

政府引导基金与公司现金股利: 融资造血抑或创投驱动*

杨兴全¹ 刘颖¹ 李枫^{1,2}

(1.石河子大学经济与管理学院,新疆 石河子 832000;
2.常州工程职业技术学院经济管理学院,江苏 常州 213164)



内容提要:政府引导基金作为新时代深化供给侧结构性改革的重要财政工具,意在发挥国家资金杠杆作用,驱动企业投资创新,在释放社会资本活力、激发投资意愿的同时,亦会引发企业财务活动及利润分配的连锁反应。本文以2015—2021年沪深两市A股上市公司为样本,检验政府引导基金对公司现金股利分配意愿和分配水平的影响。研究发现,政府引导基金未因其具有“融资造血”功能而提高公司现金股利分配意愿与水平,而“创投驱动”功能则显著降低现金股利分配意愿和分配水平;且“创投驱动”效应具有异质性,即在国有企业、企业主导型创新创业发达地区及市场化程度较高的地区更为明显;进一步明晰作用机制发现,受政府引导基金支持的企业,其资本投资支出和创新投入增加,进而导致股利分配减少,符合“创投驱动”的理论预期。以上研究结论使政府引导基金作用于微观企业创投活动及其财务变化的机制渠道更加清晰,并揭示了政府引导基金影响微观企业的逻辑关系,对推动政府引导基金促进实体经济转型升级具有现实意义。

关键词:政府引导基金 现金股利 融资约束 投资驱动 科技创新

中图分类号:F275 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)12—0120—18

一、引言

党的十九大报告首次提出我国经济发展“已由高速增长转向高质量发展”阶段,2020年中央政治局会议进一步对经济发展做出新的重大判断,表明我国目前已进入高质量发展阶段。在“转向”到“已进入”的重要转折时期,着力推进经济质量与效益提升、促进产业迈向中高端,需要有相应地投资保障,而创新创业投资面临市场配置不完善及收益有限性所致的私人投资基金不足等问题(Michael,2008)^[1],对此,政府需要及时发挥“领路人”作用加以破解,建立政府引导基金便是其中一个重要途径。在近年推进股权投资、提高直接融资比重的背景下,各地政府引导基金迎来快速发展,以期撬动社会资本服务实体经济发展。

收稿日期:2023-03-02

* **基金项目:**国家自然科学基金面上项目“公平竞争审查制度与国有企业聚焦主责主业研究”(72372108);国家自然科学基金项目“‘中国之治’的政府行为与企业创新:基于‘国家队’持股的研究”(72062027);江苏省高校哲学社会科学研究一般项目“基于同群效应视角的江苏省企业科技创新影响因素研究”(2022SJYB1378)。

作者简介:杨兴全,男,教授,博士生导师,管理学博士,研究领域为公司财务与公司治理,电子邮箱:xqy928@163.com;刘颖,女,博士研究生,研究方向是公司财务与公司治理,电子邮箱:2392565867@qq.com;李枫,女,副教授,博士研究生,研究方向是公司治理与财务管理,电子邮箱:lgy3180095@yeah.net。通讯作者:刘颖。

政府引导基金由财政资金和社会资本共同组建,以市场化的运作方式,化解资源配置失衡难题,扶持重点产业领域和薄弱环节,支持实体经济高质量发展(陈少强等,2017)^[2]。而企业作为经济发展的微观基础,其财务决策会受到政府引导基金的何种影响,仍需深入探讨。股利分配是现代企业财务管理的主要财务政策之一,分配结果直接反作用于公司融资能力和经营业绩,对投资者而言至关重要。2020年,国务院印发《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》,要求科学引导上市公司现金分红,进一步明确现金股利的重要性。理论层面,学术界基于信号理论、代理理论、生命周期理论等对股利政策展开大量研究,然而,随着社会发展和环境变化,“股利之谜”并未完全破解。高质量发展背景下,政府引导基金的设立对现金股利政策的影响并非一目了然,但是,可根据现有政府引导基金文献获取研究思路。

已有研究发现,政府引导基金由政府出资设立,通过财政资金杠杆功能撬动社会资本,融资具有可持续性,有利于缓解企业融资困境(宫义飞等,2021)^[3];并且政府引导基金投资渠道多元,有助于优化企业资金结构,提高市场资源配置效率(Lerner,2002^[4];Brander等,2015^[5];Guerini和Quas,2016^[6])。此外,政府引导基金设立的本意是解决市场失灵、推动产业转型升级和发展,对企业创新活动具有重要作用(王兰芳和胡悦,2017^[7];程聪慧和王斯亮,2018^[8];郭玥,2018^[9];邓晓兰和孙长鹏,2019^[10];陈旭东等,2020^[11];黄嵩等,2020^[12]),并吸引社会资本进行市场逐利,历经改进政府与市场关系、优化资源配置及防范系统风险的螺旋式上升发展过程(陈少强等,2017)^[2],显著提升企业全要素生产率(蒋亚含等,2023)^[13]。政府引导基金因其资源特性和设立导向对企业的融资与投资活动产生影响,而企业投融资决策所导致的现金流需求变化会直接影响股利分配。一方面,政府引导基金直接为企业注入资金,且其背后隐性政治联结有助于缓解企业面临的融资约束和信息不对称,提高企业资源获取能力(于蔚等,2012)^[14],进而促使企业减少出于预防动机留存的高额现金,并提高现金股利分配意愿;另一方面,政府引导基金意在推动企业创新和产业升级,企业获利空间和投资机会均有正向提升,随着发展阶段深入,企业更加注重自身长期价值获取,增加研发投入以追求独特竞争优势,此时则倾向于减少股利分配。考虑到政府引导基金对企业现金股利分配政策的双重影响,本文选取2015—2021年沪深两市A股上市企业,对其具体作用、异质性表现和影响机制展开分析。研究结果显示,政府引导基金显著降低被支持企业的现金股利分配意愿和分配水平,且在国有企业、企业主导型创新发达地区和市场化程度较高的地区更为明显,投资支出和创新投入在两者关系间发挥中介作用。上述研究结论说明,政府引导基金主要通过“创投驱动”功能作用于企业投融资和利润分配活动。

本文具有如下研究贡献:第一,手工收集整理政府引导基金有关数据,检验其对企业创新投资活动和利润分配政策的具体影响,从微观经济主体维度丰富了政府引导基金政策实施效应及作用机制的研究,进一步证实政府引导基金促进企业创新投资活动的政策有效性,为政府引导基金服务实体经济高质量发展提供了新的经验证据,同时也进一步拓展了现金股利政策影响因素的研究。第二,本文从产权性质、地区分布和市场化进程等角度细化考察了政府引导基金影响现金股利分配活动的差异化表现,为实践中各级政府引导基金持续发展提供借鉴。第三,本文对政府引导基金影响企业现金股利分配的机制分析,不仅考虑政府引导基金介入拉动资金供给带来的融资便利优势,同时关注企业创新投资活动的空间与机会增长,通过竞争性假说和系列检验观察两种作用机制间的力量博弈,证实政府引导基金所发挥的创投驱动功能,使政府引导基金作用于微观企业创投活动及其财务变化的机制渠道更加清晰。另外,本文将企业内外部环境变化与代理理论、信号传递理论和生命周期理论相嵌合,辩证地分析政府引导基金对现金股利政策的双重影响,是对现代企业治理体系下股利政策动态发展研究的有益补充。

二、理论分析与研究假设

公司现金股利政策受到信息不对称与代理问题的双重影响,而信息不对称和代理问题又与宏观制度背景息息相关(杨兴全等,2014)^[15]。“十四五”规划纲要指出,要“深化投融资体制改革,发挥政府投资撬动作用,激发民间投资活力”,“推进政府和社会资本合作”。政府引导基金随之应运而生,其由政府出资设立,纳入民间资本,以市场化规则运作,作为深化供给侧结构性改革的重要抓手,对于改善资源分配、优化政府与市场关系具有重大意义,其通过中宏观层面作用于市场,进而对微观企业投融资活动以及利润分配活动产生重要影响,现金股利分配随之发生变化。

1. 政府引导基金支持与企业现金股利分配:融资造血

政府引导基金支持可为企业“融资造血”,减少企业出于预防性动机而持有的高额现金,进而增加现金股利发放。首先,政府引导基金以财政资金直接带动社会资本,为企业注入资金,能够直接增加企业可获取的资金规模,缓解资金紧张,从而降低企业留存现金以应对突发事件的需求,增加现金股利发放。其次,政府引导基金可以间接拉动企业股权融资。信息不对称是影响创业企业融资的最主要障碍之一(Lerner,2002)^[4],政府引导基金的投资选择发挥了“认证”作用,进而缓解企业融资难题(冯冰等,2019)^[16]。企业获得政府引导基金支持,说明其通过了多方面的严格筛查,这一隐含信息向外界传递了良好信号,等同于为企业信用背书,有助于提升声誉影响(Lerner,2010^[17];官义飞等,2021^[3]),进而吸引潜在投资者关注。或者说,基于政府强有力的信息获取优势,可以消解投资者出于信息不对称所产生的担忧,进一步增强投资信心(Brander等,2015)^[5]。已有研究发现企业信息透明度越高,越倾向于现金股利发放(Li和Zhao,2008^[18];Lee和Mauck,2016^[19])。信号传递理论认为,现金股利发放水平的变动反映企业未来经营和业绩情况(Lintner,1956)^[20],增加股利发放可向市场传递预期经营向好和长期盈利的积极信号(Bhattacharya,1979^[21];Miller和Rock,1985^[22])。因此,获得政府引导基金支持的企业为增强利益相关者投资信心,会通过增加股利发放建立良好的形象。最后,政府引导基金支持有助于企业获取信贷资源。当前我国金融体系仍以大型国有银行为主导(宋全云等,2019)^[23],企业信贷融资受到背后政府支持的影响,政府引导基金具有政策属性,受支持企业得到一定程度的无形担保,有助于增强银行信任(Guiso等,2004)^[24],从而降低信贷资金成本更易获得银行信贷融资(官义飞等,2021)^[3];并且银行间接参与引导基金运作,其与机构投资者间紧密的业务关系也为企业搭建了广阔的社会纽带,使得企业获取银行贷款更为便利(吴超鹏等,2012)^[25]。融资成本降低和融资渠道增加均有助于缓解企业融资约束,充裕企业资金力量,降低出于预防性动机而持有高额现金的必要性,转而提高股利分配意愿与水平。

2. 政府引导基金支持与企业现金股利分配:创投驱动

政府引导基金支持可以激发企业创投动力,优化资金流向,强化资金需求,从而减少企业现金股利发放可能。首先,政府引导基金可以提高被支持企业投资与创新容错空间。政府引导基金作为政策性工具,肩负政治使命,对投资失利包容度较高,为提高投资规模与创新效率通常会采取政策补贴或经济补偿等激励措施(熊维勤,2013)^[26],以较高的激励强度弥补投资机构所面临的失败风险(冯冰等,2019)^[16],优化企业投资与创新环境,提升投资空间与资金需求。根据优序融资理论,企业优先进行内源融资,进而现金股利支付倾向降低(杨兴全和王丽丽,2020)^[27]。其次,政府引导基金可以增加企业投资与创新机会。政府引导基金立足于“双创”制度背景,服务于供给侧结构性改革,给予新兴产业资金支持,鼓励企业创新和产业升级,使得受支持企业具有良好的发展预期。政府引导基金促成的良好发展前景能够激发企业创新和投资活力,创投支出的增加会“挤出”现金股利,而且政府引导基金支持为企业发展带来新的机遇,帮助企业迈向新的发展阶段。生命周期理论认为,成长中的企业更重视投资机会和研发投入,股利分配意愿较低(Chay和Suh,

2009)^[28],此时企业更加注重长期价值增长,加大创投力度以获取长期竞争优势(邓晓兰和孙长鹏,2019)^[10],进而减少股利发放的可能。最后,政府引导基金可以提高企业投资与创新效率效果。政府引导基金交由专业投资机构管理运行,其先进的管理经验与投资优势可以被有效应用(黄嵩等,2020)^[12],并且与被投资企业形成的“关系联结”,有助于投资与经营经验的高效共享(蔡宁等,2017)^[29],进而提高企业创新和投资效率。同时,基金管理机构为保证投资有效性,会积极参与公司内部治理,抑制机会主义行为。基于代理理论,公司治理有效性对股利政策的影响也具有双重性,进而衍生出“结果”和“替代”竞争性假说(La Porta等,2000)^[30]，“结果”假说强调现金股利发放是公司治理或投资者法律保护提升的结果,即良好的公司治理增加企业现金股利发放;而“替代”假说则认为发放现金股利是公司治理或投资者保护的替代(Jiraporn和Ning,2006)^[31],公司治理越弱,发放股利越多,现金股利发挥治理机制的作用。政府引导基金意在“引导”投资与创新活动,优化企业面临的投资与创新环境,被投企业投资效率和创新产出绩效均有所提升,更加激励企业加大创投投入,在此情境下,基金管理机构介入所引致的治理水平提高更符合“替代”假说,有效的公司治理强化投资者保护,股东通过现金股利这一治理机制保障自身权益的需求减少,进而降低现金股利分配意愿和水平。综上,企业为更好地利用政府引导基金带来的投资与创新容错空间、机遇机会和效率效果,会留存高额现金以应对创投需求,由此降低现金股利分配。

基于以上分析,本文提出如下假设:

H_{1a}:政府引导基金能够发挥“融资造血”功能,提高公司现金股利分配意愿与水平。

H_{1b}:政府引导基金能够驱动企业创新和投资,降低公司现金股利分配意愿与水平。

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源

本文研究对象为沪深两市A股上市公司年度一个体数据,因2015年政府引导基金开始大规模涌现(邓晓兰和孙长鹏,2019)^[10],时间窗口选定在2015—2021年。其中所用数据主要来源于清科私募通数据库和国泰安(CSMAR)数据库。具体而言,通过清科私募通数据库中政府引导基金板块获取各年数据,一是对其投资方、被投资企业、上市交易所、行业、地区、投资类型、投资时间和投资金额等数据进行整理;二是剔除被投资企业、地区、投资时间、投资金额等关键数据不披露的样本,将其余信息披露完整的被投资企业认定为获得政府引导基金支持,并按照被投企业和年度与其他财务和治理数据匹配。对研究样本进行如下处理:(1)剔除金融及保险行业公司,此类样本和其他企业存在较大差异;(2)剔除ST及*ST公司,此类样本可能存在异常值;(3)删除主要变量缺失的观测值。同时,为避免极端值影响,在1%和99%分位点对连续变量进行Winsorize处理。

2. 模型设定与变量定义

本文借鉴杨兴全和王丽丽(2020)^[27]、宫义飞等(2021)^[3]研究,构建如下模型对政府引导基金与公司现金股利的关系进行检验:

$$Div_dum/Div_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SF_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + Ind + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,*i*和*t*分别表示公司个体和年份, ε 为模型残差,各变量的具体构建方式如下:

(1)被解释变量:现金股利(*Div_dum/Div*)。参考现有研究(吴超鹏和张媛,2017)^[32];杨兴全和王丽丽,2020^[27],分别使用股利分配意愿(*Div_dum*,企业当年是否分配现金股利)和股利分配水平(*Div*,每股股利)进行衡量。

(2)解释变量:政府引导基金(*SF*)。参考宫义飞等(2021)^[3]的研究,以企业是否得到政府引导基金支持作为判断标准,当存在政府引导基金支持时赋值为1,否则为0。

(3)控制变量:参考已有文献(贾凡胜等,2016)^[33];杨兴全和王丽丽,2020^[27],控制如下公司基

本特征、公司治理和股权结构等变量:资产负债率(*Lev*)、企业规模(*Lsize*)、盈利能力(*Roe*)、成长性(*Growth*)、经营现金流(*OCF*)、企业年限(*Age*)、董事会规模(*Bsize*)、董事独立性(*Ddrate*)、两职合一(*Dual*),同时控制企业所在行业(*Ind*)、年度(*Year*)等外部经济因素影响。

变量具体定义如表 1 所示。

表 1 变量定义及计算方式

变量类型	变量名称	变量符号	定义
被解释变量	股利分配意愿	<i>Div_dum</i>	虚拟变量,分配现金股利,赋值为 1,否则为 0
	股利分配水平	<i>Div</i>	每股股利
解释变量	政府引导基金	<i>SF</i>	虚拟变量,存在政府引导基金支持时赋值为 1,否则为 0
控制变量	资产负债率	<i>Lev</i>	负债总额/资产总额
	公司规模	<i>Lsize</i>	期末总资产的自然对数
	盈利能力	<i>Roe</i>	净利润/净资产
	成长性	<i>Growth</i>	(本期营业收入-上期营业收入)/本期营业收入
	经营现金流	<i>OCF</i>	经营活动产生的现金净流量/总资产
	企业年龄	<i>Age</i>	当前年度-企业上市年度
	董事会规模	<i>Bsize</i>	董事会人数的自然对数
	独立董事比例	<i>Ddrate</i>	独立董事人数/董事会总人数
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长和总经理为同一人,取值为 1,否则为 0

四、实证检验与结果分析

1. 描述性统计

表 2 列示了本文主要变量的描述性统计结果。由结果可知,股利分配意愿(*Div_dum*)均值为 0.720,超过三分之二的多数企业倾向分配现金股利,说明现金股利支付具有广泛性。股利分配水平(*Div*)均值为 0.129,即样本企业平均每股现金股利 0.129 元,标准差为 0.191,说明企业分配现金股利水平普遍较低。政府引导基金(*SF*)均值 0.029,即具有政府引导基金支持的样本企业大概为 2.9%,为本文研究进行提供了现实条件。其余控制变量与现有文献较为一致。

表 2 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中值	最大值
<i>Div_dum</i>	19601	0.720	0.449	0.000	1.000	1.000
<i>Div</i>	19601	0.129	0.191	0.000	0.059	1.000
<i>SF</i>	19601	0.029	0.169	0.000	0.000	1.000
<i>Lev</i>	19601	0.428	0.200	0.054	0.419	0.956
<i>Roe</i>	19601	0.051	0.155	-0.900	0.067	0.411
<i>Lsize</i>	19601	22.362	1.297	19.620	22.198	26.191
<i>OCF</i>	19601	0.050	0.067	-0.173	0.049	0.241
<i>Growth</i>	19601	0.177	0.449	-0.608	0.106	3.146
<i>Age</i>	19601	11.217	7.648	0	9	27
<i>Bsize</i>	19601	2.229	0.176	1.792	2.303	2.773
<i>Ddrate</i>	19601	0.378	0.054	0.333	0.364	0.571
<i>Dual</i>	19601	0.284	0.451	0.000	0.000	1.000

2. 多元回归分析

表 3 列示了政府引导基金支持对公司现金股利支付的影响结果。第(1)和(2)列是分别控制行业年度固定效应下政府引导基金支持对现金股利分配意愿和分配水平的影响,可以看出,无论是现金股利分配意愿(*Div_dum*)还是分配水平(*Div*),*SF*的回归系数均在 1% 的水平上显著为负,说明

政府引导基金降低了企业现金股利分配。第(3)~(5)列是参考毛丰付等(2023)^[34]的做法,以解释变量滞后一期作为工具变量进行两阶段检验,结果与基本回归一致,现金股利分配意愿和分配水平平均呈现下降趋势。上述结果初步印证本文的假设H_{1b},即政府引导基金支持的企业,其投资空间和创新环境更加优化,企业更倾向于把握投资机会,加大研发投入,留存现金得以高效运用,进而降低现金股利支付意愿和支付水平。

表3 政府引导基金对现金股利的影响结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Probit	Tobit	两阶段工具变量检验		
	<i>Div_dum</i>	<i>Div</i>	<i>SF</i>	<i>Div_dum</i>	<i>Div</i>
<i>SF</i>	-0.178*** (-2.61)	-0.039*** (-5.66)		-0.242*** (-2.95)	-0.004* (-1.69)
<i>LSF</i>			0.982*** (202.44)		
<i>Lev</i>	-2.329*** (-31.94)	-0.152*** (-20.64)	-0.013*** (-2.78)	-2.388*** (-29.87)	-0.043*** (-22.20)
<i>Roe</i>	6.873*** (43.95)	0.269*** (32.38)	-0.001 (-0.15)	6.826*** (40.00)	0.072*** (35.38)
<i>Lsize</i>	0.399*** (32.34)	0.043*** (35.85)	0.006*** (8.27)	0.411*** (30.50)	0.011*** (31.72)
<i>OCF</i>	1.096*** (5.71)	0.669*** (35.20)	-0.009 (-0.76)	0.983*** (4.64)	0.105*** (19.98)
<i>Growth</i>	-0.070*** (-2.84)	0.004 (1.30)	0.007*** (3.67)	-0.031 (-1.08)	0.003*** (3.98)
<i>Age</i>	-0.046*** (-26.39)	-0.004*** (-20.05)	-0.000*** (-3.05)	-0.041*** (-21.60)	-0.001*** (-23.66)
<i>Bsize</i>	0.100 (1.19)	0.013 (1.55)	0.003 (0.53)	0.058 (0.63)	0.003 (1.13)
<i>Ddrate</i>	-0.730*** (-2.86)	0.005 (0.19)	0.014 (0.81)	-0.677** (-2.43)	-0.021*** (-2.98)
<i>Dual</i>	0.003 (0.13)	0.003 (1.27)	-0.000 (-0.02)	-0.007 (-0.23)	0.001 (1.14)
常数项	-7.333*** (-22.12)	-0.820*** (-24.66)	-0.120*** (-5.70)	-7.705*** (-21.25)	-0.172*** (-18.84)
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	19601	19601	16144	16144	16144
伪R ²	0.306	-0.704	0.727	-	-
P值	0.000***	0.000***	-	0.000***	0.000***

注:被解释变量为*Div_dum*时采用的是Probit回归,被解释变量为*Div*时采用的是Tobit回归;括号内为对应t值;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的置信水平上显著,下同

3. 稳健性检验

(1)倾向得分匹配(PSM)检验。为有效避免企业自身财务指标存在差异对检验结果造成干扰,本文采用倾向得分匹配法(PSM)对样本进行半径匹配,删除不在共同匹配范围内的观测值,基于随机匹配后的实验组和控制组样本重新进行回归,以解决可能存在的结果偏误。为确保匹配成功,首先对匹配前后的变量进行平衡性检验,结果如表4所示。可以看出,大多数变量进行随机匹配后两组间差异锐减,标准偏误低于5%,两组样本分布具有良好一致性,通过平衡性检验。其次,对比实验组和控制组匹配前后的核密度函数图发现(如图1和图2所示),匹配后曲线重合度较好,说明

本次匹配修正了可能存在的样本选择偏差,匹配效果良好。随后重新进行回归,PSM回归结果如表5第(1)和(2)列所示,由结果可知,匹配后政府引导基金(*SF*)与现金股利支付的回归系数仍然显著负相关(股利分配意愿 *Div_dum* 的回归系数在5%的水平上显著为负,股利支付水平 *Div* 在1%的水平上显著为负),这一结果与基本回归相一致,即政府引导基金降低了公司现金股利支付意愿和水平,增强了本文结论的稳健性。

表4 平衡性检验结果

变量	匹配	实验组	控制组	偏误	T值	P值
<i>Lev</i>	U	0.446	0.427	10.0	2.27	0.023
	M	0.443	0.439	2.6	0.44	0.663
<i>Roe</i>	U	0.067	0.050	11.6	2.55	0.011
	M	0.067	0.065	1.9	0.34	0.732
<i>lnsize</i>	U	23.223	22.336	69.7	16.30	0.000
	M	23.180	23.150	2.4	0.39	0.698
<i>OCF</i>	U	0.056	0.050	9.2	2.13	0.033
	M	0.055	0.054	2.6	0.45	0.652
<i>Growth</i>	U	0.266	0.174	18.5	4.82	0.000
	M	0.260	0.252	1.5	0.23	0.818
<i>Age</i>	U	12.596	11.175	19.1	4.40	0.000
	M	12.679	12.679	-0.0	-0.00	0.999
<i>Bsize</i>	U	2.229	2.229	-0.3	-0.09	0.932
	M	2.233	2.227	2.9	0.47	0.637
<i>Ddrate</i>	U	0.386	0.378	13.8	3.44	0.001
	M	0.384	0.385	-1.4	-0.23	0.815
<i>Dual</i>	U	0.322	0.283	8.6	2.06	0.039
	M	0.312	0.327	-3.3	-0.55	0.580

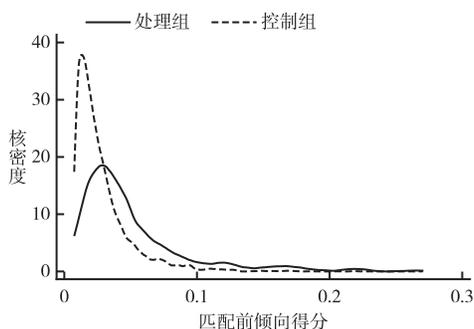


图1 匹配前核密度函数图

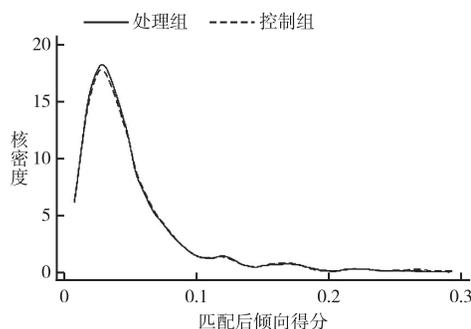


图2 匹配后核密度函数图

(2) Heckman 两阶段检验。为解决潜在内生性干扰,本文进一步采用 Heckman 两阶段检验以排除样本自选择问题。第一阶段运用 Probit 回归计算得出逆米尔斯比率(*IMR*),第二阶段将逆米尔斯比率作为控制变量加入模型回归,检验结果分别如表5第(3)和(4)列所示。可以发现,在纠正潜在的选择偏差干扰后,政府引导基金(*SF*)与现金股利分配的系数仍显著为负(股利分配意愿 *Div_dum* 与股利支付水平 *Div* 的回归系数均在1%的水平上显著负相关),说明政府引导基金显著降低企业现金股利分配意愿和分配水平,研究结论依然稳健可靠。

(3) 替换被解释变量检验。为了避免变量衡量方法对研究结果造成的偏误,本文借鉴梁相和马忠(2017)^[35]、杨兴全和王丽丽(2020)^[27]的做法,更换股利分配水平度量方式(年度股利总额/净资产),表5的第(5)列列示了替换因变量后的检验结果。可以看出,政府引导基金(*SF*)的回归系数仍

在1%的水平上显著为负,说明政府引导基金降低公司现金股利支付水平,与前文结论一致。

(4)一阶差分模型。为控制不随时间变动的因素对结果造成的干扰,本文参考曹雅楠等(2023)^[36]的研究,采用一阶差分模型进行内生性检验,对解释变量和控制变量进行一阶差分,结果如表5第(6)和(7)列所示,一阶差分模型的回归结果与基本回归结果相比无实质性变化,再次印证本文研究结论的可靠性。

表5 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	倾向得分匹配(PSM)		Heckman 两阶段		替换变量	一阶差分模型	
	<i>Div_dum</i>	<i>Div</i>	<i>Div_dum</i>	<i>Div</i>	<i>Div</i>	<i>Div_dum</i>	<i>Div</i>
<i>SF</i>	-0.174** (-2.53)	-0.036*** (-5.15)	-0.194*** (-2.84)	-0.039*** (-5.61)	-0.005*** (-4.54)	-0.123** (-2.44)	-0.027*** (-4.47)
<i>Lev</i>	-1.809*** (-22.06)	-0.158*** (-19.05)	-3.060*** (-11.92)	-0.103*** (-4.85)	-0.019*** (-17.14)	-0.678*** (-13.05)	-0.076*** (-12.18)
<i>Roe</i>	8.346*** (43.84)	0.301*** (32.75)	6.762*** (41.61)	0.279*** (30.29)	0.046*** (37.12)	1.543*** (23.95)	0.105*** (15.11)
<i>Lsize</i>	0.322*** (21.95)	0.043*** (29.91)	0.759*** (6.33)	0.020** (2.02)	0.003*** (18.20)	0.181*** (19.12)	0.021*** (19.37)
<i>OCF</i>	0.678*** (3.25)	0.687*** (34.42)	0.561** (2.22)	0.703*** (30.07)	0.123*** (43.57)	0.552*** (4.01)	0.289*** (17.93)
<i>Growth</i>	-0.159*** (-5.99)	0.003 (0.97)	0.138* (1.87)	-0.009 (-1.46)	-0.000 (-0.40)	-0.013 (-0.72)	-0.000 (-0.21)
<i>Age</i>	-0.041*** (-21.72)	-0.004*** (-20.44)	-0.048*** (-26.08)	-0.003*** (-18.99)	-0.000*** (-17.74)	-0.046*** (-4.04)	-0.006*** (-4.26)
<i>Bsize</i>	0.102 (1.16)	0.017* (1.92)	-0.207* (-1.67)	0.033*** (2.90)	0.002* (1.90)	0.074 (1.19)	0.008 (1.11)
<i>Ddrate</i>	-0.642** (-2.40)	0.014 (0.51)	-0.547** (-1.98)	0.002 (0.06)	-0.000 (-0.02)	-0.398** (-2.07)	0.024 (1.05)
<i>Dual</i>	-0.018 (-0.64)	0.002 (0.86)	0.139*** (2.78)	-0.004 (-0.92)	0.001 (1.48)	-0.027 (-1.44)	-0.003 (-1.21)
<i>IMR</i>			1.249*** (3.00)	-0.079** (-2.30)			
常数项	-5.965*** (-16.16)	-0.840*** (-22.68)	-17.187*** (-5.17)	-0.198 (-0.72)	-0.052*** (-10.45)	0.141 (1.39)	0.096*** (7.56)
行业/年份 固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	17931	17931	18890	18890	19601	14296	14296
伪R ²	0.302	-0.663	0.305	-0.690	-0.079	0.114	-0.230
P值	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***

(5)安慰剂检验。在现实情况中,制度或政策实施会受到各种可观测因素与不可观测因素的共同影响,而研究检验无法穷尽所有控制变量。进一步地,为排除外界不可观测因素所造成的随机干扰,增加研究结论的科学性,在此部分进行安慰剂检验。检验的基本思路参考宫义飞等(2021)^[3],随机抽取实验组,重复1000次以提取结果系数,并绘制估计系数的核密度分布图,查看估计系数分布是否依然显著。检验结果如图3和图4所示,*SF*的估计系数分布在0附近,且服从正态分布,符合安慰剂检验的预期;且估计系数均偏离真实的回归系数,说明安慰剂检验结果与结论真实值显著不同,可排除由其他随机因素造成的结果干扰,研究结论稳健。

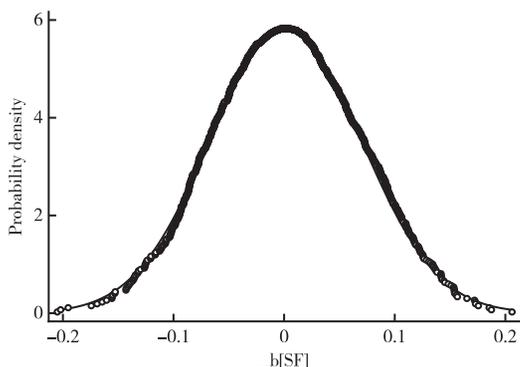


图3 安慰剂检验(*Div_dum*)

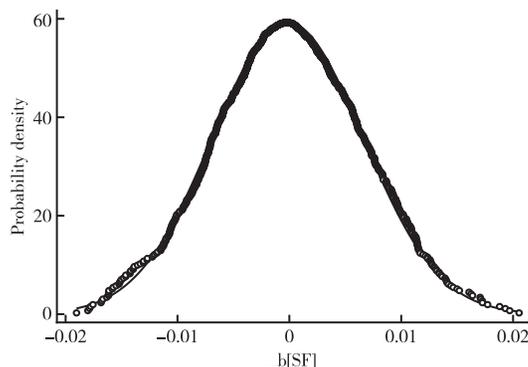


图4 安慰剂检验(*Div*)

(6)排除替代性假说。政府引导基金设立的初衷是推动企业投资和创新,助力产业升级。降低现金股利发放是增加创新和投资作用下的结果,而政府引导基金丰富企业资金来源,同样也是为创投活动提供资源支撑。也就是说,政府引导基金虽然缓解了融资约束,但其增加的资金并未用于股利发放,而是转向更具长期价值的创新和投资行为。为排除“融资造血”增加现金股利发放的替代性假说,本文以KZ指数中值进行高低分组,检验结果表明,无论是在高融资约束组还是低融资约束组,政府引导基金(*SF*)均未正向影响股利发放,排除了融资造血假说。

表6 排除融资约束假说

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Div_dum</i>		<i>Div</i>	
	高	低	高	低
<i>SF</i>	-0.213** (-2.19)	-0.070 (-0.71)	-0.035*** (-4.05)	-0.039*** (-3.81)
<i>Lev</i>	-2.620*** (-25.60)	-0.854*** (-6.50)	-0.153*** (-17.15)	-0.200*** (-14.75)
<i>Roe</i>	5.940*** (31.66)	10.429*** (31.77)	0.162*** (19.87)	0.784*** (38.02)
<i>Lnsiz</i>	0.450*** (26.05)	0.157*** (7.39)	0.042*** (29.03)	0.045*** (21.64)
<i>OCF</i>	0.757*** (3.02)	-0.247 (-0.72)	0.534*** (24.33)	0.684*** (20.64)
<i>Growth</i>	-0.003 (-0.10)	-0.185*** (-4.89)	0.011*** (3.37)	-0.011*** (-2.66)
<i>Age</i>	-0.057*** (-23.94)	-0.026*** (-9.39)	-0.003*** (-13.42)	-0.004*** (-14.31)
<i>Bsize</i>	0.145 (1.22)	0.062 (0.51)	-0.007 (-0.60)	0.031** (2.45)
<i>Ddrate</i>	-1.033*** (-2.85)	-0.421 (-1.13)	-0.017 (-0.52)	0.009 (0.22)
<i>Dual</i>	0.015 (0.42)	-0.014 (-0.34)	0.001 (0.25)	0.006 (1.49)
常数项	-8.104*** (-17.48)	-2.859*** (-5.41)	-0.760*** (-18.42)	-0.928*** (-17.27)
行业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	9835	9766	9835	9766
伪R ²	0.337	0.259	-0.534	-1.139
P值	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***

五、进一步分析

1. 异质性分析

(1) 基于产权性质。国有企业和非国有企业在管理体制和运行机制上存在很大差别。作为国民经济命脉且具有公共性的国有企业,政治属性决定其融资低成本与便利性,而非国有企业在以国有银行为主导的金融体系下天然地面临融资困境,且对于投资与创新等周期长、收益慢的项目更为敏感,对于投资失败的容忍度更低,因此其持有现金的预防性动机更强。在此背景下,政府引导基金对非国有企业的支持作用可能更为明显,其股利分配活动受融资约束和创投机会变动的影响更大。但是,国有企业肩负的政治使命决定其在创新创业和产业升级中发挥“领头羊”作用,担当主导整个国家创新发展的重任,相较于非国有企业对风险的过度担忧与规避,国有企业的资本耐性更高,长期投入更稳定。同时,政府引导基金管理机构大多发轫于国有企业,管理和风控依照国资管理办法,对投后运营管理的监管更加权威和全面(蒋亚含等,2023)^[13],使得国有企业引导效应更加明显。鉴于两种不确定性可能,本文将样本企业按照产权属性进行分组,以检验政府引导基金减少现金股利发放在不同产权性质企业中有何具体差异。检验结果如表7所示,可以看出,国有企业中引导基金(*SF*)与现金股利分配意愿(*Div_dum*)和现金股利分配水平(*Div*)的系数均在1%的水平上显著为负,并且通过组间系数差异检验(使用Bootstrap抽样方法),这一结果说明政府引导基金受到国有管理体制监管,同时也从侧面印证其“融资造血”功能有限,而更多经由创投驱动发挥作用。

表7 基于产权性质的异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Div_dum</i>		<i>Div</i>	
	国有	非国有	国有	非国有
<i>SF</i>	-0.405*** (-3.61)	-0.050 (-0.58)	-0.045*** (-3.98)	-0.033*** (-3.76)
<i>Lev</i>	-2.885*** (-22.47)	-2.091*** (-22.63)	-0.186*** (-15.49)	-0.130*** (-14.00)
<i>Roe</i>	7.153*** (25.31)	6.877*** (35.45)	0.324*** (21.14)	0.239*** (24.20)
<i>Lsize</i>	0.432*** (21.85)	0.396*** (23.35)	0.052*** (29.09)	0.039*** (24.03)
<i>OCF</i>	0.849*** (2.59)	1.402*** (5.76)	0.517*** (16.09)	0.745*** (31.84)
<i>Growth</i>	-0.103** (-2.40)	-0.038 (-1.24)	0.004 (0.93)	0.005 (1.37)
<i>Age</i>	-0.032*** (-9.97)	-0.066*** (-26.56)	-0.001* (-1.75)	-0.005*** (-20.77)
<i>Bsize</i>	0.095 (0.71)	-0.079 (-0.69)	0.001 (0.10)	0.030** (2.56)
<i>Ddrate</i>	-0.791** (-2.01)	-1.063*** (-3.02)	-0.089** (-2.26)	0.064* (1.78)
<i>Dual</i>	0.036 (0.55)	0.048 (1.62)	-0.002 (-0.33)	0.003 (1.02)
常数项	-7.944*** (-15.80)	-6.698*** (-13.91)	-0.963*** (-20.22)	-0.806*** (-16.66)

续表 7

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Div_dum</i>		<i>Div</i>	
	国有	非国有	国有	非国有
行业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	6702	12890	6711	12890
经验 P 值	0.008***		0.020**	
伪 R ²	0.310	0.329	-0.728	-0.759
P 值	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***

(2) 基于创新地区。我国地域辽阔,各地区之间发展水平悬殊,创投活动地域分布也明显不均,如经济发达的东部沿海地区,特别是江浙地区,政府引导基金设立数量多且分布密集,专业创投管理机构和高科技企业也在此聚集,彼此之间形成广泛的关系网络。创新创业发达地区可供选择的优质投资项目更多(Munari和Toschi,2015)^[37],且基金管理机构具有更为先进的经验和知识,便于进行考察和投资工作(Chen等,2010^[38];黄福广等,2014^[39]);并且创新创业发达地区基础设施、法律环境也较为完善,企业进行投资和创新的意识更强,在政府引导基金优化创投环境的情境下更能抓住机遇,有动力也有条件借助政府引导基金乘势而上,增加创投行为,强化政府引导基金创投驱动功能、降低企业现金股利分配。创新创业落后地区政府引导基金设立数量少、规模较小,创投关系网络不发达,对于投资选择更加谨慎;且企业受限于基础设施、治理环境、投资项目等约束,对创投活动持审慎态度,政府引导基金的驱动作用可能无法立即显现,因此对股利政策的影响也更微小。同时,政府引导基金的作用对象更多为企业主体,着重考虑企业在创投活动中的主导作用,根据企业研发支出占全国研发经费总量的比值,若高于全国平均水平,则划分为企业主导型创新地区(周洪文和宋丽萍,2015)^[40]。分组检验结果如表 8 所示,在企业主导型创新创业发达地区,政府引导基金(*SF*)与股利分配意愿(*Div_dum*)和股利分配水平(*Div*)的回归系数均在 1% 的水平上显著负相关,并通过组间系数差异检验,说明政府引导基金降低公司现金股利分配意愿和分配水平的影响在企业主导型创新发达地区更为明显。

表 8 基于创新地区的异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Div_dum</i>		<i>Div</i>	
	发达地区	落后地区	发达地区	落后地区
<i>SF</i>	-0.361*** (-2.84)	-0.087 (-1.06)	-0.066*** (-4.75)	-0.029*** (-3.68)
<i>Lev</i>	-2.189*** (-15.80)	-2.411*** (-27.73)	-0.181*** (-12.67)	-0.143*** (-16.75)
<i>Roe</i>	7.241*** (24.15)	6.740*** (36.35)	0.250*** (16.51)	0.274*** (27.68)
<i>Lsize</i>	0.350*** (13.95)	0.423*** (29.33)	0.057*** (23.20)	0.039*** (28.52)
<i>OCF</i>	1.294*** (3.57)	1.044*** (4.58)	0.724*** (20.32)	0.643*** (28.80)
<i>Growth</i>	-0.013 (-0.25)	-0.090*** (-3.16)	0.005 (0.93)	0.003 (0.96)
<i>Age</i>	-0.042*** (-11.73)	-0.047*** (-22.87)	-0.005*** (-14.12)	-0.003*** (-14.55)

续表 8

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Div_dum</i>		<i>Div</i>	
	发达地区	落后地区	发达地区	落后地区
<i>Bsize</i>	0.375** (2.37)	0.039 (0.39)	0.042** (2.56)	0.005 (0.51)
<i>Ddrate</i>	-0.196 (-0.40)	-0.911*** (-3.00)	0.050 (0.99)	-0.006 (-0.18)
<i>Dual</i>	0.036 (0.79)	-0.032 (-0.98)	0.005 (1.04)	0.001 (0.30)
常数项	-7.517*** (-10.74)	-7.545*** (-19.59)	-1.165*** (-16.50)	-0.723*** (-19.06)
行业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	5996	13570	6031	13570
经验P值	0.028**		0.004***	
伪R ²	0.321	0.305	-1.005	-0.626
P值	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***

(3)基于市场化进程。我国政府引导基金设立的出发点为深化供给侧结构性改革,解决市场失衡以优化资源配置,服务实体经济高质量发展(陈少强等,2017)^[2]。与此同时,企业所处的外部市场环境对政府宏观调控作用的发挥有着举足轻重的影响,尤其是企业自身财务活动深受市场环境延伸而来的信息不对称与代理问题所限。当前我国在整体推进市场化的进程中,各区域之间发展尚存在明显差异,进而导致企业外部融资约束和治理环境也存在高度不一致。对于市场化程度较高的地区而言,其基础设施完备、治理环境优良、代理问题较小,股东权益得以更好维护;同时企业间技术竞争程度更为激烈,为争取更大市场份额企业在创新和投资方面投入更多,并且高市场化地区创投市场更为成熟,高科技型企业更易聚集,政府引导基金的政策导向更易充分调动市场能动性,有助于强化企业投资和创新活动,进而影响现金股利发放。为印证这一猜想,本文参考宫义飞等(2021)^[3]做法,按中国市场化指数(王小鲁等,2019)^[41]的中位数将企业划分为高市场化进程和低市场化进程地区,随后分组回归以检验市场化进程对政府引导基金与现金股利的调节作用。具体结果如表9所示,在高市场化地区,政府引导基金(*SF*)与股利分配意愿(*Div_dum*)和股利分配水平(*Div*)的回归系数均在1%的水平上显著负相关,并且通过组间系数差异检验,说明市场化进程强化了政府引导基金降低公司现金股利分配意愿和分配水平的影响作用。

表 9 基于市场化进程的异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Div_dum</i>		<i>Div</i>	
	市场化程度较高	市场化程度较低	市场化程度较高	市场化程度较低
<i>SF</i>	-0.272*** (-3.20)	-0.022 (-0.19)	-0.049*** (-5.56)	-0.020* (-1.77)
<i>Lev</i>	-2.172*** (-23.39)	-2.534*** (-20.72)	-0.143*** (-15.32)	-0.166*** (-13.83)
<i>Roe</i>	7.515*** (36.49)	5.868*** (23.57)	0.287*** (27.69)	0.228*** (16.51)
<i>Lsize</i>	0.351*** (22.64)	0.478*** (22.41)	0.041*** (27.85)	0.045*** (22.49)

续表 9

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Div_dum</i>		<i>Div</i>	
	市场化程度较高	市场化程度较低	市场化程度较高	市场化程度较低
<i>OCF</i>	0.848*** (3.54)	1.692*** (5.09)	0.648*** (27.86)	0.698*** (21.22)
<i>Growth</i>	-0.028 (-0.84)	-0.127*** (-3.30)	0.003 (0.99)	0.004 (1.04)
<i>Age</i>	-0.039*** (-17.37)	-0.054*** (-18.28)	-0.004*** (-17.93)	-0.002*** (-8.09)
<i>Bsize</i>	0.107 (0.99)	0.163 (1.19)	0.031*** (2.87)	-0.006 (-0.45)
<i>Ddrate</i>	-0.990*** (-3.02)	-0.112 (-0.27)	0.041 (1.24)	-0.074* (-1.69)
<i>Dual</i>	0.029 (0.90)	-0.072 (-1.47)	0.001 (0.27)	0.005 (1.03)
常数项	-6.527*** (-15.05)	-9.122*** (-16.74)	-0.834*** (-19.38)	-0.805*** (-14.96)
行业/年份固定效应	是	是	是	是
观测值	13200	6401	13200	6401
经验 P 值	0.030**		0.006***	
伪 R ²	0.312	0.302	-0.682	-0.785
P 值	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***

2. 作用机制分析

据前文分析结果可知,政府引导基金降低公司现金股利发放意愿和水平。这一负向作用更符合政府引导基金对企业创投活动的大力驱动,因此,政府引导基金带来的投资机会和创新支出增加应是导致现金股利支付减少的直接原因。

(1)投资支出。受政府引导基金支持的企业,其投资容错空间、投资机遇机会和投资效率效果增加,为应对潜在的投资支出需求,企业会留存高额现金以便内源融资以迅速捕捉来之不易的投资发展机会,进而减少现金股利分配。本文参考杨兴全和王丽丽(2020)^[27]、曾国安等(2023)^[42]的做法,采用中介机制模型论证投资支出影响现金股利发放的机制路径。具体而言,在中介效应中增加中介变量对被解释变量的回归结果,并通过 Sobel 检验和 Bootstrap 检验推导的置信区间,对机制检验结果做进一步判断以增强完备性和可信度。投资支出(*Invest*)以经总资产标准化处理的固定资产、无形资产及其他长期资产的期初期末变动额衡量。检验模型如下所示:

$$Invest_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SF_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + Ind + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Div_dum/Div_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Invest_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + Ind + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Div_dum/Div_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Invest_{i,t} + \alpha_2 SF_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + Ind + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

检验结果如表 10 所示,第(1)和(4)列中政府引导基金(*SF*)与投资支出(*Invest*)的回归系数在 5%的置信水平上显著正相关,说明政府引导基金能够增加企业的资本投资支出额,有效强化投资活动。第(2)和(3)列、第(5)和(6)列中,投资支出(*Invest*)的回归系数均显著为负,这一结果说明,投资支出增加导致现金股利发放减少。进一步地,Sobel Z 值在 10%的水平上显著,同时 Bootstrap 置信区间不包含 0,说明中介机制检验结果成立,即政府引导基金通过增加企业投资活动,提高资金使用而降低现金股利分配意愿和分配水平,符合本文预期。

表 10 投资支出中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Invest</i>	<i>Div_dum</i>	<i>Div_dum</i>	<i>Invest</i>	<i>Div</i>	<i>Div</i>
<i>SF</i>	0.007** (2.19)		-0.052*** (-2.81)	0.007** (2.19)		-0.042*** (-5.23)
<i>Invest</i>		-0.349*** (-6.51)	-0.346*** (-6.46)		-0.097*** (-4.18)	-0.095*** (-4.08)
<i>Lev</i>	0.016*** (3.94)	-0.443*** (-19.00)	-0.445*** (-19.11)	0.016*** (3.94)	-0.163*** (-16.12)	-0.165*** (-16.34)
<i>Roe</i>	0.106*** (23.74)	1.113*** (41.83)	1.112*** (41.81)	0.106*** (23.74)	0.288*** (24.97)	0.288*** (24.93)
<i>Lsize</i>	0.005*** (8.02)	0.085*** (23.70)	0.086*** (23.88)	0.005*** (8.02)	0.046*** (29.97)	0.047*** (30.39)
<i>OCF</i>	-0.051*** (-5.03)	0.460*** (7.76)	0.459*** (7.76)	-0.051*** (-5.03)	0.727*** (28.28)	0.727*** (28.30)
<i>Growth</i>	0.036*** (23.75)	0.043*** (4.76)	0.043*** (4.80)	0.036*** (23.75)	0.007* (1.91)	0.008** (1.97)
<i>Age</i>	-0.001*** (-13.42)	-0.008*** (-14.98)	-0.008*** (-14.97)	-0.001*** (-13.42)	-0.002*** (-9.36)	-0.002*** (-9.35)
<i>Bsize</i>	-0.011*** (-2.70)	-0.026 (-1.05)	-0.027 (-1.09)	-0.011*** (-2.70)	0.007 (0.67)	0.006 (0.58)
<i>Ddrate</i>	-0.047*** (-3.64)	-0.272*** (-3.61)	-0.272*** (-3.61)	-0.047*** (-3.64)	-0.053 (-1.63)	-0.053 (-1.63)
<i>Dual</i>	0.005*** (3.46)	0.008 (0.98)	0.009 (1.07)	0.005*** (3.46)	-0.001 (-0.24)	-0.000 (-0.06)
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
Sobel Z 值	-1.812*			-1.761*		
置信区间	[-0.004, -0.000]			[-0.001, -0.000]		
观测值	11913	11913	11913	11913	11913	11913
调整 R ²	0.159	0.297	0.297	0.159	0.299	0.300

(2)创新投入。政府引导基金立足“双创”发展战略,助推企业创新和产业升级,除激发投资积极性以外,亦优化创新环境,提高创新试错容忍度,因此企业创新投入会大幅增加,由此而来的资金需求引致股利分配意愿和水平下降。本文参考田利辉和王可第(2020)^[43],以企业研发支出除以总资产衡量创新投入(*RD*),同时采用中介模型检验创新投入影响现金股利发放的机制路径。检验模型如下所示:

$$RD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SF_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + Ind + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$Div_dum/Div_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 RD_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + Ind + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$Div_dum/Div_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 RD_{i,t} + \alpha_2 SF_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + Ind + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

检验结果如表 11 所示,第(1)和(4)列中政府引导基金(*SF*)与创新投入(*RD*)的回归系数在 1% 的置信水平上显著正相关,说明政府引导基金显著增加企业的创新投入。第(2)和(3)列、第(5)和(6)列中,创新投入(*RD*)的回归系数均显著为负,说明随着创新投入增加,公司现金股利分配呈下降趋势。Sobel Z 值在 1% 的水平上显著,同时 Bootstrap 置信区间不包括 0,说明间接效应存在,即政府引导基金所带动的企业创新投入增加,导致现金股利分配意愿和分配水平下降。

表 11 创新投入中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>RD</i>	<i>Div_dum</i>	<i>Div_dum</i>	<i>RD</i>	<i>Div</i>	<i>Div</i>
<i>SF</i>	0.001*** (3.68)		-0.037** (-2.23)	0.001*** (3.68)		-0.038*** (-5.51)
<i>RD</i>		-0.820** (-2.56)	-0.802** (-2.50)		-0.755*** (-5.52)	-0.735*** (-5.38)
<i>Lev</i>	-0.001*** (-3.41)	-0.478*** (-27.69)	-0.480*** (-27.75)	-0.001*** (-3.41)	-0.152*** (-20.57)	-0.153*** (-20.76)
<i>Roe</i>	-0.003*** (-6.97)	0.959*** (49.14)	0.959*** (49.14)	-0.003*** (-6.97)	0.267*** (32.07)	0.267*** (32.07)
<i>Lsize</i>	0.000*** (6.18)	0.090*** (32.65)	0.091*** (32.68)	0.000*** (6.18)	0.042*** (35.61)	0.043*** (36.04)
<i>OCF</i>	-0.003*** (-3.33)	0.458*** (10.27)	0.458*** (10.27)	-0.003*** (-3.33)	0.667*** (35.04)	0.667*** (35.05)
<i>Growth</i>	-0.000 (-0.37)	-0.000 (-0.06)	0.000 (0.01)	-0.000 (-0.37)	0.003 (1.13)	0.003 (1.29)
<i>Age</i>	0.000*** (3.51)	-0.012*** (-28.39)	-0.012*** (-28.39)	0.000*** (3.51)	-0.004*** (-19.90)	-0.004*** (-19.90)
<i>Bsize</i>	0.001* (1.78)	0.022 (1.10)	0.022 (1.07)	0.001* (1.78)	0.015* (1.68)	0.014 (1.62)
<i>Ddrate</i>	0.001 (0.60)	-0.192*** (-3.07)	-0.191*** (-3.06)	0.001 (0.60)	0.005 (0.18)	0.006 (0.22)
<i>Dual</i>	0.000 (1.44)	-0.002 (-0.31)	-0.002 (-0.26)	0.000 (1.44)	0.003 (1.21)	0.004 (1.32)
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
Sobel Z 值	-2.841***			-4.726***		
置信区间	[-0.004, -0.000]			[-0.003, -0.001]		
观测值	19601	19601	19601	19601	19601	19601
调整 R ²	0.065	0.284	0.284	0.065	0.280	0.281

六、研究结论与政策启示

政府引导基金作为深化供给侧结构性改革、弥补市场资源配置失灵以及促进产业向中高端迈进的重要举措,其引导效应发挥及作用机制值得思考和重视,制度层面的变革亦会对微观企业财务活动产生连锁效应。鉴于现有研究结论各有侧重,本文从利润分配视角,以 2015—2021 年沪深 A 股上市企业为研究样本,实证检验政府引导基金对企业现金股利分配倾向和分配水平的直接影响因素和内在作用机制,以期政府引导基金在不同情境下效应发挥的异质性及驱动企业创投活动提供数据支撑。实证研究发现,政府引导基金未因其具有“融资造血”功能提高公司现金股利分配意愿与水平,反因其“创投驱动”功能而显著降低了公司现金股利分配意愿和分配水平,并通过 PSM、Heckman 两阶段、替换变量、一阶差分模型以及安慰剂检验,研究结论具有稳健性。进一步对产权性质、地区分布和市场化进程分组,发现政府引导基金支持对现金股利发放的负向作用在不同样本间存在明显差异。具体而言,在国有企业、企业主导型创新创业发达地区及市场化进程较高的地区,政府引导基金影响公司现金股利发放的可能性和程度更大。中介效应结果表明,政府引导基金通过增加企业资本投资支出和创新投入进而降低现金股利分配。换言之,投资支出和创新投入在两者关系间发挥了中介作用,符合本文创投驱动的理论预期。以上结果说明,政府引导

基金能够作用于企业投融资和利润分配活动,优化资源配置效率,推动企业高质量发展。

本文结论证实政府引导基金通过政府牵头、社会资本参与的方式实现有为政府和有效市场的结合,有效作用于微观企业投融资活动及利润分配政策,不仅从理论上完善政府引导基金影响微观企业的逻辑体系,也为实践层面各级政府政策制定和实施提供参考依据。第一,政府引导基金不仅撬动社会资本、直接增加企业资金,亦能推动企业改变利润分配决策,有利于优化资源配置,推动企业投资创新和转型升级。因此,各级各地政府应继续发挥财政资金的杠杆放大效应,继续扩大政府引导基金规模,同时兼顾宏观调控与协调服务职能,对其管理、运作及退出制定更为科学的配套措施,健全制度建设,打造更优资源环境和平台,以完善推动政府引导基金发展。

第二,政府引导基金政策效应的发挥因现实情况而存在异质性,在实际应用中,应深入了解企业情况、地区发展和市场环境现状,细致评估政策的各种潜在影响,制定出合适的政策措施。政府引导基金设立的本意是解决市场失灵、化解资源配置不均、推动产业转型升级和发展,但在其运行过程中偏向国有企业、创新先进地区和市场化进程较高地区,背离服务于中小企业、创业企业的初衷。后续要减少不必要的政府干预,更加精准有序地向非国有企业、创投市场滞后地区、新兴产业薄弱领域进行引导,如在发挥国有资本自主创新积极作用的前提下,深度挖掘非国有企业的优势,推动其创新发展,不仅要实现“锦上添花”,更要达到“雪中送炭”。同时,仍要立足我国疆域辽阔的现实,让基础设施建设跟上市场化进程整体推进的步伐,加速缩小区域间发展差距,在日益复杂的经济形势下,破除地区发展壁垒,让政府引导基金发展与消弭经济科技鸿沟形成互动,更好服务于我国实体经济高质量发展。

第三,当前纷繁复杂的经济环境下,企业间的竞争归根结底是创新力和发展力的竞争。政府引导基金旨在撬动社会资本,促进企业扩大投资和创新,推动产业优化升级,建议加大对创投行业的支持力度,实现累积效应的持续助力。同时,基金管理机构应强化被投资企业资源运用能力,开源节流与提质增效两手抓。此外,目前我国企业在高维度竞争层面极其稀缺,加强创新投入和投资支出是企业获取长期及核心竞争力的必由之路,企业利益相关者应树立长远目光,不拘泥于一时的利益分配,而是契合企业发展阶段和发展重点,给予企业创新关注和投资支持,提高对创新失败的容忍度,把握引导基金为企业创新和投资提供的良好环境和试错空间,助力企业实现从低维竞争向高维竞争的转型升级,打造真正属于我国的世界一流企业。

参考文献

- [1] Michael, P. The Problem of Private Under-Investment in Innovation: A Policy Mind Map[J]. *Technovation*, 2008, 28, (8): 518-530.
- [2] 陈少强, 郭骊, 郑紫卉. 政府引导基金演变的逻辑[J]. *北京: 中央财经大学学报*, 2017, (2): 3-13.
- [3] 宫义飞, 张可欣, 徐荣华, 夏雪花. 政府引导基金发挥了“融资造血”功能吗[J]. *北京: 会计研究*, 2021, (4): 89-102.
- [4] Lerner, J. When Bureaucrats Meet Entrepreneurs: The Design of Effective Public Venture Capital Programmes[J]. *The Economic Journal*, 2002, 112, (477): 73-84.
- [5] Brander, J.A., Q. Du, and T. Hellmann. The Effects of Government-Sponsored Venture Capital: International Evidence[J]. *Review of Finance*, 2015, 19, (2): 571-618.
- [6] Guerini, M., and A. Quas. Governmental Venture Capital in Europe: Screening and Certification[J]. *Journal of Business Venturing*, 2016, 31, (2): 175-195.
- [7] 王兰芳, 胡悦. 创业投资促进了创新绩效吗? ——基于中国企业面板数据的实证检验[J]. *北京: 金融研究*, 2017, (1): 177-190.
- [8] 程聪慧, 王斯亮. 创业投资政府引导基金能引导创业企业创新吗?[J]. *北京: 科学学研究*, 2018, (8): 1466-1473.
- [9] 郭玥. 政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J]. *北京: 中国工业经济*, 2018, (9): 98-116.
- [10] 邓晓兰, 孙长鹏. 企业创新、产业升级与政府引导基金的作用机制[J]. *太原: 山西财经大学学报*, 2019, (5): 54-67.
- [11] 陈旭东, 杨硕, 周煜皓. 政府引导基金与区域企业创新——基于“政府+市场”模式的有效性分析[J]. *太原: 山西财经大学学报*, 2020, (11): 30-41.
- [12] 黄嵩, 倪宣明, 张俊超, 赵慧敏. 政府引导基金能促进技术创新吗? ——基于我国科技型初创企业的实证研究[J]. *北京:*

管理评论,2020,(3):110-121.

[13]蒋亚含,李晓慧,许诺.政府引导基金投后赋能与实体企业发展——来自被投企业的经验证据[J].北京:经济管理,2023,(3):44-62.

[14]于蔚,汪淼军,金祥荣.政治关联和融资约束:信息效应与资源效应[J].北京:经济研究,2012,(9):125-139.

[15]杨兴全,张丽平,陈旭东.市场化进程与现金股利政策:治理效应抑或缓解融资约束?[J].北京:经济与管理研究,2014,(5):76-84.

[16]冯冰,杨敏利,郭立宏.政府引导基金投资对创业企业后续融资的影响机制研究[J].北京:科研管理,2019,(4):112-124.

[17]Lerner,J.The Future of Public Efforts to Boost Entrepreneurship and Venture Capital[J].Small Business Economics,2010,35,(3):255-264.

[18]Li,K.,and X.Zhao.Asymmetric Information and Dividend Policy[J].Financial Management,2008,37,(4):673-694.

[19]Lee,B.S.,and N.Mauck.Dividend Initiations,Increases and Idiosyncratic Volatility[J].Journal of Corporate Finance,2016,40:47-60.

[20]Lintner,J.Distribution of Incomes of Corporations Among Dividends,Retained Earnings,and Taxes[J].American Economic Review,1956,46,(2):97-113.

[21]Bhattacharya,S.Imperfect Information,Dividend Policy,and “The Bird in the Hand” Fallacy[J].The Bell Journal of Economics,1979,10,(1):259-270.

[22]Miller,M.H.,and K.Rock.Dividend Policy under Asymmetric Information[J].The Journal of Finance,1985,40,(4):1031-1051.

[23]宋全云,李晓,钱龙.经济政策不确定性与企业贷款成本[J].北京:金融研究,2019,(7):57-75.

[24]Guiso,L.,P.Sapienza,and L.Zingales.The Role of Social Capital in Financial Development[J].American Economic Review,2004,94,(3):526-556.

[25]吴超鹏,吴世农,程静雅,王璐.风险投资对上市公司投融资行为影响的实证研究[J].北京:经济研究,2012,(1):105-119+160.

[26]熊维勤.引导基金模式下的政府补偿及其激励效应[J].北京:系统工程理论与实践,2013,(8):1926-1933.

[27]杨兴全,王丽丽.产业政策对公司现金股利的影响:政策扶持抑或投资驱动[J].太原:山西财经大学学报,2020,(3):62-75.

[28]Chay,J.B.,and J.Suh.Payout Policy and Cash-Flow Uncertainty[J].Journal of Financial Economics,2009,98,(1):88-107.

[29]蔡宁,邓小路,程亦沁.风险投资网络具有“传染”效应吗——基于上市公司超薪酬的研究[J].天津:南开管理评论,2017,(2):17-31.

[30]La Porta,R.,F.Lopez-De-Silanes,and A.Shleifer.Investor Protection and Corporate Governance[J].Journal of Financial Economics,2000,58,(1):3-27.

[31]Jiraporn,P.,and Y.Ning.Dividend Policy,Shareholder Rights and Corporate Governance Provisions[J].Journal of Applied Finance,2006,16:24-36.

[32]吴超鹏,张媛.风险投资对上市公司股利政策影响的实证研究[J].北京:金融研究,2017,(9):178-191.

[33]贾凡胜,吴昱,廉柯赞.股利税差别化、现金分红与代理问题——基于财税[2012]85号文件的研究[J].天津:南开管理评论,2016,(1):142-154.

[34]毛丰付,魏亚飞,胡承晨.政府引导基金与数字产业发展:机制分析与效应检验[J].天津:现代财经(天津财经大学学报),2023,(4):81-95.

[35]梁相,马忠.子公司地域多元化、集团管控紧密程度与上市公司现金股利分配[J].太原:山西财经大学学报,2017,(2):114-124.

[36]曹雅楠,赵子夜,孙文龙.数字化转型披露存在信息操纵吗——来自经营期望落差公司的证据[J].北京:经济管理,2023,(6):177-192.

[37]Munari,F.and L.Toschi.Assessing the Impact of Public Venture Capital Programmers in the United Kingdom: Do Regional Characteristics Matter[J].Journal of Business Venturing,2015,30,(2):205-226.

[38]Chen,H.P.,A.K.Gompers,and J.Lerner.Buy Local? The Geography of Venture Capital[J].Journal of Urban Economics,2010,67,(1):90-102.

[39]黄福广,彭涛,邵艳.地理距离如何影响风险资本对新企业的投资[J].天津:南开管理评论,2014,(6):83-95.

[40]周洪文,宋丽萍.区域创新系统能力动态变迁的测度与评价[J].武汉:管理学报,2015,(9):1343-1350.

[41]王小鲁,樊纲,胡李鹏.中国分省份市场化指数报告(2018)[M].北京:社会科学文献出版社,2019.

[42]曾国安,苏诗琴,彭爽.企业杠杆行为与技术创新[J].北京:中国工业经济,2023,(8):155-173.

[43]田利辉,王可第.腐败惩治的正外部性和企业创新行为[J].天津:南开管理评论,2020,(2):121-131,154.

Government Guidance Fund and Company Cash Dividend: Financing Hematopoiesis or Innovation-Investment Driven

YANG Xing-quan¹, LIU Ying¹, LI Feng^{1,2}

(1.School of Economics and Management, Shihezi University, Shihezi, Xinjiang, 832000, China;

2.School of Economics and Management, Changzhou Vocational Institute of Engineering, Changzhou, Jiangsu, 213164, China)

Abstract: As an important fiscal tool for deepening supply-side structural reform in the new era, government-guided funds are intended to leverage state funds to drive corporate investment and innovation, which will trigger a chain reaction of corporate financial activities and profit distribution while releasing the vitality of social capital and stimulating the willingness to invest.

On the one hand, government-guided funds support to directly financial resources into enterprises, and implicit political connections can help alleviate financing constraints and information asymmetry faced by enterprises, improve their ability to obtain various resources, and thereby promote enterprises to reduce the high amount of cash retained for preventive purposes, and increasing willingness to distribute cash dividends. On the other hand, the purpose of government-guided funds is to promote enterprise innovation and industrial upgrading, so the profit margins and investment opportunities of enterprises have increased. As the development stage deepens, enterprises pay more attention to the long-term value acquisition, which will increase research and development investment. At this time, they tend to reduce dividend distribution.

Due to the dual impact of government-guided funds on corporate cash dividend distribution policies, this paper using a sample of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2015 to 2021 to analyze the impact and mechanism of government-guided funds on companies' willingness to distribute cash dividends and the level of distribution. The empirical study finds that government-guided funds do not increase the willingness and level of cash dividend distribution due to "financing hematopoiesis" function, but significantly decrease the willingness and level of cash dividend distribution due to "innovation and investment drive" function. The findings were tested for robustness by PSM, Heckman two-stage, substitution, difference of first order, and placebo tests.

Further grouping the ownership, regional distribution and marketization process, it is found that the negative effect of government-guided funds support on cash dividend payout differs significantly among the various categories of subjects. Specifically, the likelihood and extent of government-guided funds affecting corporate cash dividend payout is greater in state-owned enterprises, regions mature in innovation and entrepreneurship, and regions with higher marketization process. The results of the intermediation effect indicate that government-guided funds reduce the level of cash dividends by increasing firms' capital investment expenditure and innovation inputs, in other words, investment expenditure and innovation inputs play an intermediary role in the relationship, which is in line with the theoretical expectation of this paper of innovation and investment drive.

The above results show that government-guided funds can act on enterprise investment and financing activities, optimize the efficiency of secondary allocation of funds, and promote enterprise investment and innovation. It makes the mechanism channels of the role of guidance funds in the venture capital activities of micro-enterprises and their financial changes clearer, and reveals the logical relationship of government-guided funds affecting micro-enterprises and economic quality, which is of practical significance in promoting the dialectical development of government guidance funds and the transformation and upgrading of the real economy.

Key Words: government guidance funds; cash dividends; financing constraints; investment driven; corporate innovation

JEL Classification: G34, G35, M10

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2023.12.007

(责任编辑:张任之)