

城投平台持股的市场监管者角色*

——基于监督与激励的双重视角

郑志刚 许慧媛 黄继承 胡 晴

〔摘要〕除了成为资本市场上的重要投资力量,转型中的城投平台已开始扮演有效的市场监管角色。基于2008~2023年A股上市公司数据,本文实证考察了城投平台作为“监管型股东”对于上市公司高管的监督治理作用。研究发现,城投平台持股有利于降低上市公司高管的机会主义减持行为,但同时也降低了高管的薪酬绩效敏感性。机制分析表明,城投平台通过提高信息披露质量、提供银行信贷支持和委派国资背景高管等路径发挥市场监管效应,而“集权式”的大股东权力配置特征是其弱化薪酬绩效敏感性的原因。拓展性研究表明,城投平台难以抑制高管的高频次分散减持行为,城投持股也在一定程度上缩小了企业薪酬差距。异质性分析显示,在非国有、机构投资者持股比例较低和未被纳入沪深港通标的范畴的公司中,城投平台可以对高管机会主义减持发挥更明显的作用,鼓励行业市场竞争和加强外部媒体监督能够缓解城投持股对于薪酬激励的不利影响。本文的研究从监督与激励的双重视角,揭示了兼具政策属性与市场功能的城投平台的市场监管者角色,为城投平台市场化转型和资本市场监管体系的完善提供了经验证据。

关键词:城投平台持股 高管机会主义减持 薪酬绩效敏感性 监管型股东

JEL分类号:D21 G34 L51

一、引言

当前随着经济高质量发展和地方化债政策的深入推进,城投平台的市场化转型步入新阶段,城投转型的关键在于转化成独立经营、自负盈亏的高质量市场主体。2025年政府工作报告强调,要“加快剥离地方融资平台政府融资功能,推动市场化转型和债务风险化解”,这延续了近年来中央政策的一贯逻辑,即剥离城投平台的政府融资职能,推动平台从“融资端”向“投资端”转型。在此宏观背景下,许多城投平台选择通过持股上市公司的方式进入资本市场,力图借助上市公司的产业实体拓展经营性业务,构建可持续盈利模式,进而实现市场化转型(佟岩等,2024;刘津宇等,2025)。现实中四川发展、合肥建投等城投平台通过持股上市公司实现了自身资产质量的提升和

* 郑志刚,中国人民大学财政金融学院,教授,博士生导师,经济学博士;许慧媛(通信作者),中国人民大学财政金融学院,博士研究生;黄继承,中国人民大学财政金融学院,教授,博士生导师,管理学博士;胡晴,中国人民大学财政金融学院,副教授,金融学博士。本文得到国家自然科学基金面上项目《新经济企业的公司治理制度设计研究》(项目批准号:72172150)、《金字塔控股结构下的公司治理效应传导机制研究》(项目批准号:72372154)的资助。作者感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵修改意见,文责自负。

造血能力的增强,发展为重要的国有资本投资集团^①。除了成为资本市场上的投资力量,本文观察到,城投平台也会在上市公司中扮演“监管型股东”角色,其治理行为兼具市场化转型与政策导向的多重属性,从而在高管的监督与激励层面产生差异化效应。

上市公司高管是企业经营的核心决策者,如何对公司高管实现监督与激励的平衡,是公司治理领域亟待解决的关键问题。作为地方国资的代表,城投平台具有天然的政府背景,城投平台持股上市公司,从本质上而言是国资入市和“反向混改”的积极探索(司海平等,2024)。理论上,除了作为资本市场新的投资力量,城投平台还可以发挥监督治理效应,防范高管机会主义减持等不当行为。首先,作为地方政府信用的延伸,城投平台会倾向于投资本地企业(城投持股样本中约八成与城投平台位于同一省份),在政治属性和社会责任的考量下,城投平台会积极行使股东权力,监督高管的日常经营活动。其次,城投平台的投资旨在顺利实现市场化过渡与转型,其持股行为以长期持有为主(城投持股样本中75%的持股时间超过5年),城投平台会作为“耐心资本”努力改善上市公司的经营绩效,并且提供相应的人、财、物等资源支持。最后,对于上市公司高管而言,来自国有资本的监督治理将会增加个人的违规成本,城投平台的资源注入也会改善公司的盈利状况,此时高管为了维护自身的声誉资本和职业发展会主动减少投机行为。因而,城投平台有望扮演市场监管者角色,防范上市公司高管的机会主义减持行为。

但与此同时,我们也要看到硬币的另一面:城投平台的监督治理更加倾向于行政化的干预而非市场化的激励。当前大多数城投平台尚未建立起成熟的公司治理制度,在公司治理中可能呈现“一刀切”“预算软约束”等传统国企的固有弊端,导致对上市公司高管的监督有余而激励不足。城投平台承担着基建、民生等社会任务,其持股行为也伴随着产业发展、企业纾困等政策动机,在绩效考核中会侧重社会属性的多元化目标而非单纯的市场指标,高管的薪酬也受到严格管制。具体来看,城投平台倾向于照搬国有企业原有的“集权式”大股东权力配置模式,将行政化管理模式嵌入公司治理体系,这种“一股独大”的股权结构和“一言堂”的董事会组织容易导致决策过程的行政化和程式化,使得上市公司的薪酬契约设计偏离绩效导向的市场化原则。因此,除了对公司高管实施有效监督,下一步城投平台还需要推动薪酬绩效考核的市场化改革。

本文选取2008~2023年沪深A股的非金融类上市公司作为研究样本,考察城投平台持股上市公司的监督治理效应。实证研究发现,城投平台持股上市公司有利于降低高管机会主义减持金额和减持次数,抑制高管的不当行为。但是城投平台持股也降低了上市公司高管的薪酬绩效敏感性,这在一定程度上可以视为城投平台持股的副作用,成为未来完善城投平台市场化转型路径的重要方面。在机制分析上,城投平台通过提高信息披露质量、提供银行信贷支持、委派国有股东高管等路径对高管机会主义减持起到防范作用,而“集权式”的大股东权力配置特征是城投持股弱化薪酬绩效敏感性的原因。拓展性研究表明,城投平台存在高频次小额减持的治理盲区,同时城投持股也缩小了企业薪酬差距。在异质性检验方面,城投平台对高管减持的监管效应在非国有、机构投资者持股比例较低和未被纳入沪深港通标的范畴的上市公司中更为显著。对于薪酬绩效敏感性来说,鼓励行业市场竞争、加强外部媒体监督,能够缓解城投平台持股所带来的副作用。

本文从以下几个方面对城投平台治理和资本市场监管研究进行补充和拓展。首先,对于城投平台的市场化转型而言,现有研究多从城投债的视角考察城投持股行为的经济效果(佟岩等,2024;司海平等,2024),本质上仍然是将城投平台视为地方政府的融资工具,本文则将研究视角聚

^① 四川发展近年来积极投资上市公司,持有川发龙鳞(002312)、新筑股份(002480)、清新环境(002573)等10余家上市公司的股权,强化区域战略资源整合能力。无独有偶,合肥建投通过投资京东方A(000725)、蔚来汽车(NIO.US/09866.HK)等龙头企业,塑造“芯屏汽合”产业集群,其系统性产业投资模式被业界誉为“合肥模式”。

焦于城投持股的上市公司,将城投平台还原为公司治理中的股东角色,考察其对公司高管的监督与激励作用,从而对现有城投转型研究文献进行补充和扩展。城投平台能够抑制高管的机会主义减持,却也降低了上市公司的薪酬绩效敏感性。这提醒我们,城投平台的转型发展需要处理好行政干预和市场激励之间的关系,扬长避短,择善而从,在保留市场监管优势的同时,注重优化薪酬绩效考核体系。鉴于城投平台的国资属性,本文的研究也将为当前的国资入市和新一轮国有企业改革提供借鉴参考。

其次,对于防范高管机会主义行为而言,与现有文献从资本市场制度建设(张程等,2020;马云飙等,2021;齐保垒和孙泽宇,2023)和上市公司内部治理(陈作华和方红星,2019;罗宏和黄婉,2020;陈作华等,2024)等方面考察抑制高管机会主义减持的实现途径不同,本文考察了城投平台这一新兴投资力量的监督治理效应。兼具行政化和市场化双重属性的城投平台在国有资本保值增值的目标驱使下,能够以股权投资的方式改善上市公司的公司治理状况,为上市公司提供资金保障和人才支持。但是当前城投平台存在高频次小额减持的治理盲区,高管可能通过分散减持的方式规避监管,这需要城投平台进一步提升监督治理水平。本文的研究由此为防范高管自利行为、优化公司治理模式提供新的解决思路。就我们有限的知识,这在已有研究中尚属首次,因而构成对已有文献的重要补充和新的扩展。

最后,对于资本市场监管而言,本文的研究以城投平台为例为资本市场上“监管型股东”扮演的角色提供了新的证据。目前中国的资本市场监管体系主要依靠中国证监会的行政性监管以及证券交易所、上市公司协会等组织的自律性监管,近期有学者研究了投服中心等“监管型小股东”的治理作用(陈运森等,2021;何慧华和方军雄,2021),与上述文献相呼应,本文指出城投平台可以在公司治理中担当“监管型股东”的角色。城投平台的公司治理效应立足于股东身份,其监督行为既不同于单纯的财务投资者,也区别于纯粹的行政干预,而是通过股权纽带参与公司治理,因而持股上市公司的城投平台实质上是一种独特的来自市场内部的“监管者”,构成对政府等来自市场外部的监管者的补充。本文结合中国现实情境考察了城投平台这类特殊股东的市场监管者角色,为资本市场监管制度的改进提供了新颖的观察和分析视角。

本文以下内容的组织结构如下:第二部分在文献梳理的基础之上提出本文的待检验假设,第三部分介绍本文的研究设计和变量设定情况,第四部分报告描述性统计和基准回归结果,第五部分提供进一步分析的实证结果,第六部分进行稳健性检验的考察,第七部分总结全文。

二、文献回顾和研究假说

为了更好地理解城投平台持股的监管者角色,本部分首先梳理了城投平台市场化转型和城投平台持股的相关研究,然后介绍了高管机会主义减持和薪酬绩效敏感性方面的既有文献。这些研究成果为本文探讨城投平台持股的治理效应提供了重要的理论支撑,在此基础上,本文基于监督和激励的不同视角,提出了本文的研究假说。

(一)文献回顾

随着经济高质量发展和地方化债政策的深入推进,城投的市场化转型问题已成为实务界与学术界关注的焦点(徐军伟等,2020)。城投平台的市场化转型需要分步处理、分类推进,使其成为能够自主经营、自负盈亏的市场化现代企业(贾君怡等,2023)。围绕城投平台转型的方向和可行举措,现有文献从存量债务化解、机构整合重组和股权投资入市(毛捷和徐军伟,2021;郭晔等,2024;佟岩等,2024;司海平等,2024)等多方面给出了建议。其中,本文所探讨的城投平台持股上市公司正是城投平台市场化转型的路径之一。当前有关城投持股的研究多聚焦于城投债,认为股权投资

行为可以提高城投主动债务置换的水平(佟岩等,2024),降低城投债的信用风险等(司海平等,2024),这些研究本质上仍将城投平台视为地方政府的融资工具。本文围绕公司治理的研究场景,将城投平台视为资本市场上的监督力量,从股东身份考察城投平台的治理效应,诠释其“市场监管者”的角色。

就其本质而言,城投平台是一类特殊的地方性国有企业,城投平台持股属于国有企业投资入市的范畴,因此可以从国有资本投资的视角分析城投平台的投资行为。现有研究从融资成本(何德旭等,2022)、风险承担(杨海燕和张浩玮,2024)和创新投入(罗宏和秦际栋,2019)等方面分析了国有资本投资对上市公司的积极影响。但同时也有学者认为,国有资本的介入使得上市公司承担了过多的政策性义务(Lin et al.,1998;廖冠民和沈红波,2014),国资的行政干预降低了上市公司的治理效率和内控质量(肖正等,2022;黄阳等,2024)。由此,国有资本投资的经济效果在不同的企业和场景下存在差异。本文重点关注被城投平台持股的上市公司,通过综合分析城投平台持股后所带来的监督与激励效应,进一步丰富国有资本投资和混合所有制改革相关领域的研究。

在监督视角下,本文主要探讨城投平台持股对高管机会主义减持的影响。高管的机会主义减持行为在本质上属于上市公司的内部人交易,是指公司高管利用私有信息优势和资本运作优势主动卖出公司股票以获取超额收益的不当行为(Huddart and Ke,2007;罗宏和黄婉,2020)。一般来说,当公司的增长前景暗淡、治理体系混乱时更容易出现高管的不当行为。在实施方式上,公司高管可以通过策略性信息披露和年报语调管理(易志高等,2017;曾庆生等,2018)等信息操纵方式选择性披露公司信息,形成公司内部人和外部投资者的信息屏障,然后高管在股价处于高位时减持股票获取超额收益;或者高管通过“高送转”、与分析师“合谋”(谢德仁等,2016;孙淑伟等,2019)等方式刻意抬高股价,营造股价上涨的虚假趋势,使得股价远远偏离上市公司的基本面价值,而后高管在股价泡沫破裂之前择时减持套现,严重损害投资者的切身利益。

基于此,学者们从内外部治理机制出发,探讨了防范高管机会主义减持行为的解决措施。在资本市场制度建设方面,卖空机制的引入(马云飙等,2021)、沪深港通交易制度的实施(齐保垒和孙泽宇,2023)和监管文件的出台(张程等,2020)可以抑制高管自利倾向的减持行为;在上市公司内部治理方面,多个大股东的引入(罗宏和黄婉,2020)、内控质量的提升(陈作华和方红星,2019)以及机构投资者的存在(陈作华等,2024)可以对防范高管的不当行为产生有效作用;在外部监督治理方面,新闻舆论监督(Dyck et al.,2008)、分析师审计(Dang et al.,2021)和董责险治理(许荣等,2023)能够削弱公司高管的信息优势,限制内部人交易获利。总体来看,这些研究充分探讨了资本市场、上市公司和第三方监管机构的治理作用,其中也有学者观察到了股东所起到的治理效果,但其主要将股东归类为一个整体,少有研究细化股东的类型和特质,这为本文深入考察城投平台这一特殊股东所起到的监督和治理作用留下了研究空间。

在激励视角下,本文主要研究城投平台持股对公司高管薪酬绩效敏感性的影响。薪酬绩效敏感性是用来衡量公司对管理者的薪酬激励是否充分的公司治理指标,较高的薪酬绩效敏感性表明公司管理者的薪酬回报与公司业绩“挂钩”,从而形成对公司管理者的激励相容机制(Jensen and Murphy,1990)。目前围绕薪酬绩效敏感性的研究主要有最优薪酬契约理论和管理层权力理论。根据最优薪酬契约理论,与公司业绩关联程度较强的薪酬契约可以规范高管行为,降低两权分离所引致的代理成本,提高公司的市场价值(Jensen and Meckling,1976;Jensen and Murphy,1990)。根据管理层权力理论,薪酬绩效敏感性本身就是代理成本的一部分,管理层可以凭借权力制定有利于自身的薪酬契约,导致管理者的薪酬回报与公司业绩呈现非对称性,降低公司的薪酬绩效敏感性(Bebchuk et al.,2002;Bebchuk and Fried,2003)。

中国学者关于薪酬绩效敏感性的研究起步较晚,早期的研究没有发现国内上市公司管理者回

报与公司业绩直接挂钩的证据(李增泉,2000),但是随着市场化改革的深入推进,后续学者发现中国上市公司的薪酬绩效敏感性逐渐增强(辛清泉和谭伟强,2009)。然而,从产权属性的视角分析,由于国有企业承担了更多的政策性任务,同时国有企业高管的薪酬受到较为严格的管制,国有企业高管的薪酬绩效敏感性要明显低于民营企业(刘慧龙等,2010;蔡贵龙等,2018)。本文研究城投平台持股对上市公司薪酬绩效敏感性的影响,从而更加全面地分析城投平台持股对公司高管的激励约束作用。

(二)研究假设

高管机会主义减持行为的发生根源于不透明的信息环境和不完善的监督机制,因此防范高管的自利行为就需要建立有效的监管治理体系。一方面,在理论分析上,按照现代产权理论(Grossman and Hart, 1986; Hart and Moore, 1990; Hart, 1995)和委托代理理论(Jensen and Meckling, 1976),股东是公司治理的权威,通过签署经理人合约与高管建立雇佣关系,这种地位差距和职能分工表明,股东是防范高管机会主义减持行为的关键力量。当城投平台成为上市公司的股东后,为了借助上市公司这一平台实现市场化转型,城投平台有动机行使股东积极主义,监督高管的日常行为;同时担任公司股东的城投平台掌握第一手资料,更加了解公司的实际运行状况,有能力及时纠正公司高管的不当行为。另一方面,从现实情况考虑,作为地方政府信用的延伸,城投平台的政治属性使其超越了一般的财务投资者,城投平台会在政策导向的影响下强化公司治理的规范性,压缩高管不当行为的操作空间。出于国有资本保值增值的目的,城投平台会向上市公司提供资源支持(章卫东等,2012),改善公司的经营状况,提高高管对公司未来发展的预期,从而抑制高管的投机心理。城投平台的持股行为向资本市场释放国资入股的信号,在声誉效应的影响下,高管也会自觉遵守公司章程,规避个人的机会主义行为。因此,城投平台能够扮演“监管型股东”的角色,抑制高管的机会主义减持行为。

具体到城投平台持股抑制高管自利行为的作用路径,首先,城投平台持股有利于提高上市公司的信息披露状况,改善信息不对称问题。作为地方国资代表,城投平台需向国资委、财政局等部门定期报送债务规模、投资收益等经营数据,这需要上市公司同步提升信息透明度以满足国资监管要求(Li and Zhang, 2021)。城投平台能够将市场交易信息和政策信息相整合,督促上市公司遵循相关规章,完善对重大股票交易、股价异常波动等关键信息的披露,这极大降低了高管利用信息漏洞进行减持套利的可能性。其次,城投平台会为上市公司带来资金注入效应,使其获取银行信贷支持。城投平台曾作为地方政府的投融资平台,与银行等金融机构的联系较为密切,在城投平台的担保背书下,其投资的上市公司更容易获取银行信贷资源(何德旭等,2022)。这将改善公司的盈利状况,增强高管对未来发展的预期,同时银行的贷后监管也将提高高管的违规减持成本(Diamond, 1984)。最后,城投平台的投资标志着上市公司被正式纳入国有资本战略布局版图,公司中的国有股权影响力显著提升,包含城投平台在内的国有股东会协同委派具有国资背景的高管人员。这些高管不仅在政治声誉的影响下自觉抵制不当行为,也将对其他高管产生威慑和监督作用(钱爱民等,2024)。综上所述,城投平台持股能够发挥监督治理效应,抑制高管个人的自利倾向和机会主义减持行为。基于此,我们提出本文的研究假设1。

假设1:在监督视角下,城投平台持股有利于抑制上市公司高管的机会主义减持行为。

然而,从另一角度考虑,作为国有资本代表,城投平台的投资行为在自身转型的同时也隐含着纾困企业、保障就业、稳定社会等政策性目标(廖冠民和沈红波,2014),城投平台在进行公司治理时可能更加注重政策合规性,其治理方式更加倾向于行政化的干预而非市场化的激励,从而极有可能出现薪酬管制、薪酬绩效敏感性下降的情况,在一定程度上损害公司高管的工作积极性。第一,在绩效考核上,城投平台承担着基建、民生等政策性任务,持股之后城投平台会将这些政策性

目标作为绩效考核的重点,此时公司高管的薪酬不仅与财务绩效相关,还需满足非经济指标,削弱了高管薪酬与公司业绩之间的关联程度(Lin et al., 1998; 刘慧龙等, 2010)。第二,在薪酬制定上,城投平台等国有资本委派的高管兼具行政人员身份,其薪酬更可能参照体制内的职级工资标准,而非市场化绩效合约,同时这类高管会着重关注政治晋升等隐性激励手段,而非显性的薪酬回报激励(杨瑞龙等, 2013)。第三,在经营策略上,城投平台持股之后其经营策略更加偏向于“维稳”而非“冒险”,公司高管会在决策中呈现风险规避的特征(李胜楠等, 2024),上市公司倾向于选择低风险的稳健项目,减少市场导向的高风险投资。第四,在市场预期上,市场会预期到城投平台拥有政府的隐性担保,城投所投资的企业会获得注资、补贴等风险兜底支持(王永钦等, 2016),这种预期降低了市场对管理层薪酬的惩罚性约束,从而进一步弱化了公司高管的薪酬业绩敏感性。

在作用机制方面,本文从股权集中度和董事长委派两个维度考察了上市公司的大股东权力配置特征,探究城投平台持股影响上市公司薪酬绩效敏感性的内在机理。本文认为,城投平台作为国资背景的股东,更容易将行政化管理模式嵌入公司治理体系,导致上市公司薪酬契约设计偏离绩效导向的市场化原则,而“集权式”的大股东权力配置模式为行政力量干预企业微观经营提供了制度基础。在股权结构层面,股权结构是公司治理的根基,当股权高度集中时,大股东往往能够直接主导公司的重大经营决策,这种“一股独大”的结构容易导致决策过程的行政化和程式化。此时城投股东的行政干预倾向更容易转化为实际的公司决策,从而强化薪酬制定中的非市场化因素。在董事长委派层面,董事会是公司治理的核心,而董事长是“核心中的核心”,当公司董事长由大股东委派时,意味着大股东直接掌握公司治理决策的事实话语权,形成“股权控制”与“人事控制”的双重保障机制。这些由大股东委派的董事长通常会执行股东意志,将大股东的目标诉求转化为公司战略,为行政式干预提供条件。在强控制权情境下,城投平台习惯于在治理决策中实施“一刀切”的行政化管理,扭曲薪酬考核机制,最终导致上市公司薪酬难以准确反映公司管理者的实际贡献。基于此,我们提出本文的研究假设2。

假设2:在激励视角下,城投平台持股会降低上市公司高管的薪酬绩效敏感性。

三、研究设计

为了验证上述假设,本部分对文章的研究设计展开讨论。本部分介绍实证研究部分的数据来源和样本选择,并且详细阐述了本文各个研究变量的具体定义和计算方式,同时对实证模型的设定情况进行了说明,从而为后续的研究做好铺垫。

(一)数据和样本选择

2008年以来,随着国家“四万亿”投资计划的出台,中国的城投平台数量迎来大幅增长。本文选取2008年至2023年的沪深A股上市公司数据,实证检验城投平台持股上市公司的监督与激励效应。在计算城投平台持股上市公司的相关数据时,本文参考佟岩等(2024)的做法,根据上市公司年报中披露的前十大股东信息,结合天眼查等公开网站资料,判断该上市公司是否被城投平台持股,其中城投平台的具体名单来源于Wind数据库和企业预警通数据库。本文的高管机会主义减持数据和管理者薪酬数据来源于Csmar数据库,其他财务和治理数据来源于Csmar和Wind数据库。

在对数据进行了初步的整理后,本文按照如下标准剔除样本:金融行业样本,ST与*ST样本,数据缺失的样本,资产负债率小于0或大于1的样本。最终本文得到34543个公司-年度样本观察值,其中城投持股的样本数量为5110。为了减轻异常值的影响,本文对连续变量进行了1%和99%的缩尾处理。

(二)变量和模型设定

1.解释变量和被解释变量。本文的主要解释变量(CT)是衡量上市公司是否被城投平台持股的虚拟变量,本文结合上市公司年报和公开网站资料手工检索上市公司的前十大股东中是否有城投平台,如果有则将 CT 赋值为1,否则将 CT 赋值为0。同时,本文也在基准回归中使用上市公司前十大股东中城投平台的合计持股比例(CT_ratio)作为解释变量,以此增强研究的稳健性^①。

为了考察城投平台持股对高管机会主义减持的影响,本文建立了如式(1)所示的模型:

$$Sell_{i,t}/Sell_Times_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CT_{i,t} + Controls_{i,t} + \sum Year_t + \sum Industry_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量包含高管机会主义减持金额($Sell$)和高管机会主义减持次数($Sell_Times$)。本文借鉴罗宏和黄婉(2020)的文章,计算公司高管减持之后上市公司股票的异常回报率,进而判断公司高管的机会主义减持行为。具体来说,本文通过事件研究法,以高管减持公告日为事件发生日,以事件发生日前150个工作日至前31个工作日为估计窗口,以事件发生日及之后的30个工作日为事件窗口,利用标准的市场模型计算公司高管减持之后公司股票的异常收益率。如果该异常收益率为负值,则判断该笔减持交易为公司高管的机会主义减持,否则为常规减持。在此基础之上,本文对上市公司每年的高管机会主义减持数据进行汇总并取对数处理,得到上市公司当年的高管机会主义减持金额($Sell$)和高管机会主义减持次数($Sell_Times$)。

薪酬绩效敏感性是用来衡量公司对管理者的薪酬激励是否充分的指标,参考已有文献(刘慧龙等,2010;袁蓉丽等,2022),本文使用式(2)来衡量上市公司的薪酬绩效敏感性。

$$Pay_{i,t} = \mu_0 + \mu_1 CT_{i,t} + \mu_2 Perf_{i,t} + \mu_3 CT_{i,t} \times Perf_{i,t} + Controls_{i,t} + \sum Year_t + \sum Industry_i + \delta_{i,t} \quad (2)$$

其中,被解释变量 Pay 代表公司管理者薪酬,本文使用上市公司前三名董事薪酬的平均值的自然对数作为薪酬的代理变量。解释变量 $Perf$ 代表公司业绩,本文使用 Roa 和 Roe 等会计指标衡量公司业绩,为了排除行业结构性差异的干扰和宏观经济周期的影响,本文在实证中对这两个指标进行了行业年度均值调整,得到变量 ROA 和 ROE 。交乘项 $CT_{i,t} \times Perf$ 是本文重点关注的变量,如果其系数为正,说明城投平台持股提高了所投资上市公司的薪酬绩效敏感性,强化了管理者的薪酬回报与公司业绩的正向关联程度;反之,如果其系数为负,说明城投平台持股降低了所投资企业的薪酬绩效敏感性,管理者的薪酬回报与公司业绩逐渐“脱钩”。

2.机制变量。为了检验城投平台持股对高管机会主义减持的作用机制,本文采用逐步回归的中介效应检验方法。在信息披露质量方面,借鉴Kim and Verrecchia(2001)的研究,本文选用 KV 指数作为对上市公司信息披露质量的衡量指标。 KV 指数是指股票交易量对收益率的影响系数,Kim and Verrecchia(2001)等人指出,当公司信息披露较为充分时,投资者对股票交易量的依赖性会降低,导致股票交易量对收益率的影响程度下降, KV 指数较小。在银行贷款方面,本文使用公司银行贷款占总资产的比例($Loan$)衡量城投入股后带来的资金支持效应。在国有股东委派高管上,参照钱爱民等(2024)的做法,本文将在上市公司的国有股东单位兼职的高管视为由国有股东委派的高管,计算了其在管理层人数中的占比(Som),以此分析城投平台入股后带来的高管委派效应。

在检验城投平台持股对薪酬绩效敏感性的作用机制时,由于这一部分的核心解释变量是城投持股与公司业绩的交乘项,若采用逐步回归法进行机制检验需引入更多变量,实证模型将过于复杂,因此本文采用分组回归法。本文分别从股权集中度和董事长委派两个维度考察上市公司的大股东权力配置特征,股权集中度反映出大股东在股权结构层面的控制力,董事长委派则体现出大股东在董事会层面的影响力。在股权集中度方面,本文按照行业年度内公司第一大股东持股比例

^① 本文在表4和表5的基准回归中使用连续型变量 CT_ratio 作为解释变量,在后续研究中,为了更加直观地呈现实证结果,本文主要以虚拟变量 CT 作为解释变量。

的样本中位数进行分组,如果高于中位数则将变量 *Ownership* 取值为 1, 视之为股权集中度较强的一组,反之视为股权集中度较弱的一组。在董事长委派方面,参考蔡贵龙等(2018)、张浩等(2023)的做法,如果上市公司的大股东为法人,那么上市公司董事长在大股东单位任职即为大股东委派董事长;如果上市公司的大股东为自然人,那么该自然人在上市公司担任董事长即视为大股东委派董事长。当上市公司的董事长由大股东委派时,将变量 *Appoint* 赋值为 1, 反之赋值为 0。

3. 控制变量。本文的控制变量(*Controls*)包括上市公司营业收入增长率(*Grow*)、资产负债率(*Lev*)、资产规模(*Size*)、公司年龄(*Age*)、流通股占比(*Tradable*)、个股换手率(*Dturn*)、公司第一大股东持股比例(*Top*)、董事长是否兼任总经理(*Dual*)、董事会人数规模(*Board*)、独立董事比例(*Inde*)以及上市公司所在地区的经济发展水平(*Gdp*)、财政收支比(*Fin*)等变量。

各变量的定义和计算方法如表 1 所示。由于本文的主要解释变量城投平台持股在样本观察期内各年份的变化幅度不大,城投平台倾向于在入股后长期稳定持有,此时控制个体固定效应可能会损失较多的变异性,因此本文没有在基准回归中控制公司固定效应。参照佟岩等(2024)的研究,本文控制了年度(*Year*)和行业(*Industry*)层面的固定效应。另外,本文在实证回归中报告上市公司层面的聚类稳健标准误。

表 1 变量定义及说明

变量分类	含义	变量名	计算方法
被解释变量	高管机会主义减持金额	<i>Sell</i>	当年上市公司高管的机会主义减持金额,具体做法为减持股份数量乘以交易均价,然后取对数
	高管机会主义减持次数	<i>Sell_Times</i>	上市公司高管在当年出于机会主义动机而减持股票的总次数,取对数
	公司高管薪酬	<i>Pay</i>	上市公司前三名董事薪酬的平均值的自然对数
解释变量	城投平台持股上市公司	<i>CT</i>	上市公司前十大股东中有城投平台则赋值为 1, 否则赋值为 0
	城投投资上市公司的合计持股比例	<i>CT_ratio</i>	上市公司前十大股东中城投平台的合计持股比例
	公司业绩	<i>Perf</i>	包含行业年度均值调整后的总资产收益率(<i>ROA</i>)和净资产收益率(<i>ROE</i>)
	薪酬绩效敏感性	<i>CT×Perf</i>	<i>CT</i> 与 <i>Perf</i> 的交乘项
机制变量	信息披露质量	<i>KV</i>	股票交易量对收益率的影响系数, <i>KV</i> 指数越小表示信息披露质量越高
	银行贷款规模	<i>Loan</i>	上市公司银行贷款占总资产的比例
	国有股东委派高管	<i>Som</i>	国有股东委派的高管人数占管理层总人数的比例
	股权集中度	<i>Ownership</i>	上市公司大股东持股比例高于行业年度中位数则赋值为 1, 否则赋值为 0
	董事长委派	<i>Appoint</i>	上市公司的董事长由大股东委派则赋值为 1, 否则赋值为 0

续表1

变量分类	含义	变量名	计算方法
	营业收入增长率	<i>Grow</i>	(本年营业收入-上年营业收入)/上年营业收入
	资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
	资产规模	<i>Size</i>	上市公司总资产规模的自然对数
	公司年龄	<i>Age</i>	公司上市年限的自然对数
	流通股占比	<i>Tradable</i>	流通股/总股份
	个股换手率	<i>Dturn</i>	年度内日个股换手率(日个股交易股数*100/总股份)的均值
控制变量	公司大股东持股比例	<i>Top</i>	上市公司第一大股东持股比例
	董事长是否兼任总经理	<i>Dual</i>	董事长兼任总经理时赋值为1,否则赋值为0
	董事会人数规模	<i>Board</i>	对数化后的董事会人数
	独立董事比例	<i>Inde</i>	独立董事人数/董事人数
	地区经济发展水平	<i>Gdp</i>	上市公司所在地区的地区生产总值,取对数处理
	地区财政收支情况	<i>Fin</i>	上市公司所在地区的一般公共预算收入/一般公共预算支出

四、实证检验

基于上文的研究假说和研究设计,本部分进行了实证分析。首先,本节对城投平台持股上市公司的相关情况进行了描述性统计,以此提炼城投平台持股的总体特征,为理解其治理行为提供现实依据。接下来,本节分别根据式(1)和式(2)进行基准回归分析,检验城投平台持股对高管机会主义减持以及薪酬绩效敏感性的影响,揭示持股行为的治理作用。最后,为了进一步分析持股行为在监督和激励层面产生差异化效应的内在路径,本节进行了作用机制分析,借此识别城投平台持股发挥治理作用的微观机理。

(一)描述性统计

首先,本文分析城投平台持股的上市公司的相关情况(见表2)。在本文的样本中,目前A股市场上约有近15%的上市公司的前十大股东中出现城投平台的身影。在城投平台持股的5110家公司-年样本中,43.56%的第一大股东为城投平台,71.27%的前三大股东中含有城投平台,表明城投平台在上市公司中往往持有较多股份,掌握较高的话语权。超过四分之三的样本被城投平台持股的时间大于5年,凸显城投持股行为的长期性和稳定性。多数上市公司由单一城投平台持股,但也有部分公司获多家平台联合注资。约八成样本与城投平台位于同一地区,这背后隐含着区域产业发展、地方财政化债等多重动机,也为城投平台对上市公司的行政干预埋下了伏笔。

表2 城投平台持股上市公司的样本情况

城投平台的持股位次	样本数量	占比	城投平台的持股时间	样本数量	占比
第一大股东	2226	43.26%	超过3年	4396	86.02%
前三大股东	3642	71.27%	超过5年	3881	75.95%
前五大股东	4350	85.13%	超过10年	2662	52.09%

续表 2

上市公司被几家城投平台持股	样本数量	占比	城投平台与上市公司的地域关联	样本数量	占比
1家	3550	69.47%	同地	4191	82.02%
2家	1176	23.01%	异地	919	17.98%
3家	282	5.52%			

数据来源:表格中的资料为笔者手工整理。其中,城投平台的具体信息来源于Wind数据库和企业预警通数据库。通过比对上市公司年报中披露的前十大股东名单,笔者手工筛选并确认由城投平台持股的上市公司样本,这些上市公司的地域分布等信息来源于Csmar数据库。

从城投平台的角度来分析,样本中共有524家投资上市公司的城投平台,约占目前中国城投平台总数的13.70%,这些城投平台以地市级城投平台(297家)为主,省级城投平台和区县级城投平台分别为110家和117家,而且这些城投多分布在江苏(73家)、浙江(44家)、四川(36家)、广东(36家)等省份。当前入股上市公司的城投平台中,近70%主体信用评级集中于AAA和AA+等高信用区间,说明这些城投平台的整体资质状况较好,契合了“优质平台转型为国有资本运营公司,低效平台逐步退出历史舞台”的城投分类转型思路。

然后,本文将视角扩充至全部研究样本,实证变量的描述性统计结果如表3所示。在城投平台持股上市公司方面,样本中有14.79%的上市公司被城投平台持股,这说明城投平台已经成为目前A股市场上重要的战略投资者,分析城投平台持股的公司治理效应具有深远的现实意义。高管机会主义减持金额的均值为3.2524,机会主义减持次数的均值为0.3206,与罗宏和黄婉(2020)等人的统计近似。同时,结合最值情况来看,高管机会主义减持情况在样本公司中存在较大差异。其余各变量的统计特征也与以往文献基本一致,说明本文数据的可靠性。

表3 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>CT</i>	34543	0.1479	0.3550	0.0000	1.0000
<i>CT_ratio</i>	34543	0.0289	0.0992	0.0000	0.5444
<i>Sell</i>	34543	3.2524	6.1650	0.0000	18.5575
<i>Sell_Times</i>	34543	0.3206	0.6803	0.0000	2.8904
<i>Pay</i>	34543	13.2252	0.8339	7.4186	16.8753
<i>Roa</i>	34543	0.0343	0.0602	-0.2350	0.1881
<i>Roe</i>	34543	0.0511	0.1416	-0.8147	0.3083
<i>KV</i>	34543	0.4947	0.1971	0.1325	1.1011
<i>Loan</i>	34543	0.1497	0.1371	0.0000	0.5645
<i>Som</i>	34543	0.0424	0.0976	0.0000	0.4211
<i>Ownership</i>	34543	0.5048	0.5000	0.0000	1.0000
<i>Appoint</i>	34543	0.7032	0.4569	0.0000	1.0000
<i>Grow</i>	34543	0.3391	0.9342	-0.7359	6.7576
<i>Lev</i>	34543	0.4379	0.1980	0.0505	0.9015
<i>Size</i>	34543	22.2457	1.3045	17.6413	28.6969
<i>Age</i>	34543	2.1572	0.8089	0.0000	3.5264
<i>Tradable</i>	34543	0.7842	0.2454	0.1996	1.0000

续表3

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Dturn</i>	34543	1.7444	1.2565	0.1829	6.3342
<i>Top</i>	34543	0.3426	0.1473	0.0845	0.7445
<i>Dual</i>	34543	0.2763	0.4472	0.0000	1.0000
<i>Board</i>	34543	2.1268	0.2000	1.3863	2.8904
<i>Inde</i>	34543	0.3749	0.0528	0.3125	0.5714
<i>Gdp</i>	34543	10.5761	0.8167	5.9785	11.8180
<i>Fin</i>	34543	0.6383	0.1872	0.0640	0.9378

注：表3中的 *Roa* 和 *Roe* 为没有经过行业年度均值调整的数值，在后面的实证部分所用的 *ROA* 和 *ROE* 经过了行业年度均值调整。

(二) 基准回归结果

本文采用式(1)考察城投平台持股对高管机会主义减持的影响，被解释变量分别为高管机会主义减持金额(*Sell*)和机会主义减持次数(*Sell_Times*)，解释变量为城投平台持股上市公司。基准回归结果如表4所示，其中列(1)和列(2)是以虚拟变量 *CT* 作为解释变量的回归结果，列(3)和列(4)是以连续型变量 *CT_ratio* 作为解释变量的结果。可以看到，解释变量的系数均在1%的水平上显著为负。以列(1)和列(2)为例，与没有被城投平台持股的上市公司相比，城投平台所持股的上市公司中高管机会主义减持金额显著下降0.4794，高管机会主义减持次数显著减少0.0523。从经济意义的角度阐释，城投平台持股(*CT*)每增加一个标准差，高管机会主义减持金额(*Sell*)下降约15.65% ($e^{-0.4794 \times 0.3550} - 1$)，高管机会主义减持次数(*Sell_Times*)下降约1.84% ($e^{-0.0523 \times 0.3550} - 1$)。这一结果表明，城投平台持股明显抑制了公司高管的机会主义减持行为，假设1得证。

表4 城投持股对高管机会主义减持的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Sell</i>	<i>Sell_Times</i>	<i>Sell</i>	<i>Sell_Times</i>
<i>CT/CT_ratio</i>	-0.4794*** (0.1118)	-0.0523*** (0.0122)	-1.0594*** (0.3245)	-0.1138*** (0.0337)
<i>Grow</i>	-0.0004 (0.0398)	-0.0016 (0.0041)	-0.0005 (0.0397)	-0.0016 (0.0041)
<i>Lev</i>	-1.6554*** (0.2721)	-0.1599*** (0.0305)	-1.6769*** (0.2722)	-0.1623*** (0.0305)
<i>Size</i>	0.2167*** (0.0476)	0.0183*** (0.0051)	0.2128*** (0.0477)	0.0179*** (0.0051)
<i>Age</i>	-1.4213*** (0.0742)	-0.1613*** (0.0084)	-1.4317*** (0.0741)	-0.1624*** (0.0084)
<i>Tradable</i>	0.7122*** (0.2084)	0.0716*** (0.0233)	0.7166*** (0.2087)	0.0721*** (0.0233)
<i>Dturn</i>	0.5158*** (0.0394)	0.0532*** (0.0045)	0.5192*** (0.0394)	0.0536*** (0.0045)
<i>Top</i>	-4.1583*** (0.3388)	-0.4220*** (0.0377)	-4.0784*** (0.3410)	-0.4134*** (0.0379)

续表 4

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Sell</i>	<i>Sell_Times</i>	<i>Sell</i>	<i>Sell_Times</i>
<i>Dual</i>	0.4963*** (0.1073)	0.0497*** (0.0121)	0.5020*** (0.1075)	0.0504*** (0.0122)
<i>Board</i>	0.1122 (0.2774)	0.0496 (0.0305)	0.0814 (0.2776)	0.0462 (0.0305)
<i>Inde</i>	-0.4122 (0.9422)	-0.0062 (0.1037)	-0.3796 (0.9436)	-0.0027 (0.1038)
<i>Gdp</i>	0.3927*** (0.0850)	0.0375*** (0.0092)	0.3895*** (0.0851)	0.0371*** (0.0092)
<i>Fin</i>	0.6026* (0.3371)	0.0607 (0.0373)	0.6381* (0.3371)	0.0646* (0.0373)
<i>Year</i>	√	√	√	√
<i>Industry</i>	√	√	√	√
<i>N</i>	34543	34543	34543	34543
<i>Adj. R²</i>	0.1050	0.0953	0.1046	0.0949

注:括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

根据式(2),表5展示了城投平台持股对高管薪酬绩效敏感性的影响,列(1)和列(2)是以 *CT* 作为解释变量的回归结果,列(3)和列(4)是以 *CT_ratio* 作为解释变量的结果。列(1)中 *ROA* 的回归系数显著为正,这说明在没有城投平台持股的情况下,管理者的薪酬回报与公司业绩正向相关,而交乘项 *CT×ROA* 的回归系数显著为负,表明城投平台持股降低了上市公司的薪酬绩效敏感性。这使得薪酬契约的激励效能衰减,难以对管理者形成有效的市场化激励,结合上文的分析,当前城投平台对于公司高管的监督有余而激励不足。列(2)以行业年度均值调整后的 *ROE* 衡量公司业绩,实证结果与列(1)相似,列(3)和列(4)中交乘项 *CT_ratio×ROA*、*CT_ratio×ROE* 的回归结果显著为负,再次验证了城投平台持股给高管薪酬激励带来的副作用,假设2得证。

表5 城投持股对薪酬绩效敏感性的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>
<i>CT/CT_ratio</i>	-0.1494*** (0.0231)	-0.1500*** (0.0231)	-0.6493*** (0.0792)	-0.6472*** (0.0794)
<i>ROA</i>	2.1701*** (0.1251)		2.1580*** (0.1219)	
<i>CT×ROA/CT_ratio×ROA</i>	-0.6442** (0.3020)		-2.3945** (1.1124)	
<i>ROE</i>		0.7751*** (0.0517)		0.7551*** (0.0493)
<i>CT×ROE/CT_ratio×ROE</i>		-0.3125*** (0.1037)		-0.9195** (0.3676)
<i>Controls</i>	√	√	√	√
<i>Year</i>	√	√	√	√

续表5

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>
<i>Industry</i>	√	√	√	√
<i>N</i>	34543	34543	34543	34543
<i>Adj. R²</i>	0.3898	0.3851	0.3915	0.3866

注:括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

(三)作用机制检验

1. 针对高管机会主义减持的作用机制检验。城投平台的监督治理可以改善上市公司的信息情况,督促上市公司高管及时披露相关股份变动信息,从而抑制高管机会主义减持行为。为了印证这一中介作用机制,本文借鉴 Kim and Verrecchia(2001)的研究,选用KV指数作为对上市公司信息披露质量的衡量指标,KV指数越小表示公司的信息披露质量越高。表6展示了中介机制检验的回归结果,其中列(1)表明,城投平台持股上市公司可以显著改善公司的信息披露质量,列(2)和列(3)的结果表明,城投平台可以通过提高信息披露质量的路径抑制高管的机会主义减持行为。

表6 信息披露效应

	(1)	(2)	(3)
	<i>KV</i>	<i>Sell</i>	<i>Sell_Times</i>
<i>KV</i>		1.9401*** (0.2181)	0.2244*** (0.0243)
<i>CT</i>	-0.0179*** (0.0038)	-0.4446*** (0.1112)	-0.0483*** (0.0121)
<i>Controls</i>	√	√	√
<i>Year</i>	√	√	√
<i>Industry</i>	√	√	√
<i>N</i>	34543	34543	34543
<i>Adj. R²</i>	0.2425	0.1079	0.0985

注:括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

城投平台持股能够提升公司的银行信贷可获得性,这既缓解了公司的融资困境,有利于提高经营绩效,又能在银行等金融机构的监测下构筑资金监控网,抑制高管的机会主义减持行为。本文测算了上市公司中银行贷款占总资产的比例(*Loan*),实证回归结果如表7所示。列(1)显示,城投平台持股显著提升了上市公司的银行贷款规模,列(2)和列(3)的结果表明,这种资金支持效应会产生中介作用,通过“城投担保增信→公司获取信贷→银行强化监测”的作用路径,让城投平台的持股行为产生监管效能,有效防范上市公司高管的不当减持行为。

表7 资金支持效应

	(1)	(2)	(3)
	<i>Loan</i>	<i>Sell</i>	<i>Sell_Times</i>
<i>Loan</i>		-0.9099** (0.4214)	-0.1015** (0.0463)

续表7

	(1)	(2)	(3)
	<i>Loan</i>	<i>Sell</i>	<i>Sell_Times</i>
<i>CT</i>	0.0071** (0.0036)	-0.4729*** (0.1116)	-0.0516*** (0.0121)
<i>Controls</i>	√	√	√
<i>Year</i>	√	√	√
<i>Industry</i>	√	√	√
<i>N</i>	34543	34543	34543
<i>Adj. R²</i>	0.5429	0.1052	0.0955

注:括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

城投平台的投资行为增强了上市公司中国有股东的治理话语权,促使国有股东向上市公司协同委派更多高管代表。一方面,这些高管会出于职业发展的考量自觉规避可能损害公司利益或引发监管风险的投机性行为;另一方面,在国有资产监督职责的影响下,他们能对其他高管形成有效的监督与制衡。参照钱爱民等(2024)的做法,本文计算了上市公司中由国有股东委派的高管人员占比(*Som*),将其作为中介变量。实证结果如表8所示,列(1)中*CT*的系数显著为正,表明国有股东会向上市公司委派更多高管,列(2)和列(3)显示,高管委派效应是城投平台持股抑制高管机会主义减持行为的重要渠道,这凸显了国有资本通过人员委派强化内部监督的治理效能。

表8 高管委派效应

	(1)	(2)	(3)
	<i>Som</i>	<i>Sell</i>	<i>Sell_Times</i>
<i>Som</i>		-3.7460*** (0.3614)	-0.3221*** (0.0380)
<i>CT</i>	0.0394*** (0.0033)	-0.3317*** (0.1113)	-0.0396*** (0.0121)
<i>Controls</i>	√	√	√
<i>Year</i>	√	√	√
<i>Industry</i>	√	√	√
<i>N</i>	34543	34543	34543
<i>Adj. R²</i>	0.2744	0.1075	0.0969

注:括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

2. 针对薪酬绩效敏感性的作用机制检验。在前文的理论分析中,本文认为“集权式”的大股东权力配置模式为行政干预企业治理提供了制度基础。由于这一部分的核心解释变量是城投持股与公司业绩的交乘项,若采用逐步回归法进行机制检验需引入更多变量,实证模型将过于复杂且不够直观,因此本文参照金献坤等(2025)的方法,采用分组回归法进行机制检验。本文先从股权结构层面考察了上市公司的大股东权力配置特征,按照第一大股东持股比例是否高于行业年度样本中位数进行分组,设置虚拟变量 *Ownership*。如表9所示,列(1)和列(2)中交乘项 *CT*×*ROA*、*CT*×*ROE* 的系数显著为负,而在列(3)和列(4)中交乘项的系数均不显著,这说明在大股东持股比例较

高时,城投平台容易受到行政干预的影响而弱化市场薪酬激励,较高的股权集中度是城投平台持股降低薪酬绩效敏感性的重要原因。

表9 股权集中度

	(1)	(2)	(3)	(4)
	股权集中度较强 (<i>Ownership</i> =1)		股权集中度较弱 (<i>Ownership</i> =0)	
	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>
<i>CT</i>	-0.2052** (0.0311)	-0.2059** (0.0310)	-0.0981** (0.0302)	-0.1008** (0.0303)
<i>ROA</i>	2.5754** (0.1797)		1.7504** (0.1646)	
<i>CT</i> × <i>ROA</i>	-1.4164** (0.4644)		0.0851 (0.3704)	
<i>ROE</i>		1.0659** (0.0834)		0.5649** (0.0637)
<i>CT</i> × <i>ROE</i>		-0.5973** (0.1728)		-0.0877 (0.1223)
<i>Controls</i>	√	√	√	√
<i>Year</i>	√	√	√	√
<i>Industry</i>	√	√	√	√
<i>N</i>	17439	17439	17104	17104
<i>Adj. R</i> ²	0.3958	0.3930	0.4086	0.4035

注:括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

接下来,本文从董事会权力层面考察了大股东权力配置特征。参照蔡贵龙等(2018)、张浩等(2023)的做法,本文按照上市公司的大股东是否委派董事长作为分组依据,设置虚拟变量 *Appoint*。分组回归的结果如表10所示,在列(1)和列(2)中,交乘项 *CT*×*ROA*、*CT*×*ROE*的系数显著为负,而在列(3)和列(4)中,交乘项的系数不再显著,这说明当公司董事长由大股东委派时,城投平台所持股的上市公司容易形成“一言堂”“集权式”的决策风格,不利于基于绩效的薪酬契约的制定,大股东在董事会中的较高权力是城投平台持股降低薪酬绩效敏感性的另一原因。

表10 董事长委派

	(1)	(2)	(3)	(4)
	大股东委派董事长 (<i>Appoinu</i> =1)		大股东没有委派董事长 (<i>Appoint</i> =0)	
	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>
<i>CT</i>	-0.1496** (0.0279)	-0.1496** (0.0280)	-0.1600** (0.0305)	-0.1613** (0.0306)
<i>ROA</i>	2.2829** (0.1482)		1.8742** (0.2021)	
<i>CT</i> × <i>ROA</i>	-0.8354** (0.3854)		-0.1958 (0.4302)	

续表 10

	(1)	(2)	(3)	(4)
	大股东委派董事长 (<i>Appoint=1</i>)		大股东没有委派董事长 (<i>Appoint=0</i>)	
	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>
<i>ROE</i>		0.8661*** (0.0642)		0.5895*** (0.0771)
<i>CT×ROE</i>		-0.4146*** (0.1313)		-0.1141 (0.1503)
<i>Controls</i>	√	√	√	√
<i>Year</i>	√	√	√	√
<i>Industry</i>	√	√	√	√
<i>N</i>	24289	24289	10254	10254
<i>Adj. R²</i>	0.3823	0.3783	0.4195	0.4140

注:括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

五、进一步分析

在前文的分析中,本文得到了城投平台持股上市公司能够抑制高管机会主义减持并且降低薪酬绩效敏感性的研究结论。本部分在前文的基础上进行了拓展性研究,探讨了城投持股在高管高频次、小额度减持方面的治理盲区,同时分析了其在客观上对缩小薪酬差距的积极作用,从而辩证评估城投平台持股的综合治理效应。然后,本文分别针对高管机会主义减持和高管薪酬绩效敏感性进行了异质性分析。

(一)拓展性研究

1. 针对高管机会主义减持的拓展性研究。易志高等(2017)研究指出,相较于大规模集中减持,高管可能选择分批减持,以此削弱监管层和投资者对其减持行为的注意力。为了进一步探究城投平台持股能否抑制这种分批次、小规模减持行为,借鉴易志高等(2017)的做法,本文合并计算了当年同一公司中同一高管(包含其亲属)的多次机会主义减持行为。然后,考虑到样本中同一高管一年内机会主义减持次数的均值为2.14,本文以同一高管的减持次数是否超过3次为界限,将超过3次的定义为高频次减持,反之为低频次减持。

本文汇总高频次减持下每家公司的机会主义减持金额和减持次数,生成新的被解释变量 *Sell_many* 和 *Sell_Times_many*。实证结果如表 11 的列(1)和列(2)所示,此时解释变量 *CT* 的系数不再显著,说明城投平台持股可能难以有效抑制高频次减持行为。同时本文汇总了低频次减持下公司的机会主义减持金额和减持次数,得到被解释变量 *Sell_few* 和 *Sell_Times_few*。实证结果见表 11 列(3)和列(4),*CT* 依然能对低频次减持情境下的机会主义行为发挥抑制效应。另外,*Sell_many* 的均值为 0.51,*Sell_few* 的均值为 2.69,均值差异显著,说明在高频次减持下高管减持金额普遍较少。进一步地,本文分别测算了高、低频次减持下,高管减持股份占总股本的平均比例,前者为 7.06%,后者为 15.37%,表明高频次减持的平均减持比例更低,这符合“分批次、小规模”的减持特征。这一发现表明,在城投平台的监管治理下,高管进行大规模集中套现的操作空间受到压缩,但可能转而采取高频次、小规模分散减持策略来规避监管。

表 11 高、低频次的机会主义减持

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Sell_many</i>	<i>Sell_Times_many</i>	<i>Sell_few</i>	<i>Sell_Times_few</i>
<i>CT</i>	-0.0509 (0.0417)	-0.0060 (0.0051)	-0.4145*** (0.0970)	-0.0386*** (0.0090)
<i>Controls</i>	√	√	√	√
<i>Year</i>	√	√	√	√
<i>Industry</i>	√	√	√	√
<i>N</i>	34543	34543	34543	34543
<i>Adj. R²</i>	0.0240	0.0240	0.0850	0.0791

注：括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误，*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

2. 针对薪酬绩效敏感性的拓展性研究。尽管城投平台持股会降低高管薪酬绩效敏感性,但客观上,这也有助于将公司高管与普通员工的薪酬差距控制在相对合理的区间,有效规避“高管天价薪酬”等争议性问题,在公司内部推动收入的合理分配,促进共同富裕目标的实现。为实证检验这一影响,本文参照孔东民等(2017)的研究,计算管理层平均薪酬与员工平均薪酬的比值,将其定义为企业内部薪酬差距(*FPG*)。同时,为了全面分析企业高管薪酬与同行业高管薪酬的差距,参照黎文靖等(2014)的研究,本文计算了高管薪酬与同行业高管薪酬平均值的比值,将其定义为企业外部薪酬差距(*EGAP*)。基于上述指标得到的实证结果(见表 12)显示,城投平台持股显著降低了上市公司的内外部薪酬差距,这说明城投平台持股在抑制高管薪酬过度膨胀、促进企业薪酬结构合理化等特定方面发挥了积极作用。

表 12 企业薪酬差距

	(1)	(2)
	<i>FPG</i>	<i>EGAP</i>
<i>CT</i>	-0.4798*** (0.1227)	-0.1170*** (0.0242)
<i>Controls</i>	√	√
<i>Year</i>	√	√
<i>Industry</i>	√	√
<i>N</i>	34543	34543
<i>Adj. R²</i>	0.1695	0.2213

注：括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误，*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

(二)异质性分析

1. 针对高管机会主义减持的异质性分析。首先,本文针对上市公司的产权性质进行了分组检验。本文认为,城投平台持股的监督治理效应在非国有企业中会更为明显,这是因为相较于国有企业,非国有企业的平均信息披露质量较低,同时银行贷款可获得性受限,城投平台持股后对于非国有企业的增量改进程度较大。另一方面,出于自身政治声誉的考量,国有企业高管对减持行为比较慎重,因此国有企业中高管减持行为发生的频率较低,城投平台的治理作用不甚明显。本文

郑志刚等:城投平台持股的市场监管者角色

依照产权性质将样本区分为国有企业和非国有企业两个子样本进行异质性分析,回归结果如表 13 所示。列(1)和列(2)中 *CT* 的回归系数不显著,列(3)和列(4)中 *CT* 的回归系数显著为负,这说明在非国有企业中,城投平台持股会对抑制高管机会主义减持发挥更加明显的作用。

表 13 区分上市公司产权性质

	(1) 国有企业		(2) 非国有企业	
	<i>Sell</i>	<i>Sell_Times</i>	<i>Sell</i>	<i>Sell_Times</i>
<i>CT</i>	0.1033 (0.1202)	0.0047 (0.0127)	-0.5926** (0.2388)	-0.0580** (0.0269)
<i>Controls</i>	√	√	√	√
<i>Year</i>	√	√	√	√
<i>Industry</i>	√	√	√	√
<i>N</i>	12846	12846	21697	21697
<i>Adj. R²</i>	0.0789	0.0728	0.0766	0.0696

注:括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误,*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

然后,本文针对上市公司的机构投资者持股情况进行了检验。据陈作华等(2024)研究显示,机构投资者的存在能够抑制高管的机会主义减持行为,因此相较于机构投资者持股比例较高的公司,在机构投资者持股比例较低的公司中更有可能出现高管的投机行为。城投平台作为重要的战略投资者,可以弥补基金、证券、保险等市场化机构投资者的结构性缺失,在机构投资者持股比例较低的公司中发挥更大的监督治理作用。本文依照行业年度内机构投资者持股比例的均值进行分组,实证分析结果如表 14 所示。列(1)和列(2)中 *CT* 的回归系数并不显著,列(3)和列(4)中 *CT* 的回归系数显著为负,这说明相较于机构投资者持股比例较高的上市公司,城投平台在机构投资者持股比例较低的上市公司中更能发挥显著影响。

表 14 区分机构投资者持股比例高低

	(1) 高机构投资者持股比例		(2) 低机构投资者持股比例	
	<i>Sell</i>	<i>Sell_Times</i>	<i>Sell</i>	<i>Sell_Times</i>
<i>CT</i>	-0.1015 (0.1739)	-0.0169 (0.0192)	-0.5456*** (0.1297)	-0.0575*** (0.0140)
<i>Controls</i>	√	√	√	√
<i>Year</i>	√	√	√	√
<i>Industry</i>	√	√	√	√
<i>N</i>	11390	11390	23153	23153
<i>Adj. R²</i>	0.0705	0.0627	0.1372	0.1261

注:括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误,*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

本文还对上市公司所处的外部市场治理机制进行了异质性分析。一般而言,纳入沪深港通的公司通常面临着更严格的跨境监管和更高的市场透明度要求,根据齐保奎和孙泽宇(2023)的研究,以沪深港通交易制度为代表的资本市场开放有利于改善上市公司的信息环境,防范内部人的

机会主义减持。本文根据上市公司是否被纳入“沪港通”和“深港通”标的范畴作为分组依据,实证结果如表 15 所示,在未被纳入沪深港通标的范畴的上市公司中,城投平台持股更能发挥显著作用。这说明城投平台的监督作用能够与资本市场监管制度产生功能性替代效应,在一定程度上弥补上市公司外部治理机制的不足。

表 15 区分不同外部市场治理机制

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被纳入沪深港通标的范畴		未被纳入沪深港通标的范畴	
	<i>Sell</i>	<i>Sell_Times</i>	<i>Sell</i>	<i>Sell_Times</i>
<i>CT</i>	-0.3203 (0.2072)	-0.0313 (0.0236)	-0.4908*** (0.1236)	-0.0543*** (0.0131)
<i>Controls</i>	√	√	√	√
<i>Year</i>	√	√	√	√
<i>Industry</i>	√	√	√	√
<i>N</i>	9942	9942	24601	24601
<i>Adj. R²</i>	0.1203	0.1103	0.1086	0.0977

注:括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误,*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

2. 针对薪酬绩效敏感性的异质性分析。本文先是根据上市公司所处行业的市场竞争程度进行了异质性分析,在市场竞争程度较强的行业中,企业面临着更为严峻的生存考验,管理者人力资本的重要地位得以凸显,企业需通过绩效薪酬吸引人才维持竞争力,从而倒逼市场化薪酬改革。本文借鉴 Nickell(1996)、孙忠娟等(2025)的文章,用行业年度内主营业务利润率的标准差的倒数来刻画行业竞争程度,以该指标的中位数作为分组依据。实证结果如表 16 所示,在列(1)和列(2)行业竞争程度较强的一组中,交乘项的系数不再显著,而在列(3)和列(4)行业竞争程度较弱的一组中,交乘项的系数依然显著。这说明较强的外部市场竞争有利于弱化城投平台潜在的行政干预效应,使得上市公司的高管回报更加贴近于市场化薪酬。

表 16 区分行业竞争程度

	(1)	(2)	(3)	(4)
	行业竞争程度较强		行业竞争程度较弱	
	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>
<i>CT</i>	-0.1418*** (0.0297)	-0.1414*** (0.0296)	-0.1551*** (0.0278)	-0.1567*** (0.0280)
<i>ROA</i>	2.5158*** (0.1860)		1.9425*** (0.1516)	
<i>CT×ROA</i>	-0.4832 (0.4096)		-0.7402** (0.3644)	
<i>ROE</i>		0.8494*** (0.0751)		0.7123*** (0.0647)
<i>CT×ROE</i>		-0.2005 (0.1368)		-0.4294*** (0.1310)
<i>Controls</i>	√	√	√	√
<i>Year</i>	√	√	√	√

续表 16

	(1)	(2)	(3)	(4)
	行业竞争程度较强		行业竞争程度较弱	
	Pay	Pay	Pay	Pay
<i>Industry</i>	√	√	√	√
<i>N</i>	17354	17354	17189	17189
<i>Adj. R²</i>	0.4030	0.3980	0.3723	0.3674

注:括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

然后,本文依据上市公司所受媒体监督力度的差异进行了异质性分析。理论上,更高的媒体关注度会增强外部舆论监督压力,促使上市公司建立更为规范的公司治理机制,实施更加公平、高效的薪酬激励政策,降低大股东对薪酬设计的直接行政干预。本文使用上市公司的网络媒体报道数量作为媒体关注度的代理变量,按照行业年度均值进行分组,实证回归结果见表17。在列(1)和列(2)媒体关注度较高的一组中,交乘项 $CT \times ROA$ 、 $CT \times ROE$ 的系数不再显著,而在列(3)和列(4)媒体关注度较低的一组中,交乘项的系数显著为负。这说明引入媒体等外部监督制衡力量,能够有效缓解城投平台持股对高管薪酬绩效敏感性的削弱效应,推动上市公司的治理实践朝着更加市场化和高效化的方向发展。

表 17 区分媒体关注度

	(1)	(2)	(3)	(4)
	媒体关注度较高		媒体关注度较低	
	Pay	Pay	Pay	Pay
<i>CT</i>	-0.1466*** (0.0408)	-0.1449*** (0.0408)	-0.1523*** (0.0251)	-0.1531*** (0.0251)
<i>ROA</i>	2.3815*** (0.2270)		1.9447*** (0.1322)	
<i>CT × ROA</i>	-0.4838 (0.5152)		-0.7352** (0.3338)	
<i>ROE</i>		0.9158*** (0.0882)		0.6654*** (0.0557)
<i>CT × ROE</i>		-0.2862 (0.1937)		-0.2967*** (0.1119)
<i>Controls</i>	√	√	√	√
<i>Year</i>	√	√	√	√
<i>Industry</i>	√	√	√	√
<i>N</i>	9439	9439	25104	25104
<i>Adj. R²</i>	0.4032	0.4011	0.3743	0.3694

注:括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

六、稳健性检验

在本节,本文从多个维度进行了稳健性检验,具体检验方法如下所示。

(一)针对高管机会主义减持的稳健性检验

1. 替换变量度量指标。本文的主要被解释变量 *Sell* 是指高管机会主义减持金额, 计算方式为高管减持的股份数量乘以交易价格, 由于这一指标可能受到价格波动的影响, 本文测算了公司中高管机会主义减持的合计股份数量以及减持股份数量占总股本的比例, 设置新的被解释变量 *lnSell* 和 *Sell_ratio*。这一稳健性检验的结果如表 18 所示, 在替换了被解释变量的度量指标之后, 本文的结论依然成立。

表 18 替换变量度量指标

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnSell</i>	<i>Sell_ratio</i>	<i>lnSell</i>	<i>Sell_ratio</i>
<i>CT</i>	-0.4113*** (0.0919)	-0.0916*** (0.0202)		
<i>CT_ratio</i>			-0.9406*** (0.2670)	-0.1096* (0.0583)
<i>Controls</i>	√	√	√	√
<i>Year</i>	√	√	√	√
<i>Industry</i>	√	√	√	√
<i>N</i>	34543	34543	34543	34543
<i>Adj. R²</i>	0.1024	0.0635	0.1019	0.0631

注: 括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误, *, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

2. 样本范围的稳健性检验。2017 年证监会的“减持新规”对高管机会主义减持起到明显的治理作用(张程等, 2020)。为了排除“减持新规”政策的影响, 本文使用 2017 年之后的样本重新进行回归, 结果如表 19 列(1)和列(2)所示, 此时城投平台持股仍然能够显著抑制高管机会主义减持。

表 19 替换样本范围和控制变量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Sell</i>	<i>Sell_Times</i>	<i>Sell</i>	<i>Sell_Times</i>	<i>Sell</i>	<i>Sell_Times</i>
<i>CT</i>	-0.5756*** (0.1409)	-0.0616*** (0.0154)	-0.7514** (0.3078)	-0.0862*** (0.0323)	-1.2253*** (0.4130)	-0.1336*** (0.0434)
<i>Controls</i>	√	√	√	√	√	√
<i>Year</i>	√	√	√	√	√	√
<i>Industry</i>	√	√	√	√	√	√
<i>Firm</i>					√	√
<i>N</i>	20530	20530	34543	34543	34543	34543
<i>Adj. R²</i>	0.0937	0.0888	0.1050	0.0953	0.0465	0.0427

注: 括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误, *, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

3. 增加控制变量。本文的主要控制变量选用上市公司层面的相关指标, 考虑到城投平台的特征也会对城投持股的效果产生一定影响, 例如相较于地市级城投平台, 掌握更多资源的省级城投能够发挥更大的治理效应等, 本文在原模型中加入了三个控制变量: 城投平台的行政级别 *Level* (省级城投取 1, 否则为 0)、城投平台的信用评级 *Credit* (信用评级为 AAA 和 AA+ 则取 1, 否则为 0)、城投

郑志刚等:城投平台持股的市场监管者角色

平台和上市公司是否属于同一省份 *Same* (是则取1, 否则为0)。增加控制变量的回归结果见表19的列(3)和列(4), 在排除城投平台特征的影响后, 城投持股仍然可以发挥治理作用。同时, 在此基础上, 本文还新增了个体固定效应 *Firm*, 实证结果如表19列(5)和列(6)所示, 在控制了个体固定效应之后, 本文的结论依然成立。

4. 样本选择的内生性排除。为排除样本选择问题可能带来的内生性, 本文对被城投平台持股的上市公司进行倾向得分匹配(PSM)。匹配变量选取上市公司营业收入增长率(*Grow*)、资产负债率(*Lev*)、资产规模(*Size*)、公司年龄(*Age*)、流通股占比(*Tradable*)、个股换手率(*Dturn*)、公司第一大股东持股比例(*Top*)、前三大股东持股比例的平方和(*H3*)、总资产收益率(*Roa*)、董事长是否兼任总经理(*Dual*)、董事会人数规模(*Board*)、独立董事比例(*Inde*)、资产周转率(*Turnover*)、是否聘用“四大”审计师(*Big4*)以及上市公司所在地区的经济发展水平(*Gdp*)、财政收支比(*Fin*)等指标, 采用一对一最近邻无放回匹配。PSM的平衡性检验结果如表20所示。匹配前实验组和对照组有较大差异, 匹配后两者的差异不再显著, 说明本文进行的PSM匹配是有效的。

表20 平衡性检验结果

匹配变量	匹配前			匹配后		
	实验组	对照组	差异(%)	实验组	对照组	差异(%)
<i>Grow</i>	0.4265	0.3239	9.9***	0.4265	0.4295	-0.3
<i>Lev</i>	0.5038	0.4265	39.1***	0.5038	0.5004	1.7
<i>Size</i>	22.6678	22.1724	38.2***	22.6678	22.6886	-1.5
<i>Age</i>	2.5178	2.0946	56.2***	2.5178	2.5156	0.3
<i>Tradable</i>	0.8556	0.7718	36.5***	0.8556	0.8594	-1.8
<i>Dturn</i>	1.6041	1.7687	-13.4***	1.6041	1.5725	2.7
<i>Top</i>	0.3441	0.3424	1.2	0.3441	0.3454	-0.9
<i>H3</i>	0.1572	0.1567	0.4	0.1572	0.1589	-1.5
<i>Roa</i>	0.0265	0.0357	-15.8***	0.0265	0.0277	-2.0
<i>Dual</i>	0.1658	0.2955	-31.2***	0.1658	0.1546	3.0
<i>Board</i>	2.1817	2.1172	32.9***	2.1817	2.1865	-2.5
<i>Inde</i>	0.3688	0.3760	-13.9***	0.3688	0.3678	2.0
<i>Turnover</i>	0.5485	0.6354	-21.0***	0.5485	0.5601	-3.0
<i>Big4</i>	0.0753	0.0594	6.4***	0.0753	0.0775	-0.8
<i>Gdp</i>	10.4718	10.5942	-15.5***	10.4718	10.4738	-0.2
<i>Fin</i>	0.6044	0.6442	-21.2***	0.6044	0.6075	-1.6

注: 被城投平台持股的上市公司为实验组, 反之为对照组, “实验组”列和“对照组”列为匹配前后实验组和对照组的样本均值。“差异”列为两组的标准化偏差(Standardized Bias), 计算公式遵循 Rosenbaum and Rubin(1985)。如果t检验拒绝组间均值无差异的原假设(即存在显著差异), 则在“差异”列标注星号, 其中, *, **, ***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

PSM之后的回归结果如表21所示。从表中可以看到, 在排除了样本选择等问题后, 本文的结论依然显著成立。

表 21 PSM 匹配后实证结果

	(1)	(2)
	<i>Sell</i>	<i>Sell_Times</i>
<i>CT</i>	-0.4026*** (0.1295)	-0.0438*** (0.0140)
<i>Controls</i>	√	√
<i>Year</i>	√	√
<i>Industry</i>	√	√
<i>N</i>	10220	10220
<i>Adj. R²</i>	0.1040	0.0952

注：括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误，*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

5. 遗漏变量的内生性排除。针对高管机会主义减持,为了缓解遗漏变量导致的内生性问题,本文选取工具变量采用两阶段回归模型进行检验。考虑到城投平台的地域属性,同一地区内城投平台的投资行为具有相近性,而地区层面的城投持股数据并不直接影响单个公司的高管机会主义行为,本文选用当年同一地区内城投平台持股其他上市公司的概率作为工具变量(*IV*),具体做法为除本公司外其他被城投平台持股的公司数量与所有上市公司数量的比值。该工具变量符合相关性和外生性条件,同时通过了弱工具变量检验(*F*值为 45,远大于 10)。工具变量的回归结果如表 22 所示,其中列(1)为采用工具变量的第一阶段回归,可以看到 *IV* 与本文的解释变量具有很强的正相关关系。列(2)和列(3)汇报了第二阶段的回归结果,解释变量 *CT* 的回归系数显著为负,本文的基本结论依然成立。

表 22 工具变量实证结果

	(1)	(2)	(3)
	第一阶段	第二阶段	
	<i>CT</i>	<i>Sell</i>	<i>Sell_Times</i>
<i>CT</i>		-4.8658*** (1.6201)	-0.4142** (0.1677)
<i>IV</i>	0.4635*** (0.0695)		
<i>Controls</i>	√	√	√
<i>Year</i>	√	√	√
<i>Industry</i>	√	√	√
<i>N</i>	34543	34543	34543
<i>Adj. R²</i>	0.1076	0.0476	0.0633

注：括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误，*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

6. 动态效应检验。本文参考 Chan et al.(2012)的做法,借鉴事件研究法的思路,考察上市公司首次被城投平台持股的前后 3 年内高管机会主义行为的动态变化,对本文的主要结论进行动态效应检验。本文以上市公司首次被城投平台持股的前一年为第 0 期,图 1 和图 2 展示了动态效应检验的回归结果,从图中看到,在上市公司首次被城投平台持股之前,各期的回归均不显著,而从上市公司首次被城投平台持股的当年(第 1 期)开始,城投平台持股对高管机会主义减持金额和减持次数的影响显著为负,这与本文的基本结论一致。

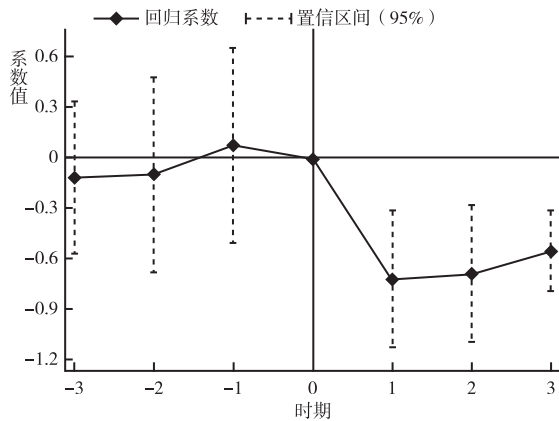


图1 减持金额的动态效应检验

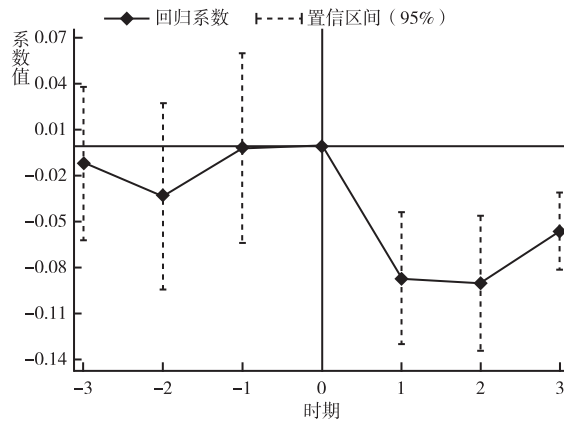


图2 减持次数的动态效应检验

7. 安慰剂检验。为排除某些不可观测的遗漏变量和随机因素的干扰,本文进行了安慰剂检验。本文对上市公司是否被城投平台持股进行重复随机分配,生成随机实验组,然后进行基准模型的回归分析,并利用蒙特卡洛模拟方法重复上述步骤500次,得到虚拟的自变量估计系数 β 值。安慰剂检验的结果如图3和图4所示。图中的深色柱状图为虚拟 β 值的核密度图,绘制的实线为真实的自变量估计系数 β 值。图3和图4中的实线要远远偏离虚拟 β 值的分布范围,属于小概率事件,这说明本文的回归结果并不是由于不可观测的随机因素所致,本文的结论通过了安慰剂检验。

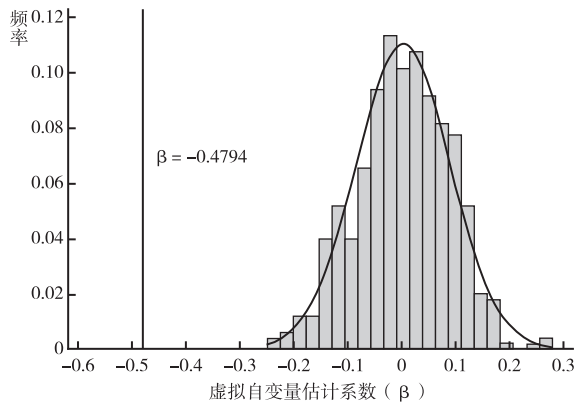


图3 减持金额的安慰剂检验

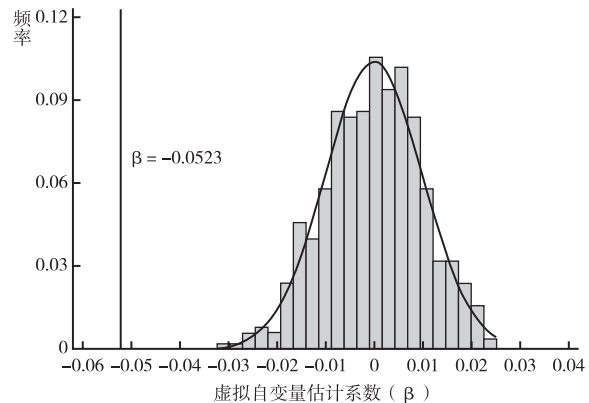


图4 减持次数的安慰剂检验

(二) 针对薪酬绩效敏感性的稳健性检验

1. 替换变量衡量指标。前文使用ROA和ROE等指标衡量公司业绩,在稳健性检验中,本文改用托宾Q值(TQ)这一市场指标衡量公司业绩。实证回归结果如表23列(1)和列(2)所示,其中列(1)使用虚拟变量CT衡量城投持股,列(2)使用连续变量CT_ratio衡量城投持股。在替换了变量度量指标之后,城投持股与公司业绩的交乘项依然显著为负,说明城投平台入股降低了上市公司高管的薪酬绩效敏感性。

表 23 替换变量衡量指标和样本范围

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>
<i>CT/CT_ratio</i>	-0.1479*** (0.0231)	-0.6333*** (0.0803)	-0.1487*** (0.0243)	-0.1495*** (0.0243)
<i>TQ</i>	0.0681*** (0.0075)	0.0657*** (0.0073)		
<i>CT×TQ/CT_ratio×TQ</i>	-0.0370** (0.0177)	-0.1034* (0.0584)		
<i>ROA</i>			1.8995*** (0.1303)	
<i>CT×ROA</i>			-0.7610** (0.3138)	
<i>ROE</i>				0.6729*** (0.0537)
<i>CT×ROE</i>				-0.3328*** (0.1097)
<i>Controls</i>	√	√	√	√
<i>Year</i>	√	√	√	√
<i>Industry</i>	√	√	√	√
<i>N</i>	34543	34543	26546	26546
<i>Adj. R²</i>	0.3781	0.3794	0.3231	0.3183

注：括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误，*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

2. 排除“限薪令”政策的影响。针对薪酬绩效敏感性，2014年中央审议通过《中央管理企业负责人薪酬制度改革方案》，“限薪令”的推出会系统性降低高管薪酬水平。本文使用2014年之后的样本重新进行回归，结果如表23列(3)和列(4)所示，交乘项的系数显著为负，表明在排除了“限薪令”政策的影响后，城投平台持股依然对上市公司的薪酬业绩敏感性起到负向作用。

3. 增加控制变量。参照上文的做法，本文在原模型的基础上加入了有关于城投平台特征的三个控制变量：城投平台的行政级别 *Level*、城投平台的信用评级 *Credit*、城投平台和上市公司是否属于同一省份 *Same*。实证结果如表24列(1)和列(2)所示，此时城投平台持股依然弱化了公司高管薪酬与绩效之间的正向关联程度。

4. 内生性检验。为了排除相关样本选择的内生性问题，本文使用PSM之后的样本重新进行回归，PSM的相关匹配变量和平衡性检验结果如上文所示，此处不再赘述。PSM之后的回归结果见表24列(3)和列(4)，城投平台持股与上市公司业绩的交乘项系数显著为负，再次验证了本文的假说。

表 24 增加控制变量和内生性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>
<i>CT</i>	0.0951 (0.0627)	0.0882 (0.0631)	-0.1396*** (0.0251)	-0.1383*** (0.0251)

续表 24

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>	<i>Pay</i>
<i>ROA</i>	2.1619*** (0.1251)		2.4584*** (0.2509)	
<i>CT×ROA</i>	-0.4999* (0.2980)		-0.8946** (0.3485)	
<i>ROE</i>		0.7711*** (0.0517)		0.7674*** (0.0938)
<i>CT×ROE</i>		-0.2727*** (0.1012)		-0.2985** (0.1248)
<i>Controls</i>	√	√	√	√
<i>Year</i>	√	√	√	√
<i>Industry</i>	√	√	√	√
<i>N</i>	34543	34543	10220	10220
<i>Adj. R²</i>	0.3916	0.3869	0.3825	0.3786

注:括号内为经过上市公司层面聚类调整的稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

七、研究结论

在市场化转型的现实背景下,城投平台正逐步演变为一种新型的“监管型股东”。本文从监督与激励的双重视角出发,选取2008~2023年间沪深A股的非金融类上市公司作为研究样本,系统考察了城投平台持股给公司高管带来的影响,总体上当前城投平台对于公司高管的治理效应呈现监督有余而激励不足的特点。在监督层面,城投平台持股能够显著降低上市公司中高管的机会主义减持行为,其作用机制是信息披露、资金支持和高管委派效应;在激励层面,城投平台降低了上市公司高管的薪酬绩效敏感性,“集权式”的大股东权力配置特征是其弱化薪酬绩效敏感性的重要原因。拓展性研究表明,高管可能通过高频次小额减持规避监管,城投持股也在一定程度上缩小了企业薪酬差距。异质性分析显示,在非国有、机构投资者持股比例较低和未被纳入沪深港通标的范畴的公司中,城投平台可以对高管投机减持发挥更明显的作用。鼓励行业市场竞争、加强外部媒体监督,能够缓解城投持股对于薪酬激励的不利影响。

本文的研究结论启示我们,城投平台有望成为新兴的监督治理力量,扮演市场监管者的角色,但尚需妥善处理行政干预和市场激励之间的关系,构建高效的公司治理体系。基于上述结论,本文提出下列政策建议。

首先,城投平台需要厘清权责边界,在监督层面继续提升公司治理规范性与信息透明度,强化对高管行为的合规约束,在激励层面则需破除传统国企的固有弊端,构建“制衡”的治理体系,实现监督效能与市场激励的协同。城投平台可以设定分类考核标准,例如对公益类企业的高管侧重政策指标考核,对竞争类企业的高管则突出市场化业绩导向,逐步探索薪酬改革的市场化路径。

其次,相关部门需要精准配置监管资源,打造“城投股东+外部市场”的协同治理生态。优先引导城投平台投资治理基础较为薄弱的企业,例如非国有企业等,同时借助专业机构投资者等市场化投资力量弥补城投平台的短板,优化上市公司的内部治理。激活外部监督机制,试点建立行业自律公约和媒体问询整改公示制度,鼓励城投投资企业定期披露薪酬激励等相关情况。

最后,资本市场需持续深化监管改革。提升智能技术监管能力,运用大数据手段精准识别高

管的高频小额减持行为。优化互联互通机制,拓展沪深港通标的覆盖范围,完善跨境监管协作框架。积极引入城投平台等“监管型股东”参与公司治理,借助多方合力营造高效的市场监管模式,形成“国资监督+市场约束+司法保障”的多重监管体系,切实保障投资者的合法权益。

参考文献

- 蔡贵龙、柳建华、马新啸(2018):《非国有股东治理与国企高管薪酬激励》,《管理世界》,第5期。
- 陈运森、袁薇、李哲(2021):《监管型小股东行权的有效性研究:基于投服中心的经验证据》,《管理世界》,第6期。
- 陈作华、陈娇娇、许晔(2024):《机构投资者退出威胁能有效抑制高管机会主义减持吗?》,《证券市场导报》,第2期。
- 陈作华、方红星(2019):《内部控制能扎紧董监高的机会主义减持藩篱吗?》,《会计研究》,第7期。
- 郭晔、黄梦琪、许达(2024):《融资平台整合与城投债风险溢价——基于融资平台整合模式的分析》,《经济研究》,第12期。
- 何德旭、曾敏、张硕楠(2022):《国有资本参股如何影响民营企业?——基于债务融资视角的研究》,《管理世界》,第11期。
- 何慧华、方军雄(2021):《监管型小股东的治理效应:基于财务重述的证据》,《管理世界》,第12期。
- 黄阳、陈培培、游夏蕾、窦军生(2024):《民营企业“反向混改”的治理效应发挥几何?——基于监管问询的证据》,《管理工程学报》,第1期。
- 贾君怡、詹加佳、陈经纬(2023):《分类推进地方融资平台市场化转型:标准界定与模式选择》,《经济管理》,第12期。
- 金献坤、徐莉萍、辛宇、滕飞(2025):《数字化转型与高管薪酬业绩敏感性》,《世界经济》,第4期。
- 孔东民、徐茗丽、孔高文(2017):《企业内部薪酬差距与创新》,《经济研究》,第10期。
- 黎文靖、岑永嗣、胡玉明(2014):《外部薪酬差距激励了高管吗——基于中国上市公司经理人市场与产权性质的经验研究》,《南开管理评论》,第4期。
- 李胜楠、朱叱云、王佳琦、姚守宇、娄艺琳(2024):《国企混改中的治理机制非对称性与风险承担》,《南开管理评论》,第9期。
- 李增泉(2000):《激励机制与企业绩效——一项基于上市公司的实证研究》,《会计研究》,第1期。
- 廖冠民、沈红波(2014):《国有企业的政策性负担:动因、后果及治理》,《中国工业经济》,第6期。
- 刘慧龙、张敏、王亚平、吴联生(2010):《政治关联、薪酬激励与员工配置效率》,《经济研究》,第9期。
- 刘津宇、马千雯、李奕旻(2025):《融资平台转型:平台实控人持股上市公司的证据》,《金融研究》,第2期。
- 罗宏、黄婉(2020):《多个大股东并存对高管机会主义减持的影响研究》,《管理世界》,第8期。
- 罗宏、秦际栋(2019):《国有股权参股对家族企业创新投入的影响》,《中国工业经济》,第7期。
- 马云飙、武艳萍、石贝贝(2021):《做空机制能够约束内部人减持吗?——基于融资融券制度的经验证据》,《金融研究》,第2期。
- 毛捷、徐军伟(2021):《地方融资平台公司的市场化转型研究——制度溯源、个性刻画与实现路径》,《财贸经济》,第3期。
- 齐保全、孙泽宇(2023):《资本市场开放与内部人机会主义减持——基于沪深港通交易制度的准自然实验》,《会计研究》,第5期。
- 钱爱民、肖亦忱、吴春天(2024):《国有股东委派董事能否改善民营企业信息不对称?》,《金融研究》,第8期。
- 司海平、侯宇飞、苗妙(2024):《城投入股上市公司与地方政府隐性债务风险》,《经济理论与经济管理》,第6期。
- 孙淑伟、梁上坤、付宇翔、朱红军(2019):《择机还是共谋——内部人减持前的分析师行为》,《管理科学学报》,第12期。
- 孙忠娟、刘凯月、冯佳林、卢燃(2025):《如何实现数字竞争优势:“专精特新”企业数字投资与专业投资的协同逻辑》,《中国工业经济》,第4期。
- 佟岩、赵泽与、李鑫(2024):《地方融资平台市场化转型与主动债务置换——基于持股上市公司的视角》,《中国工业经济》,第5期。
- 王永钦、陈映辉、杜巨澜(2016):《软预算约束与中国地方政府债务违约风险:来自金融市场的证据》,《经济研究》,第11期。
- 肖正、翟胜宝、张静(2022):《引入国有资本能够化解民营企业僵尸化风险吗?——来自中国上市公司的经验证据》,《经济管理》,第2期。
- 谢德仁、崔宸瑜、廖珂(2016):《上市公司“高送转”与内部人股票减持:“谋定后动”还是“顺水推舟”?》,《金融研究》,第11期。
- 辛清泉、谭伟强(2009):《市场化改革、企业业绩与国有企业经理薪酬》,《经济研究》,第11期。
- 徐军伟、毛捷、管星华(2020):《地方政府隐性债务再认识——基于融资平台公司的精准界定和金融势能的视角》,《管理世界》,第9期。
- 许荣、戴静雯、傅文霁(2023):《董事高管责任保险、信息披露与高管减持》,《保险研究》,第5期。
- 杨海燕、张浩玮(2024):《国有股权参股与家族企业财务风险》,《会计研究》,第7期。
- 杨瑞龙、王元、聂辉华(2013):《“准官员”的晋升机制:来自中国央企的证据》,《管理世界》,第3期。

郑志刚等:城投平台持股的市场监管者角色

- 易志高、潘子成、茅宁、李心丹(2017):《策略性媒体披露与财富转移——来自公司高管减持期间的证据》,《经济研究》,第4期。
- 袁蓉丽、李育昆、党素婷(2022):《ERP系统与高管薪酬业绩敏感性》,《会计研究》,第5期。
- 曾庆生、周波、张程、陈信元(2018):《年报语调与内部人交易:“表里如一”还是“口是心非”?》,《管理世界》,第9期。
- 张程、曾庆生、贺惠宇(2020):《事前披露能够降低董监高减持的获利能力吗?——基于中国“减持新规”的实证检验》,《金融研究》,第3期。
- 张浩、陈瀚斌、雍红艳(2023):《控股股东股权质押与控制权转移风险》,《投资研究》,第2期。
- 章卫东、张洪辉、邹斌(2012):《政府干预、大股东资产注入:支持抑或掏空》,《会计研究》,第8期。
- Bebchuk, L. and J. Fried (2003): “Executive Compensation as an Agency Problem”, *Journal of Economic Perspectives*, 17, 71-92.
- Bebchuk, L., J. Fried and D. Walker (2002): “Managerial Power and Rent Extraction in the Design of Executive Compensation”, *University of Chicago Law Review*, 69, 751-846.
- Chan, L., K. Chen, T. Chen and Y. Yu (2012): “The Effects of Firm-Initiated Clawback Provisions on Earnings Quality and Auditor Behavior”, *Journal of Accounting and Economics*, 54, 180-196.
- Dang, C., S. Foerster, Z. Li and Z. Tang (2021): “Analyst Talent, Information, and Insider Trading”, *Journal of Corporate Finance*, 67, 1-21.
- Diamond, D. (1984): “Financial Intermediation and Delegated Monitoring”, *Review of Economic Studies*, 51, 393-414.
- Dyck, A., N. Volchkova and L. Zingales (2008): “The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia”, *Journal of Finance*, 63, 1093-1135.
- Grossman, S. and O. Hart (1986): “The Costs and Benefits of Ownership: A Theory of Vertical and Lateral Integration”, *Journal of Political Economy*, 94, 691-719.
- Hart, O. (1995): “Corporate Governance: Some Theory and Implications”, *Economic Journal*, 105, 678-689.
- Hart, O. and J. Moore (1990): “Property Rights and the Nature of the Firm”, *Journal of Political Economy*, 98, 1119-1158.
- Huddart, S. and B. Ke (2007): “Information Asymmetry and Cross-sectional Variation in Insider Trading”, *Contemporary Accounting Research*, 24, 195-232.
- Jensen, M. and K. Murphy (1990): “Performance Pay and Top-Management Incentives”, *Journal of Political Economy*, 98, 225-264.
- Jensen, M. and W. Meckling (1976): “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure”, *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360.
- Kim, O. and R. Verrecchia (2001): “The Relation among Disclosure, Returns, and Trading Volume Information”, *Accounting Review*, 76, 633-654.
- Li, S. and H. Zhang (2021): “Does External Monitoring from the Government Improve the Performance of State-Owned Enterprises?”, *Economic Journal*, 132, 675-708.
- Lin, J., F. Cai and Z. Li (1998): “Competition, Policy Burdens, and State-Owned Enterprise Reform”, *American Economic Review*, 88, 422-427.
- Nickell, S. (1996): “Competition and Corporate Performance”, *Journal of Political Economy*, 104, 724-746.
- Rosenbaum, P. and D. Rubin (1985): “Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score”, *American Statistician*, 39, 33-38.

(责任编辑:周莉萍)(编校:范可鑫)

Transmission and Governance of Inflation: Chinese Facts and Perspectives

HOU Chengqi^[a] BIAN Zhicun^[b]

a. School of Economics, Beijing Institute of Technology, Beijing 100081, China

b. School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China

Abstract: Due to the implementation of the socialist market economy with Chinese characteristics, as well as major transformations such as economic institutional reforms and shifts in development stages, China's inflation exhibits notable differences from that of Western developed countries. This paper systematically reviews the transmission mechanisms of inflation in China since the reform and opening-up and summarizes academic research on inflation governance through the following four aspects: (1) the causes and control measures of several inflationary episodes during the initial reform period (1978-1996); (2) the transmission features of inflation in China, including price stickiness, inflation persistence, vertical transmission, and horizontal transmission; (3) an analysis of the causes and governance of inflation from the perspectives of aggregate demand and aggregate supply, monetary policy, and fiscal policy, along with an exploration of how to enhance the effectiveness of inflation control by improving the monetary policy framework; (4) the measurement, formation mechanisms, influencing factors, and management of inflation expectations in China. Furthermore, contemporary changes—such as the advent of the digital economy and the headwinds against economic globalization—as well as China's entry into a new phase of development, have significantly impacted the transmission and governance of inflation, presenting numerous new topics that warrant in-depth research.

Keywords: Inflation Transmission; Inflation Management; Monetary Policy; Expectation Management

JEL Codes: E31; E52; E58

Market Supervision Role of Shareholding by Urban Investment Platforms: A Dual Perspective of Monitoring and Incentives

ZHENG Zhigang^[a] XU Huiyuan^[a] HUANG Jicheng^[a] HU Qing^[a]

a. School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China

Abstract: In addition to being a major investment force in the capital market, urban investment platforms (UIPs) in transition have begun to play a significant role in market supervision. Using data from A-share listed companies from 2008 to 2023, this paper empirically examines the supervisory and governance effects of UIPs as “regulatory shareholders” on the senior executives of listed companies. The results show that shareholding by UIPs helps reduce opportunistic share reduction by senior executives, but it also has the drawback of lowering the sensitivity of executive compensation to performance. Mechanism analysis indicates that UIPs exert market supervision effects by improving information disclosure quality, providing bank credit support, and appointing executives with a state-owned capital background. The “centralized” power allocation characteristic of major shareholders is identified as the reason for the weakened pay-

CONTENTS

performance sensitivity. Further analysis reveals that UIPs are less effective in curbing high-frequency dispersed share reduction by executives and have, to some extent, narrowed intra-firm pay gaps. Heterogeneity analysis shows that the inhibitory effect of UIP shareholding on opportunistic share reduction is more pronounced in non-state-owned enterprises, firms with lower institutional ownership, and those excluded from the Shanghai-Hong Kong and Shenzhen-Hong Kong Stock Connect programs. Encouraging industry competition and strengthening external media supervision can mitigate the adverse impact of UIP shareholding on compensation incentives. From the dual perspectives of monitoring and incentives, this study reveals the market supervisory role of UIPs, which possess both policy attributes and market functions, providing empirical evidence for the market-oriented transformation of UIPs and the improvement of the capital market regulatory system.

Keywords: Shareholding by City Investment Platforms; Executive Opportunistic Share Reduction; Compensation Performance Sensitivity; Regulatory Shareholder

JEL Codes: D21; G34; L51

Common State Ownership by Banks and Firms and Corporate Risk-Taking

LIU Erzhuo^[a] LIANG Bolin^[b] HE Qing^[b, c]

a. School of Public Finance and Taxation, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China

b. School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China

c. National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China, Beijing 100872, China

Abstract: Based on major loan and ownership data from publicly listed companies, this paper empirically examines the relationship between common state ownership by banks and firms and corporate risk-taking, while further investigating the moderating role of bank monitoring. Our findings reveal that common state ownership significantly suppresses corporate risk-taking. Bank monitoring—measured through loan intensity—and the constraining effects embodied in collateral requirements and short-term loan contracts significantly weaken this inhibitory relationship. Robustness checks using alternative risk-taking measures consistently confirm a significant negative correlation. Addressing endogeneity concerns through an instrumental variable approach (using railway distance between lending banks and company headquarters), we validate this causal link. Channel analyses indicate that the risk-taking suppression effect is more pronounced in firms without bank-affiliated directors, those with lower external financing dependence, and companies exhibiting poorer information transparency. Heterogeneity tests further demonstrate that centrally-controlled common state ownership exerts stronger inhibitory effects on risk-taking than locally-controlled ownership. This study enriches research on vertical common ownership between banks and firms, corporate risk-taking, and innovation behaviors, providing theoretical support for optimizing equity structures and credit relationships between banks and enterprises.

Keywords: Common State Ownership; Corporate Risk-Taking; Bank Supervision

JEL Codes: G21; G30; G32