司&年度	YES	YES	YES	YES
样本量	8099	8099	8099	8099
<i>Adj R</i> ²	0.260	0.230	0.121	0.131

表 7 政府审计的溢出效应检验

变量	<i>ExFIN1</i>	<i>ExFIN1</i>	<i>ExFIN2</i>	<i>ExFIN2</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Audit IND</i>	-0.175 ^{**} (-2.522)	-0.114 [*] (-1.969)	0.078(0.779)	0.008(0.077)
控制变量	NO	YES	NO	YES
公司&年度	YES	YES	YES	YES
样本量	6240	6240	6240	6240
<i>Adj R</i> ²	0.029	0.025	0.118	0.130

(三) 影响机制检验

1. 政府审计、固定资产投资与企业过度金融化。抑制国有企业“脱实向虚”的直接作用机制是政府审计提升了国有企业的固定资产投资规模。已有研究表明,相比于金融渠道和非金融渠道的投资收益率缺口,实体企业的金融投资行为主要受到固定资产投资的风险占比驱动(张成思和郑宁,2018)。政府审计可以通过降低企业投资固定资产的风险,提升国有企业的固定资产投资规模,让企业更有意愿增加固定资产投资规模占比,客观上抑制了企业的过度金融化。参考中介效应分析方法,本文以固定资产投资(*FAI*)^①衡量国有企业实体投资的程度,将其作为中介变量。回归结果表明政府审计能够提升国有企业的固定资产投资份额,并且国有企业固定资产投资的规模越大,过度金融化水平会受到抑制。进一步地,本文采用差分模型检验政府审计之后国有企业固定资产投资的增量变化,结果同样表明政府审计能够通过提升国有企业的固定资产投资份额,进而抑制其过度金融化(限于篇幅,结果备索)。

2. 政府审计、代理成本与企业过度金融化。在委托代理关系下,代理成本较高的国有企业为追求短期利润最大化,更倾向于通过金融资产配置等投机性投资来实现短期盈余目标,更有可能出现过度金融化。Stockhammer(2004)和 Palley(2013)提出,企业决策层对金融化投资过度的偏好归结于委托代理问题,股东为了降低企业代理成本,会采取新的管理激励方式,而企业的投资渠道不同,获得的利润不同。实体投资和金融投资的利润率此消彼长,会促使企业管理层试图借助金融投资活动来提高企业总体业绩,满足股东的激励条件,进而实现自身利益最大

①固定资产投资(*FAI*)为存货净额、固定资产净额、在建工程净额、工程物资之和占总资产的比例。

化。政府审计的介入能防范国有企业系统性风险,因此对于代理问题较为严重的国有企业,本文预期政府审计能够发挥更强的治理效应。本文以管理费用率(EXP)作为代理成本的代理变量,如果企业当期管理费用占营业收入的比重较高,则说明委托代理问题越严重。在模型(2)中加入政府审计与代理成本的交乘项($Audit \times EXP$),检验结果表明代理成本越高,政府审计对国企过度金融化的抑制作用越强(限于篇幅,结果备索)。

六、结论与建议

(一)主要结论

国有企业的“脱实向虚”严重威胁着中国金融安全,实体企业的过度金融化最终导致经济发展空心化,不利于实现经济的高质量发展。为了检验政府审计在优化国有资产配置、防范金融风险方面发挥的积极作用,本文以2008—2020年中国A股国有上市公司为研究样本,基于审计署发布的审计结果公告,实证检验了政府审计对国有企业过度金融化的抑制效应与作用路径。研究表明,政府审计通过发挥揭示功能与威慑功能,能够显著抑制国有企业的过度金融化,对国有企业“脱实向虚”产生了积极的治理效应。该结论在进行倾向得分匹配、Heckman检验、控制遗漏变量等一系列稳健性检验后依然成立。进一步研究发现,政府审计对过度金融化的治理效应仅在短期内存在,并且存在一定的溢出效应。固定资产投资在政府审计对过度金融化的抑制过程中发挥中介作用,表明政府审计能够通过降低固定资产投资风险,优化国有企业的资源配置,抑制“脱实向虚”;在代理问题较为严重的国有企业样本中,政府审计对过度金融化的抑制作用更强。本文的研究发现为政府审计助力国有企业的高质量发展提供了借鉴意义,为加强审计机关监督力度、积极发挥审计治理功能提供了理论支撑。

(二)政策启示

在推进国有企业高质量发展的背景下,政府审计作为国家治理体系中的重要组成部分,在促进党和国家的各项方针政策贯彻落实方面发挥着关键作用。结合上述研究发现,可能有如下政策启示:首先,需要区分实体企业的适度金融化与过度金融化。在防范金融风险、优化企业资源配置的过程中,审计机关应重点关注国有企业的过度金融化行为,而非“一刀切”地对企业配置金融资产持否定态度。在审计实践中,审计机关可以根据企业盈利能力、偿债能力、成长性、公司治理水平等维度,密切关注国有企业的金融资产配置与生产经营的发展状况,估计企业合理的金融化水平,对异常的资产配置决策开展重点审计。其次,提高对国有企业的审计频率,强化审计威慑力度。统筹常规审计项目与重点专项审计,对于可能导致国有企业过度金融化的重大财务异常、重大投资支出、重点项目等事项适时开展专项审计。加强审计机关与银保监会、证监会等相关监管部门的协调配合,共同抑制国有企业过度金融化的动机。最后,建立健全审计整改落实机制。根据跨期动态效应的检验结果,政府审计针对国有企业过度金融化行为的治理效应仅在短期内存在。为了弥补存在的制度漏洞,避免“屡审屡犯”的情况,审计机关需要提出更具针对性的审计整改建议,构建长效的金融风险防治机制,引导国有企业“脱虚向实”。

(三)研究展望

本文的不足与未来展望在于:第一,受限于政府审计数据的有限性,本文难以从更多的维度考察政府审计抑制国有企业过度金融化的功能效应。然而国有企业“脱实向虚”的动机具有一定程度的复杂性,政府审计对国有企业过度金融化行为治理路径有待深入挖掘。未来研究可

以通过文本分析等技术方法设计政府审计功能指标,拓展相关研究的深度。第二,除了国家审计机关的外部独立审计,未来研究可以探讨其他治理机制对国有企业过度金融化行为的影响,为国有企业高质量发展提供指导建议。

主要参考文献:

- [1] 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).
- [2] 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).
- [3] 池国华, 郭芮佳, 王会金. 政府审计能促进内部控制制度的完善吗——基于中央企业控股上市公司的实证分析[J]. 南开管理评论, 2019, (1).
- [4] 褚剑, 方军雄. 政府审计能提升中央企业内部控制有效性吗?[J]. 会计与经济研究, 2018, (5).
- [5] 董志愿, 张曾莲. 政府审计对企业高质量发展的影响——基于审计署央企审计结果公告的实证分析[J]. 审计与经济研究, 2021, (1).
- [6] 杜勇, 谢瑾, 陈建英. CEO金融背景与实体企业金融化[J]. 中国工业经济, 2019, (5).
- [7] 杜勇, 张欢, 陈建英. 金融化对实体企业未来主业发展的影响: 促进还是抑制[J]. 中国工业经济, 2017, (12).
- [8] 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).
- [9] 郭金花, 杨瑞平. 国家审计能促进国有企业全要素生产率增长吗?[J]. 审计与经济研究, 2020, (5).
- [10] 郭檬楠, 郭金花. 国家审计监督能降低国企过度负债吗?——基于国家审计与社会审计协同的视角[J]. 上海财经大学学报, 2020, (6).
- [11] 黄贤环, 王瑶, 王少华. 谁更过度金融化: 业绩上升企业还是业绩下滑企业?[J]. 上海财经大学学报, 2019, (1).
- [12] 黄贤环, 王瑶. 加速折旧企业所得税政策与实体企业金融化——基于2014年固定资产加速折旧政策的准自然实验[J]. 证券市场导报, 2021, (2).
- [13] 李校红, 郭檬楠. 大股东持股、国家审计与国有企业资产保值增值——来自中央企业控股上市公司的经验证据[J]. 东岳论丛, 2020, (12).
- [14] 刘芳, 王美英. 国家审计与国有企业金融衍生品投资研究[J]. 当代财经, 2021, (2).
- [15] 马东山, 韩亮亮, 张胜强. 政府审计能够抑制地方政府债务增长吗?——财政分权的视角[J]. 审计与经济研究, 2019, (4).
- [16] 马思超, 彭俞超. 加强金融监管能否促进企业“脱虚向实”?——来自2006-2015年上市公司的证据[J]. 中央财经大学学报, 2019, (11).
- [17] 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).
- [18] 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).
- [19] 唐大鹏, 从阗匀. 国家审计结果公告能“精准”提升内部控制质量吗?——基于央企控股上市公司的证据[J]. 审计与经济研究, 2020, (3).
- [20] 唐嘉尉, 蔡利. 政府审计、非效率投资与产能利用率提升[J]. 审计研究, 2021, (1).
- [21] 王少华, 上官泽明. 货币政策宽松度、过度金融化与企业创新[J]. 财经科学, 2019, (10).
- [22] 闫海洲, 陈百助. 产业上市公司的金融资产: 市场效应与持有动机[J]. 经济研究, 2018, (7).
- [23] 杨华领, 宋常. 国家审计与央企控股上市公司虚增收入[J]. 审计与经济研究, 2019, (6).
- [24] 杨箐, 王红建, 戴静, 等. 放松利率管制、利润率均等化与实体企业“脱实向虚”[J]. 金融研究, 2019, (6).
- [25] 于连超, 张卫国, 毕茜. 产业政策与企业“脱实向虚”: 市场导向还是政策套利[J]. 南开管理评论, 2021, (4).
- [26] 张曾莲, 岳菲菲. 国家审计维护金融稳定的路径与机制研究[J]. 金融经济研究, 2021, (2).
- [27] 张成思, 张步昙. 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).
- [28] 张成思, 郑宁. 中国非金融企业的金融投资行为影响机制研究[J]. 世界经济, 2018, (12).

- [29] 郑田丹, 付文林, 莫东序. 财政政策与企业投资效率——基于不同金融化水平的比较分析[J]. 财政研究, 2018, (9).
- [30] Bertrand M, Mullainathan S. Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences[J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111(5): 1043–1075.
- [31] Crotty J. The neoliberal paradox: The impact of destructive product market competition and impatient finance on nonfinancial corporations in the neoliberal era[J]. *Review of Radical Political Economics*, 2003, 35(3): 271–279.
- [32] Epstein G A. Financialization and the world economy[M]. Cheltenham: Edward Elgar, 2005.
- [33] Foster J B. The financialization of capitalism[J]. *Monthly Review*, 2007, 58(11): 1–12.
- [34] Klasa S, Ortiz-Molina H, Serfling M, et al. Protection of trade secrets and capital structure decisions[J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 128(2): 266–286.
- [35] Krippner G R. The financialization of the American economy[J]. *Socio-Economic Review*, 2005, 3(2): 173–208.
- [36] Orhangazi Ö. Financialisation and capital accumulation in the non-financial corporate sector: A theoretical and empirical investigation on the US economy: 1973-2003[J]. *Cambridge Journal of Economics*, 2008, 32(6): 863–886.
- [37] Palley T I. Financialization: What It Is and Why It Matters[M]. Financialization. Palgrave Macmillan, London, 2013: 17-40.
- [38] Richardson S. Over-investment of free cash flow[J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11(2): 159–189.
- [39] Seo H J, Kim H S, Kim Y C. Financialization and the slowdown in Korean firms' R&D investment[J]. *Asian Economic Papers*, 2012, 11(3): 35–49.
- [40] Smart A, Lee J. Financialization and the role of real estate in Hong Kong's regime of accumulation[J]. *Economic Geography*, 2003, 79(2): 153–171.
- [41] Stockhammer E. Financialisation and the slowdown of accumulation[J]. *Cambridge Journal of Economics*, 2004, 28(5): 719–741.
- [42] Theurillat T, Corpataux J, Crevoisier O. Property sector financialization: The case of Swiss pension funds (1992-2005)[J]. *European Planning Studies*, 2010, 18(2): 189–212.

Can National Audit Restrain State-owned Enterprises from “Shifting from Real to Virtual”? Based on National Audit Reports

Liang Siyuan¹, Zheng Tiandan^{2,3}

(1. School of Accounting, Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 201620, China; 2. School of Business, Nanjing University of Information Science & Technology, Jiangsu Nanjing 210044, China; 3. Development Institute of Jiangbei New Area, Nanjing University of Information Science & Technology, Jiangsu Nanjing 210044, China)

Summary: As an important part of the national governance system, government audit plays a key role in preventing financial risks and promoting high-quality development. Based on the background of the increasing financialization of enterprises in China, this paper takes A-share state-owned listed companies from 2008 to 2020 as the research sample, and investigates the governance effect of government audit on state-owned enterprises from the perspective of

excessive financialization.

According to the public entrusted economic responsibility theory, maintaining national economic security is one of the tasks for audit institutions. Government audit can directly reveal the illegal behaviors of audited enterprises. From the perspectives of deterrence function and disclosure function, for one state-owned enterprise, the deterrence strength of multiple audits is higher than that of single audit. With the enhancement of audit deterrence, the management of state-owned enterprises will be more standardized and stable in financial decision-making. The more violations related to financialization are revealed in audit results, the stronger the governance effect of government audit on “shifting from real to virtual” will be. It is found that government audit can significantly restrain the excessive financialization of state-owned enterprises. The greater the deterrence and disclosure of government audit, the stronger the restraining effect on the excessive financialization of state-owned enterprises. Further research shows that the governance effect of government audit on excessive financialization only exists in a short term, and there is a certain spillover effect. The fixed asset investment of state-owned enterprises plays an intermediary role, which shows that government audit can reduce the risk of fixed asset investment, optimize the resource allocation of state-owned enterprises, and restrain “shifting from real to virtual”. In the samples of state-owned enterprises with serious agency problems, government audit has a stronger restraining effect on excessive financialization.

The marginal contributions of this paper are as follows: (1) It expands the theoretical framework of the governance effect of government audit. This paper reveals the governance effect of government audit on the excessive financialization of state-owned enterprises. (2) It enriches the research on the influencing factors of the excessive financialization of state-owned enterprises. Different from the existing literature on the factors affecting enterprise financialization from the aspects of monetary policy, bank-enterprise relationship and management characteristics, this paper focuses on the impact of government audit on the excessive financialization of state-owned enterprises and expands the perspective of the research on the financialization of real enterprises. (3) The findings also have certain practical significance for strengthening government audit governance, optimizing the asset allocation of state-owned enterprises, and improving corporate governance.

Key words: government audit; excessive financialization; state-owned enterprises; financial risk

(责任编辑: 倪建文)