

政府研发补贴对企业创新绩效的影响研究¹

——基于企业规模和产权异质性视角

李丹丹²

摘 要 利用 2010—2019 年中国沪深 A 股上市公司数据,构建双向固定效用模型、面板 Tobit 模型和工具变量法,在经济区域、企业规模和产权性质三方面差异的基础上,实证检验了政府研发补贴对企业创新绩效的影响效应。研究发现:政府研发补贴对企业创新绩效存在显著的激励效应,且这种正向促进效应具有时滞性。从企业所处区域来看,相比中西部区域,政府研发补贴对经济发达的东部区域激励效应更强。从企业异质性视角来看,政府研发补贴对中小企业创新绩效的激励效应要大于大规模企业,对非国有企业的激励效应要大于国有企业。本研究为政府在甄选资助对象以及政策实施方面提供相应的政策建议。

关键词 政府研发补贴;创新绩效;激励效应;企业规模;产权性质

0 引言

“十四五”规划中强调,企业提高竞争力的关键是突破核心技术,实现自主创新。提升自主创新能力是构建我国新发展格局的需要。根据熊彼特的创新理论,创新产出受到不可分割性、不确定性、“公共物品”特性等问题的影响,很多企业在创新活动中存在“搭便车”行为,这使得企业的创新投入要远远大于其收益,仅仅通过市场条件会出现失灵情况,造成研发资源的配置低于社会最优值,也阻碍了企业自主创新和研发的积极性。因此企业需要政府的激励和引导来实现预期创新收益,使得收益大于投入成本。在中国转型经济背景下,近年来政府不断加大对企业实行研发补贴的经济政策,对企业进行研发补贴最直接

¹ 作者感谢国家社会科学基金一般项目“产业共生视角下中国对‘一带一路’国家产业转移模式及演化路径研究”(18BJY002);陕西省哲学社会科学重大理论与现实问题研究项目“陕西省数字经济和实体经济融合发展研究”(2021ND0392);陕西省软科学计划项目“税收优惠对企业技术创新能力的影响研究”(2021KRM003);西安市科技局软科学一般项目“政府研发补贴对企业创新行为和绩效的影响研究”(20RKX0048)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见和建议。文责自负。

² 李丹丹,西北政法大学商学院副教授,E-mail:happydans@163.com。

的效应是分担了企业的研发成本,降低了市场风险。学术界关于政府研发补贴对企业创新影响效应存在不同的观点。一种观点认为,政府研发补贴可以解决市场失灵问题,鼓励企业进行基础性和正外部性的研发活动,形成具有国际竞争力的专利技术,对企业的创新产出形成激励效应(Brenner and Pudelko, 2019; 梅冰菁和罗剑朝, 2020);另外一种观点则认为,由于监管机制缺失政府进行研发补贴会扭曲要素价格,使得企业自身投入研发的动机减弱,并出现“寻租”行为,忽略了企业真正的研发需求,从而产生“挤出效应”(Boeing et al., 2016; 赵凯和王鸿源, 2018)。企业创新活动日益获得政府的重视,不同所有制企业纷纷加入到研发创新活动,各区域形成了多主体参与的创新格局。但是,从创新过程的系统观点来看,研发创新相对于其他创新具有较高的复杂性和专业性,信息不对称会影响到研发补贴的政策效果。同时,中国区域经济发展不平衡,不同区域政府研发投入强度不同,企业的创新资源和创新机制等存在差异,而企业自身规模、产权性质等特征不同,使得不同企业利用政府研发补贴来提高创新绩效的效果存在差异。那么政府研发补贴对企业的创新绩效是否存在激励效应?进一步地,企业规模和产权性质异质性是如何影响政府研发补贴与企业创新绩效的关系?因此,该研究领域至少在以下三个方面值得进一步研究:第一,现有研究文献大多研究了财政补贴与企业创新投入的关系(路春城和吕慧, 2019),事实上,政府适当干预可以减少市场失灵,政府对企业进行研发补贴不仅能够促进企业加大自身的研发投入,而更为重要的是为了增强企业核心竞争力,改善企业的创新效率。第二,除了关注政府研发补贴的有效性外,更重要的是要系统分析政府研发补贴如何对企业创新绩效产生激励作用。而企业规模、产权性质不同,导致其创新资源、创新实力、创新动力和创新决策机制也不同,从而使得不同企业获得政府研发补贴后效果不同。第三,从企业所处不同区域视角来看,进一步考察政府研发补贴对企业创新绩效影响的区域差异,以期为更有针对性地制定促进各个区域政府研发补贴差异性政策来提高区域竞争力。通过从资源配置、委托代理等理论视角对以上问题进行系统地理论研究,并进行实证检验,有利于政府从区域和企业层面,寻找出补贴政策绩效存在差异的原因,采取具有针对性的策略,合理规划政府研发补贴的资金分配,最大限度地发挥政府资助的效应。

本文的主要创新包括以下三点:(1)本文在现有政府资助政策评价的基础之上,明确了政府研发补贴对企业创新绩效的影响,将企业创新绩效分为申请专利数和新产品产值比上总产值进行分别验证,并用面板Tobit模型进行修正,补充和拓展了单指标考虑政府研发补贴对企业创新绩效的研究文献。(2)从企业规模和产权性质异质性视角深化了政府研发补贴对企业创新绩效的影响效应。大部分文献只关注政府研发补贴对研发投入的影响,而缺少对创新成果的

分析,仅将企业规模或产权性质作为控制变量来探讨,不能够充分解释上述差异对政府研发补贴对企业创新绩效作用机制的影响。本文将研究情境设在经济转型过程中,各经济区域发展不平衡,地域间存在不同程度的市场化改革,不同规模和产权性质的企业在创新资源、创新环境等方面存在差别,与创新之间存在不同关系,因此本文不仅考察了政府研发补贴对企业创新绩效的平均影响效应,而且结合区域特征和企业微观特征,深入探讨企业所处不同区域、不同规模 and 不同产权性质下对于政府研发补贴激励效应的差异,丰富了现有研究视角和思路。(3)在稳健性检验部分,为了消除解释变量与被解释变量的双向因果关系,解决内生性问题产生的估计偏误,本文引入政府研发补贴工具变量,采用2SLS回归方法进行计量分析,使得研究结论具有更可靠的稳健性和可信度。

1 文献综述与研究假说

1.1 政府研发补贴与企业创新绩效

企业要提升核心竞争力的根本是要进行研发创新。然而,在市场机制不完善的环境下,企业进行科技创新活动面临着较高的风险、较多的不确定性、较大的投入成本以及研发成果的产权无法得到充分保护等难题,如果没有足够的激励或者确定的预期,会出现企业的研发投入不足和研发积极性降低的情况,而创新不足将会阻碍企业技术进步与生产率的提升。政府研发补贴有效地推动了企业创新的积极性。Blank and Stigler(1957)是最早研究政府研发补贴对企业技术创新影响的,该研究认为,市场失灵等因素会使得企业的研发创新风险提高,如果企业能够获得政府的激励或者有确定的预期,研发活动的积极性和效率将大大提高。政府研发补贴对企业创新绩效产生激励效应的机制包括两个方面。第一,政府为企业 provide 研发经费支持,使得企业创新资源得到提高,解决企业融资困难问题,减少企业研发风险,激发企业研发创新的动力,提高创新项目成功概率。Howell(2017)认为,由于研发具有公共物品的非竞争性和非排他性,这种正向溢出效应使得私人收益远远低于社会收益,研发补贴会弥补企业因技术外溢而产生的损失,提高企业研发效率,促进研发投入。由于企业进行研发创新需要投入大量的资源,需要有足够的资金支持用于购买科技先进的设备,引进高技术人才。而高额的前期投入带来的创新产出还面临不确定性,企业承担风险能力有限,这使得企业对创新项目保持谨慎的决策态度,限制了企业的研发动力。企业如果获得政府补贴,不仅增加了研发资金,还能降低创新成本。企业通过灵活运用资金不仅可以优化研发基础,提高研发人员的数量,还可以进行外部技术的合作和学习,使得更加优质的资源得以注入,进而提

高企业的技术创新能力。第二,政府研发补贴可以为外部投资者提供有价值的投资信号,促进得到补贴的企业吸引更多的外部投资从而提高创新绩效(张碧菱和李旭辉,2017)。不同创新主体间存在信息不对称,研发项目一般具有较高的风险,投资者在研发投资上保持谨慎的态度。一方面,由于专业知识的限制,外部投资者对于评估研发项目的优势、劣势以及预期的回报具有一定的难度,信息不对称的存在会导致潜在的贷款人由于研发的内在风险,从而限制了他们在财政上对研发项目的支持。而政府研发补贴在认证企业研发项目的质量和技术的优点时可以发挥重要作用,政府相当于市场中信号发送者,即政府研发补贴可以为良好前景的企业向外部投资者获得补贴发出一个积极的信号。为了确保研发补贴可以合理地、有效地运用到研发项目上,政府将通过严格的标准体系审查和评估资助的创新项目,通过完善的研发项目认定标准体系,可以将政府的评估结果传递给外部投资者。政府对研发项目的选择结果被认为更加准确和公正,可以为外部投资者提供研发项目的选择标准,从而减少了信息不对称,进而帮助企业获取所需创新资源提升创新绩效。因此获得政府研发补贴的认证对于企业创新绩效的提高具有积极的信号作用(孙博等,2019;姜启波和谭清美,2020)。基于以上分析,提出研究假说1:

假说1: 政府研发补贴能够分担企业创新活动风险,提高企业获得所需创新资源能力,对企业的创新绩效具有激励效应。

此外,中国不同区域的企业发展程度、竞争程度、管理水平、内部治理和对创新的需求程度不同,使得政府研发补贴的效果也存在差异。经济发展相对发达的东部沿海区域与相对落后的中西部区域相比,市场化程度较高,创新环境和创新意识得到改善。一方面,在制度环境逐渐完善的情况下,政府更加注重为企业提高创新平台和技术服务机构的建设,简化了政府研发补贴审批流程,使得创新要素流动更自由,创新主体集聚度增高。政府通过整合科技、金融和知识产权保护,使得创新主体可以在更好的环境中进行创新活动。另一方面,发达地区的企业在市场竞争较为激烈的环境中,为了获得可持续发展,会更加重视技术创新,而相对完善的知识产权保护强度较好的降低了企业创新风险,创新资源可以得到较好的共享和利用,通过知识产权蕴含的市场机制促使创新成果实现转移和转化,并能够通过产生创新效益来提升企业的核心竞争力,进而增强政府研发补贴对企业创新绩效的激励作用。基于以上分析,提出研究假说2:

假说2: 政府研发补贴激励效应的发挥具有区域差异性,发达区域的政府研发补贴对企业创新绩效的激励效应要强于落后区域^①。

^① 东部包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南,中部包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南,西部包括四川、内蒙古、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、重庆、西藏、新疆和广西。

1.2 企业规模异质性对于政府研发补贴激励效应的差异

不同企业规模对创新政策的吸收效果不同。已有文献关注了企业规模与政府研发补贴的关系,但是结论不尽相同。郑江淮和张玉昌(2019)研究认为,企业规模与政府研发补贴效果正相关。蔡绍洪等(2019)研究认为企业规模与政府研发补贴呈现负相关关系,中小企业在创新政策方面机会大于大企业。巫强和刘蓓(2014)考察了不同政府补贴方式对企业技术创新的影响,发现相对于中小企业,定额补贴和比率补贴对大企业的技术创新水平提高更显著。Bronzini and Piselli(2016)研究发现意大利北部地区的政府研发补贴对中小企业的积极影响要显著大于对大企业的。可见,由于企业微观特征存在差异,企业创新动力的外部和内部因素不同,呈现出不同的技术创新模式,而这些因素又对创新激励产生不同的影响,因而使得创新激励效果不同。根据组织经济学观点,从资源获取视角来看,虽然大规模企业在创新资源上比中小企业具有明显的优势,但是对政府研发补贴的需求强度并不突出,对于提升创新效率、促进创新成果转化的意愿极低,创新策略也没有中小企业灵活。中小企业在组织机制和市场反应上具有独特的优势,为了达到提升市场占有率、扩大公司规模等目的,更容易激发技术人员的开发潜能,愿意抓住各种机会来增加创新资源,从而带动创新绩效的提升。从垄断治理视角来看,大企业层级体制缺少灵活性,一旦形成垄断地位,技术创新的动力就会减弱,获得的研发经费补贴反而会挤出企业自身研发投入,不利于技术进步。另外,政府选择补贴对象时会评估大规模企业带来的市场垄断效应,因而企业规模越大越不利于获得政府补贴,进而影响大企业的补贴政策 and 利用效果,因此政府研发补贴对中小企业创新绩效的激励作用会大于对大企业的。基于以上分析,提出研究假说3:

假说3: 政府研发补贴对企业创新绩效的激励效应由于企业规模不同而具有差异,相较于大企业,政府研发补贴对中小规模企业创新绩效激励效应更强。

1.3 产权异质性对政府研发补贴激励效应的差异

随着市场化改革的推进,不同产权性质的企业拥有不同的资源、经营目标和财政约束,因而对政府研发补贴的效果具有差异。在资源获取机制方面,国有企业在获取研发补贴的资源机制方面比非国有企业优势明显,然而当获得了政府研发补贴之后,国有企业进行提高创新能力和绩效的意愿并不大。这是因为,国有企业除了追求企业经济目标外,更要关注的是企业的社会绩效,因此当国有企业面临亏损时,往往会获得政府的各种补助措施,资源获取渠道较多,当获取政府的研发补贴后,容易造成资源冗余问题。邵学峰和赵志琦(2019)研究认为与大多数的国有企业相比,私有企业能从研发投资中获得更高的收益率,

这是因为对国有企业进行过量补贴会使政府研发补贴政策陷入诺斯悖论。另一方面,在研发补贴的信号效应方面,由于国有企业承担有政府的相关目标,并且可以通过政治沟通获得政府补贴的信息优势(白旭云等,2019),因此国有企业相对于非国有企业来说信号效应并不那么迫切。国有企业存在特权主义、高额工作、多重代理等问题,会导致国有企业通过寻租方式来获得补偿,而企业研发投入面临着高风险,降低了企业进行创新风险的意愿,政府研发补贴的投入带动作用较弱,甚至会降低企业将创新资源转换为创新产出的能力,抑制补贴带来的创新激励作用(丁凯和朱顺林,2016)。对于非国有企业来说,由于不具备资源优势,获得补贴意味着企业获得了政府和市场的认可,可以作为一种信号吸引外部资源来帮助企业获取创新资源。为了防止潜在竞争者的进入,非国有企业只有通过不断创新来提高核心竞争力,进而提升创新绩效。而大部分非国有企业面临着资源匮乏和融资难等问题,因此一旦获得研发补贴,非国有企业会谨慎对待研发补贴,合理配置创新资源,积极提升企业的创新绩效,以期望继续获得政府补贴。因此,非国有企业在组织和管理能力上具有优势,对创新机会的识别更加准确,同时在实施创新活动和战略时拥有较大的自主权和灵活性,在将已有的创新资源有效地转化为创新产出方面具有积极作用和实施意义。基于以上分析,提出研究假说4:

假说4: 政府研发补贴对企业创新绩效的激励效应由于产权性质不同而具有差异,相较于国有企业,政府研发补贴对非国有企业的创新绩效激励效应更强。

2 研究设计

2.1 模型设计

为了检验政府研发补贴对企业创新绩效的影响,基于前文研究假设,在借鉴以往研究的基础上,将企业创新绩效作为被解释变量,政府研发补贴作为核心解释变量,构建以下多元线性回归模型,如方程(1):

$$\ln \text{Patent}_{it} = \delta + \beta_1 \ln \text{Sub}_{it} + \beta_2 \text{control}_{it} + \gamma_{it} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标*i*表示企业,*t*表示时间, $\ln \text{Patent}$ 表示企业的创新绩效, $\ln \text{Sub}$ 表示政府研发补贴, control 表示控制变量, γ_{it} 和 Year 为企业和年份固定效应, ε_{it} 为随机误差项。如果核心解释变量($\ln \text{Sub}$)系数 β_1 是正数且具有显著统计性,则表明政府研发补贴对企业创新绩效具有激励效应;反之, $\ln \text{Sub}$ 系数 β_1 是负数且具有显著统计性,则表示挤出效应明显。为了检验政府研发补贴对不同经济区域的企业创新绩效影响效应是否具有差异,按照经济区域划将企业所处区域分为东部、中部和西部,设定东部区域为基准组,加入中部和西部虚拟变量与

政府研发补贴的交互项,设定模型如方程(2):

$$\ln \text{Patent}_{it} = \alpha + \beta_1 \ln \text{Sub}_{it} + \beta_2 \ln \text{Sub}_{it} \times D_1 + \beta_3 \ln \text{Sub}_{it} \times D_2 + \beta_4 \text{control}_{it} + \gamma_{it} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

进一步地,为了考察企业规模和产权异质性对政府研发补贴效应的差异,设定模型如方程(3):

$$\ln \text{Patent}_{it} = \alpha + \beta_1 \ln \text{Sub}_{it} + \beta_2 \ln \text{Size}_{it} \times \ln \text{Sub}_{it} + \beta_3 \text{SOE}_{it} \times \ln \text{Sub}_{it} + \beta_4 \text{control}_{it} + \gamma_{it} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

如果交互项系数 β_2 和 β_3 为正数且显著,表明企业规模和产权性质对政府研发补贴激励效应具有正向调节作用,该因素有利于政府研发补贴激励效应的发挥;反之,则具有负向调节作用,该因素不利于政府研发补贴激励效应的发挥。

2.2 数据来源与变量说明

本文选取的样本是沪深A股上市公司,研究期限为2010—2019年,通过对样本数据进行初步筛选,剔除了主要变量数据缺失的上市公司,以及删除了ST、PT、金融类行业的企业样本,并对主要连续变量两端各1%进行了Winsorize处理,来避免异常值影响。样本包括2822家企业,共包含21306个观测值。数据主要来自CSMAR数据库和CNRDS数据库,政府研发补贴数据来源于Wind数据库,缺失部分通过年报进行补充,上市公司的政府补贴信息披露于上市公司年报中附注的“营业外收入”科目下。

被解释变量(企业创新绩效)指标的选取相关文献通常用专利成果、申请专利数或者新产品产值等来表示。大多数文献选择的是企业专利申请数量(袁胜军等,2020),由于专利申请数可以衡量企业资源投入和使用效率的技术创新,更能体现出企业的实际创新能力,所以本文选择专利申请数量(Patent)作为企业创新绩效的代替指标。考虑到部分企业的专利数量为0,根据以往文献的做法,对专利申请数量加1并取自然对数来表示(宋砚秋等,2021)。此外,为了更好地体现企业技术创新绩效的水平,本文还采用新产品产值比上总产值(Perf)作为模型的被解释变量,以相互印证来提高研究结论的稳健性(Jia et al., 2021)。核心解释变量为政府研发补贴。根据“政府补助”明细科目中“科技成果转化项目补助资金”“科技奖励”“专利申请项目奖励”“技术创新项目”等子科目相加得到,并取自然对数(杨洋等,2015)。

为控制其他因素对企业绩效的影响,借鉴现有研究的基础上,本文控制如下变量:(1)企业年龄(Age),根据郭玥(2018)等研究文献,用当年年份减去企业成立年份表示;(2)净资产收益率(Roe),该指标表明了企业自有资本获取收益的能力,用年末净利润比上股东权益来表示;(3)企业盈利状况(Profit),已有

研究表明,企业的盈利能力与企业的经济绩效呈现正相关关系,用利润总额与主营业务收入比值表示;(4)资产负债率(Leverage),该指标是外部市场投资者对其信用能力的评价,资产负债率越低,企业面临的融资约束就越小(王刚刚等,2017)。本文的调节变量为企业规模(Size)和产权性质(SOE)。熊彼特创新理论中企业规模与企业创新产出具有正相关关系,采取企业每年总资产的自然对数来表示(Sung,2019)。样本中企业规模的划分依据工信部 2011 年《中小企业划型标准规定》,将从业人员 1000 人以下或营业收入 40000 万元以下的企业划分为中小微企业,除此为大规模企业。产权性质(SOE)用企业产权和控股情况表示,设置为虚拟变量,国有企业为 1,非国有企业为 0。

3 实证结果

3.1 变量描述性统计分析

使用 stata15 软件对主要变量进行描述性统计分析,结果如表 1 所示,以专利申请数来衡量企业创新绩效时,lnPatent 指标均值为 58.99,标准差为 112.43,最大值(942.34)与最小值(1.00)之间差异较大,这说明企业专利申请数具有较大差异,企业整体创新水平需要加强。企业的新产品产值比上总产值(Perf)的指标状况也验证了上述观点。政府研发补贴(lnSub)均值为 9.67,标准差为 6.82,最小值为 1.02,最大值为 16.78,这说明政府创新补贴额度整体偏低,同时政府对于企业的研发支持程度存在较大差别。在其他变量方面,企业盈利状况(Profit)均值为 12.37,最大值和最小值分别为 0.56 和 48.68,资产负债率(Leverage)均值为 0.38,最大值和最小值分别为 3.12 和 0.06,净资产收益率(Roe)均值为 0.06,最小值为-12.78,最大值为 6.34,以上指标说明不同企业的盈利能力和融资约束具有较大差距。

表 1 主要变量的描述性统计分析

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
lnPatent	21306	58.99	112.43	1.00	942.34
Perf	21306	6.34	62.45	0	0.73
lnSub	21306	9.67	6.82	1.02	16.78
Age	21306	13.56	4.02	5.00	31.00
Profit	21306	12.37	8.34	0.56	48.68
Leverage	21306	0.38	0.21	0.06	3.12
Roe	21306	0.06	1.12	-12.78	6.34
lnSize	21306	0.72	11.36	0.23	23.11
SOE	21306	0.28	0.46	0	1

在计量检验中,为了避免出现多重共线性、异方差等回归问题,对交互项中心化处理,对绝对量的变量取自然对数,利用 Person 相关系数法对变量的相关关系进行分析,然后对变量进行方差膨胀因子 VIF 检验,VIF 值均在 1.15~2.68 之间,结果说明不存在多重共线性问题。

3.2 回归结果分析

3.2.1 基准结果

面板数据模型可以避免无法观测的个体效应,通过计量软件 stata15,运用多元面板回归进行实证分析。通过将样本数据进行 F 检验、BP 检验和 Hausman 检验,最终选择固定效应模型。同时,使用 Newey-West 来修正处理可能存在的组间异方差和截面相关问题。已有研究文献认为(刘满芝等,2021),政府研发补贴存在滞后效应,为了考察得更全面,本文也将政府研发补贴的滞后一期和二期代入模型(1)进行回归,运用固定效应模型对政府研发补贴影响企业创新绩效的基准检验结果如表 2 所示。

表 2 政府研发补贴对企业创新绩效影响的基准结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln Sub_t$	0.3536 ** (0.0214)			0.5627 *** (0.0056)	0.5233 ** (0.0423)	0.4682 ** (0.0423)
$\ln Sub_{t-1}$		0.3024 ** (0.0628)				
$\ln Sub_{t-2}$			0.1624 * (0.0628)			
$\ln Sub_t \times Middle$				-0.2546 * (0.0115)		
$\ln Sub_t \times West$				-0.3518 ** (0.0415)		
$\ln Sub_t \times Big$					-0.1604 (0.0023)	
$\ln Sub_t \times SOE$						-0.2604 ** (0.0121)
Age	-0.0682 ** (0.0004)	-0.1234 ** (0.0243)	-0.1167 ** (0.0203)	-0.0693 ** (0.0024)	-0.1023 ** (0.0122)	-0.1032 ** (0.1561)
Profit	-0.0435 ** (0.0323)	0.0201 (0.0145)	-0.0283 ** (0.0012)	-0.0315 ** (0.0312)	-0.0126 ** (0.0122)	-0.0256 (0.0123)
Leverage	-0.3205 ** (0.0233)	-0.6238 ** (0.0611)	-0.6378 *** (0.0643)	-0.3109 ** (0.0262)	-0.4256 ** (0.0623)	-0.2109 ** (0.0122)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Roe	0.0657 ** (0.0623)	0.0214 *** (0.0213)	0.0232 *** (0.0267)	0.0612 ** (0.0602)	0.0523 ** (0.0501)	0.0328 ** (0.0233)
lnSize	-0.5238 ** (0.0365)	-0.2216 ** (0.0234)	-0.2035 ** (0.0167)	-0.4102 ** (0.0232)	-0.2102 ** (0.0189)	-0.3231 ** (0.0128)
_cons	-11.8345 ** (0.3769)	-8.3578 * (0.4123)	-10.3427 * (0.4276)	-12.8345 * (0.4526)	-6.1231 ** (0.6322)	-9.1723 ** (0.4256)
年份固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
个体固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
R^2	0.3767	0.3876	0.3214	0.4188	0.4257	0.4092
N	21306	19034	17035	21306	21306	21306

注:括号内为标准误,“*、**、***”分别代表系数在10%、5%以及1%的水平上显著(后表同)。

表2中列(1)结果表明,政府研发补贴($\ln Sub_i$)的系数为0.3536,与企业创新绩效在5%的水平上显著正相关,列(2)和(3)中政府研发补贴的滞后一期和二期的估计系数均显著为正(0.3024和0.1624),但影响系数减弱,这表明通过对企业创新活动给予政府研发补贴,可以显著提高企业的创新绩效,证明激励效应存在,且具有一定的时滞性和持续性,这与相关文献得出的结论一致(刘满芝等,2021),假说1得到证实。列(4)是将东部区域作为基准组,引入中部和西部虚拟变量与政府研发补贴的交互项,对方程(2)进行回归来检验政府研发补贴对创新绩效的激励效应在不同区域是否存在显著差异。其中,中部和西部的系数为各区域虚拟变量与政府研发补贴交互项系数加上核心解释变量的系数计算得来。结果显示,东部区域系数为0.5627($p < 0.01$),中部和西北区域与政府研发补贴系数交互项分别为-0.2546和-0.3518,计算得出中部和西部区域政府研发补贴对企业创新激励绩效的系数分别为0.3081($p < 0.1$)和0.2109($p < 0.05$),这表明相较于中西部区域,政府研发补贴对东部区域的企业创新绩效具有更强的促进作用。这是由于东部区域具有更加完善的基础设施和市场化机制,企业面临的融资约束更小,企业创新主动性更强,因此利用政府研发补贴的效果更好,假说2得到验证。列(5)是将中小微企业作为基准组,引入大规模企业与政府研发补贴的交互项进行固定效应回归,结果显示 $\ln Sub_i$ 系数为0.5627($p < 0.05$), $\ln Sub_i \times Big$ 系数为-0.1604,通过计算,大规模企业的系数(0.3629)小于中小规模企业的(0.5627),这说明获得补贴后规模相对较小的企业受到创新激励效应要大于大规模企业的,假说3得以验证。列(6)是将非国有企业作为基准组,引入国有企业与政府研发补贴的交互项进行固定效应回归,结果显示, $\ln Sub_i$ 系数为0.4682, $\ln Sub_i \times SOE$ 系数为-0.2604,均通过了显著性检验,这说明非国有企业的激励效应要大于国有企业的(0.4682 > 0.2078),假说4得以验证。

3.2.2 企业规模与产权异质性回归结果

为进一步探究具有不同规模和产权性质的企业在获得政府补贴之后的创新绩效的差异,加入企业规模和产权性质与政府研发补贴的交互项,控制年份和时间效应进行固定回归分析,调节作用模型结果如表3所示。

表3 企业规模和产权性质异质性估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
lnSub	0.3628 *** (0.0032)		0.3867 ** (0.0323)	
lnSub _{t-1}		0.3526 ** (0.0113)		0.3877 * (0.0321)
lnSub×lnSize	-0.3256 *** (0.0132)		-0.1622 ** (0.0156)	
lnSub _{t-1} ×lnSize		-0.0823 * (0.0067)		-0.0634 ** (0.0053)
lnSub×SOE			-0.2604 ** (0.0121)	
lnSub _{t-1} ×lnSOE				-0.0716 ** (0.0068)
controls	yes	yes	yes	yes
年份固定效应	yes	yes	yes	yes
个体固定效应	yes	yes	yes	yes
R ²	0.4221	0.4102	0.4722	0.4328
N	21306	19034	21306	19034

表3的列(1)是考察企业规模异质性对政府研发补贴效应差异性的估计结果,交互项lnSub×lnSize的系数为-0.3256,且显著($p<0.01$),列(2)是考察企业规模滞后一期与核心解释变量的交互项,结果显示,lnSub_{t-1}×lnSize的系数同样为负数(系数为-0.0823, $p<0.1$),这说明企业规模弱化了政府研发补贴对企业创新绩效的激励效应,中小规模企业获得政府研发补贴后产生的创新激励效应比大企业更高,假说3再次得以验证。列(3)是引入国有产权与政府研发补贴的交互项的估计结果,lnSub×SOE的回归系数为-0.2604,且显著,列(4)的结果同样显示国有产权性质对滞后一期政府创新补贴激励企业创新绩效的调节作用显著为负数(系数为-0.0716, $p<0.05$),这说明与非国有企业相比,由于国有企业存在的管理制度和运行效率存在问题,使得政府研发补贴难以被完全和有效地投入到企业创新活动中,而非国有企业在激烈的市场竞争中对于企业研发活动尤其重视,能充分利用获得的创新资源来提高创新绩效,因而政府研发补贴对非国有企业创新的激励效果更好,假说4再次得到证实。

3.2.3 稳健性检验

第一,替代被解释变量。为了印证以上结论,本文以新产品产值除以总产值(Perf)来衡量创新绩效(陈劲和陈钰芬,2006;杨洋等,2015)。由于该变量是一个离散分布变量,属于受限被解释变量,仅使用面板固定效应模型估计可能产生结果有偏和不一致(赖一飞等,2021),为了保持估计的稳健性,采用面板Tobit模型进行估计。进一步地,为了验证政府研发补贴对企业创新绩效存在区域差异和企业差异性,将样本数据按照区域、企业规模和企业产权性质进行面板Tobit分组回归,结果如表4所示。

表4 面板Tobit分组回归结果

分区域	全样本		东部		中部		西部	
变量	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$\ln Sub_t$	0.1452 ** (0.023)		0.2231 ** (0.0623)		0.1867 ** (0.0122)		0.0823 **	
$\ln Sub_{t-1}$		0.1223 ** (0.0112)		0.2228 ** (0.0612)		0.1103 ** (0.0124)		0.0626 **
controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
_cons	0.3272 ** (0.0231)	0.3508 ** (0.0301)	0.4638 ** (0.0322)	0.4822 ** (0.0412)	0.5235 ** (0.0452)	0.5012 ** (0.0533)	1.4322 ** (0.0545)	1.6233 ** (0.0634)
sigma-u	0.1632 *** (0.0221)	0.1647 *** (0.0213)	0.1434 *** (0.0216)	0.1468 *** (0.0217)	0.1123 ** (0.0113)	0.1068 ** (0.0111)	0.0821 ** (0.0121)	0.0832 ** (0.0121)
sigma_e	0.1023 ** (0.0023)	0.1043 ** (0.0024)	0.0932 ** (0.0054)	0.0967 ** (0.0055)	0.0778 ** (0.0053)	0.0763 ** (0.0052)	0.0532 ** (0.0034)	0.0537 ** (0.0036)
N	21306	17618	15766	13239	3408	3025	2132	1354
分企业	中小微企业		大规模企业		非国有企业		国有企业	
变量	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$\ln Sub_t$	0.1922 * (0.0122)		0.0623 (0.0006)		0.2522 ** (0.0216)		-0.0622 *	
$\ln Sub_{t-1}$		0.1733 ** (0.0201)		0.0523 (0.0122)		0.2263 ** (0.0217)		-0.0613 * (0.0013)
controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
_cons	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
sigma-u	0.1423 *** (0.0136)	0.1351 *** (0.0134)	0.0752 *** (0.0116)	0.0747 *** (0.0113)	0.0923 *** (0.0132)	0.0918 *** (0.0131)	0.0602 *** (0.0106)	0.0604 ** (0.0107)
sigma_e	0.1003 ** (0.0018)	0.1016 ** (0.0019)	0.0423 ** (0.0012)	0.0419 ** (0.0011)	0.0226 ** (0.0016)	0.0228 ** (0.0017)	0.0204 ** (0.0017)	0.0203 ** (0.0018)
N	16831	14129	4474	3489	19133	15497	2173	2121

全样本组中,政府研发补贴的系数为0.1452,政府研发补贴滞后一期的系数为0.1223,且均显著,这说明政府研发补贴对企业创新绩效起着显著的激励效应,并且具有持续性和滞后性。按企业所处地区分组时,各个区域系数均为正数,并且均在5%水平显著,其中东部的系数最高(0.2231),其次是中部(0.1867),最后是西部(0.0823),该结果与基准结果保持一致,即政府研发补贴对经济发达的东部区域企业激励效应要大于中西部区域的。按企业规模进行分组时,中小微企业组的政府研发补贴及其滞后一期的系数均为正数,这说明该组的政府研发补贴显著促进了企业创新绩效的提高。而大规模企业组的系数虽然是正数但是没有通过显著性检验,究其原因,大企业在获得研发补贴后对提升企业创新效率、促进创新成果转化的意愿相对较低。因为其创新决策比较保守,不仅要考虑创新项目的风险,还要考虑创新成果的应用价值,因此大企业进行创新研发活动将很难反映在提升企业创新绩效上。而中小企业的融资渠道比较窄,管理体系相对简单,这使得中小企业的决策效率比较高,为了能够获得更多的政府补贴,中小企业在获得补助后能够将资金用在“刀刃”上,同时还要提升市场占有率、扩大公司规模,因此会积极提高资金利用效率进而提高创新效率。按企业产权性质进行分组时,非国有企业中政府研发补贴及其滞后一期的系数分别为0.2522和0.2263(均显著),国有企业中政府研发补贴及其滞后一期的系数均为负数(-0.0622和-0.0613),这与已有研究关注政府补贴对国有企业和民营企业创新作用的差异性的结论相同(郑江淮和张玉昌,2019),即国有企业由于产权特性对于创新的积极性不高,但是获得补贴的机会和数额却比非国有企业更大,而国有企业的体制和管理存在的问题也会使政府研发补贴的效果降低(李丹丹,2020),因此政府研发补贴对非国有企业的企业创新绩效起到显著的促进作用,而在国有企业中该效应不显著甚至存在抑制作用。

第二,工具变量回归。由于政府研发补贴会促进企业进行研发活动提高创新绩效,而创新绩效较强的企业会更容易获得补贴,这意味着政府研发补贴与企业创新绩效之间可能存在双向因果关系。为了避免潜在的内生性问题,本文引入工具变量,通过两阶段回归方法(2SLS)进行计量检验。按照已有文献(杨洋等,2015;白云霞等,2019;Chen and Yang,2019)的思路,使用同一区域内其他行业政府研发补贴的均值(Ind-subsidy)作为政府研发补贴的工具变量。首先,同一区域内财政支出有限,对其他行业政府研发补贴越多,本企业所处行业的研发补贴金额会受到影响,所以该变量满足相关性要求。其次,同一区域内除本企业外的其他行业获得的政府研发补贴利用其他方法直接影响到本企业创新绩效的概率很低,所以符合外生性的规定。最后本文进行了工具变量有效性的检验。在弱工具变量检验中, F 统计量大于10,因而拒绝“存在弱工具变量”的原假设。在异方差稳健的DWH检验结果中 p 值小于0.1,说明政府研发补

贴变量为内生解释变量,模型排除了异方差的可能性。在 Anderson-Rubin 检验中,在 5% 水平上拒绝了原假设,这说明 Ind-subsidy 与 lnSub 之间相关性较高。

表 5 汇报了工具变量的 2SLS 估计方法回归结果。列(1)是对方程(1)进行的政府研发补贴对企业创新绩效的影响效应的检验,同样发现政府研发补贴对企业创新绩效存在的显著激励效应(系数为 0.0632, p 小于 0.01)。列(2)和列(3)是对方程(3)检验企业规模和产权性质的调节作用。其中企业规模与政府研发补贴交互项系数为-0.2425,产权性质与政府研发补贴交互项系数为-0.0732,均通过了显著性检验,这说明企业规模和产权性质对政府研发补贴的激励效应具有负的调节效应。第二阶段的回归结果与基准结果保持稳定。

表 5 工具变量 2SLS 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
lnSub	0.0632 *** (0.0734)	0.0612 ** (0.0625)	0.0682 *** (0.0758)
lnSub×lnSize		-0.2425 *** (1.3266)	-0.1392 * (1.0233)
lnSub×SOE			-0.0732 ** (0.0573)
controls	yes	yes	yes
_cons	3.2245 (0.8233)	6.3227 (0.7238)	1.4233 (0.8922)
第一阶段			
Ind-subsidy	-0.5233 *** (0.0518)	-0.4021 *** (0.0502)	-0.5763 *** (0.0628)
F	28.3212 ***	32.6783 ***	38.3726 ***
p	0.0000	0.0000	0.0000
年份固定效应	yes	yes	yes
个体固定效应	yes	yes	yes
N	21306	21306	21306

进一步地,本文把全部样本根据企业规模-产权性质进行重新分组,两两组合形成企业规模与产权性质四个不同的组合,分组进行 2SLS 回归,结果如表 6 所示。当企业样本为非国有企业时,通过将列(2)和列(4)的系数进行比较,发现小规模企业的政府研发补贴系数(0.1348)要大于大规模企业的(0.1143);当企业为国有企业时,通过将列(1)和列(3)的系数进行比较,发现小规模企业的政府研发补贴系数为正(0.0967),而大规模企业系数为负(-0.0633)。这说明

在控制了产权性质以后,政府研发补贴对小规模企业创新激励效应仍然要显著大于对大规模企业的。同样地,当企业规模被控制后,通过比较列(3)和列(4),当企业为小规模企业时,无论是国有企业还是非国有企业组,政府研发补贴系数均为正数且显著,而且非国有企业系数(0.1348)要大于国有企业的(0.0967)。通过比较列(1)和列(2),当企业为大规模企业时,政府研发补贴对非国有企业创新绩效呈现出了正向激励效果(系数为0.1143),但是不显著,而对国有企业则呈现出负向的影响(系数为-0.0633)。以上结果再次验证了企业规模和产权异质性对政府研发补贴激励效应的差异,即企业规模和国有产权对政府研发补贴的激励效应具有负向调节作用,假说3和假说4得到证实。

表6 企业规模和产权异质性的2SLS分组回归结果

变量	(1) 大规模 国有企业	(2) 大规模 非国有企业	(3) 小规模 国有企业	(4) 小规模 非国有企业
lnSub	-0.0633 ** (0.0625)	0.1143 (0.0323)	0.0967 *** (0.0163)	0.1348 ** (0.0112)
Age	-0.0611 ** (0.0834)	-0.0423 ** (0.0642)	-0.0058 ** (0.0057)	-0.0063 * (0.0061)
Profit	0.0763 (0.0812)	0.0702 (0.0822)	-0.1034 * (0.0126)	-0.1721 ** (0.0018)
Leverage	-0.0635 * (0.0632)	-0.0738 ** (0.0677)	-0.1023 *** (0.1224)	-0.0723 ** (0.1323)
Roe	-0.1023 * (0.1288)	-0.0821 ** (0.0733)	0.0156 (0.0215)	-0.1432 ** (0.0226)
lnSize	-0.1322 ** (0.1478)	-0.3266 ** (0.2032)	-0.2634 ** (0.1822)	-0.3288 ** (0.1623)
_cons	11.4258 (6.3266)	8.1532 (3.6066)	1.8376 (0.8945)	0.6389 (0.6322)
第一阶段				
Ind-subsidy	-0.3035 *** (0.0321)	-0.4036 *** (0.0367)	-0.3786 *** (0.0402)	-0.5023 *** (0.0589)
F	22.7712 ***	86.2628 ***	63.3428 ***	132.2356 ***
p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
年份固定效应	yes	yes	yes	yes
个体固定效应	yes	yes	yes	yes
N	416	4058	1575	15255

4 研究结论与政策建议

政府对企业自主创新的重视度日益提高,近年来不断加强对企业自主创新的补贴力度,而不同区域和企业通过政府研发补贴来提高创新绩效时会存在差异,那么何种企业能更有效地利用政府研发补贴来提升创新绩效?本文通过分析政府研发补贴对企业创新绩效的影响机制,以及分析企业规模和产权性质异质性对于政府研发补贴激励效应差异的基础上,利用2010—2019年中国沪深A股上市公司数据,运用固定效应模型、面板Tobit模型和工具变量法,在经济区域、企业规模和产权性质三方面差异的基础上考察政府研发补贴对企业创新绩效的影响效应。本文的主要结论包括:(1)政府研发补贴不仅可以有效地促进企业申请专利数量,还能够提升新产品产值率,这说明政府研发补贴对企业创新绩效存在显著的激励效应。通过考虑政府研发补贴效应的时滞性,发现这种正向促进效应在政府研发补贴滞后1期和2期同样存在,影响系数在减弱。(2)分区域来看,政府研发补贴对不同区域企业创新绩效的影响存在差异。相较于中西部区域,东部区域由于资源相对丰富,创新环境和创新意识得到改善,创新主体聚集,政府研发补贴对企业创新绩效的激励效应更大。(3)从企业微观特征来看,企业规模对政府研发补贴的激励效应具有负向的调节作用,政府研发补贴对中小企业创新绩效的激励效应要大于对大规模企业的;国有产权对政府研发补贴的激励效应具有负向调节作用,政府研发补贴对非国有企业创新绩效的激励作用要大于国有企业的。本文为解释转型经济背景下政府研发补贴作用于企业创新绩效以及企业微观特征如何影响这种关系提供了较为系统的理论逻辑,并提出以下政策建议。

第一,进一步加强政府研发补贴强度,完善补贴项目的绩效评价。本文研究表明,政府研发补贴可以有效激励企业提高创新绩效,因此政府应进一步加强政府研发补贴发放的规模和强度,并对企业的研发和创新活动进行考核和动态管理,降低信息不对称,对获得补贴之后的企业绩效进行定期的评估,加强研发补贴的事后监管,通过强化政府新产品补贴相关信息披露和强化绩效考核制度,减少寻租与腐败行为,合理使用创新补贴,提高研发补贴的有效性。

第二,政府需加大对中西部区域企业的政策引导和创新激励。本文得出政府研发补贴的激励效应具有区域差异性,因此,政策决策者需因地制宜,通过改善中西部地区企业创新的制度环境来加强专利产权的保护,细化补贴配套政策,营造良好的科技创新氛围,提高企业自主创新意识。加强落后区域公平性市场竞争机制的建设,并增强科技创新人才凝聚能力。重视高科技人才人力资本建设,在人才引进等方面予以扶持,进一步完善人才评价和激励机制,提高

企业科技人才的创新动力,积累科技创新成果,更好地运用政府研发补贴来提高企业创新绩效。

第三,调整和优化相关科技政策,提高政府研发补贴的针对性。本文得出企业规模和国有产权性质对政府研发补贴效果具有负向调节作用,因此政府需针对企业异质性实施差异化补贴。继续加大对中小企业的资助范围和力度,完善中小企业科技金融体系,充分发挥政府补贴在资本市场中的引导和带动作用,完善企业融资渠道和创新服务体系,实现市场资源最佳配置。政府应更加重视非国有企业研发活动,避免对国有企业过度补贴,加快国企改革,通过市场化手段激发和提高国有企业创新活力和动力,引导其在市场竞争压力中提升自身竞争力和创新水平,利用市场竞争激发企业创新。发挥政府支持社会创新资源向高质量的非国有企业研发项目倾斜的信号作用,建立专业性评估平台,为社会资助项目提供官方专业参考。

参考文献

- 白旭云,王砚羽,苏欣. 2019. 研发补贴还是税收激励——政府干预对企业创新绩效和创新质量的影响[J]. 科研管理, 40(6): 9-18.
- Bai X Y, Wang Y Y, Su X. 2019. R&D subsidies or tax incentives: An empirical analysis of government intervention on enterprise innovation performance and innovation quality[J]. *Science Research Management*, 40(6): 9-18. (in Chinese)
- 白云霞,唐伟正,刘刚. 2019. 税收计划与企业税负[J]. 经济研究, 54(5): 98-112.
- Bai Y X, Tang W Z, Liu G. 2019. Tax plans and the corporate tax burden[J]. *Economic Research Journal*, 54(5): 98-112. (in Chinese)
- 蔡绍洪,彭长生,俞立平. 2019. 企业规模对创新政策绩效的影响研究——以高技术产业为例[J]. 中国软科学, (9): 37-50.
- Cai S H, Peng C S, Yu L P. 2019. Do the innovation policy benefit SMEs? [J]. *China Soft Science*, (9): 37-50. (in Chinese)
- 陈劲,陈钰芬. 2006. 开放创新体系与企业技术创新资源配置[J]. 科研管理, 27(3): 1-8.
- Chen J, Chen Y F. 2006. Total innovation management under open environment [J]. *Science Research Management*, 27(3): 1-8. (in Chinese)
- 丁凯,朱顺林. 2016. 政府 R&D 补贴对技术创新绩效的影响研究——基于我国高技术产业视角[J]. 科技与经济, 29(1): 37-41.
- Ding K, Zhu S L. 2016. Research on the impact of Government R&D subsidy on the performance of technical innovation efficiency of high-tech industry [J]. *Science &*

- Technology and Economy*, 29(1): 37-41. (in Chinese)
- 郭玥. 2018. 政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J]. 中国工业经济, (9): 98-116.
- Guo Y. 2018. Signal transmission mechanism of government innovation subsidy and enterprise innovation[J]. *China Industrial Economics*, (9): 98-116. (in Chinese)
- 姜启波, 谭清美. 2020. 政府创新补贴与企业创新及其组态路径——基于质量和效率视角[J]. 软科学, 34(4): 37-43.
- Jiang Q B, Tan Q M. 2020. Government innovation subsidy, enterprise innovation and its configuration path—From this perspective of quality and efficiency[J]. *Soft Science*, 34(4): 37-43. (in Chinese)
- 赖一飞, 谢潘佳, 叶丽婷, 等. 2021. 我国区域科技创新效率测评及影响因素研究——基于超效率 SBM-Malmquist-Tobit 模型[J]. 科技进步与对策, 38(13): 37-45.
- Lai Y F, Xie P J, Ye L T, et al. 2021. Research on the efficiency and influencing factors of science and technology innovation in China—Based on the super-efficiency SBM-Malmquist-Tobit model [J]. *Science & Technology Progress and Policy*, 38(13): 37-45. (in Chinese)
- 李丹丹. 2020. 中国的所有制结构与区域劳动生产率收敛[J]. 贵州财经大学学报, (2): 12-21.
- Li D D. 2020. Ownership structure and regional labor productivity convergence in China[J]. *Journal of Guizhou University of Finance and Economics*, (2): 12-21. (in Chinese)
- 刘满芝, 杜明伟, 刘贤贤. 2021. 政府补贴与新能源企业绩效: 异质性与时滞性视角[J/OL]. 科研管理(10): 1-20.
- Liu M Z, Du M W, Liu X X. 2021. Government subsidy and performance of new energy enterprises: From the perspective of heterogeneity and time lag [J/OL]. *Science Research Management*, (10): 1-20. (in Chinese)
- 路春城, 吕慧. 2019. 财政补贴促进了中国制造业企业的研发投入吗——基于2008—2016年上市公司的门槛效应分析[J]. 宏观经济研究, (8): 94-103.
- Lu C C, Lv H. 2019. Does fiscal subsidy promote R&D investment of Chinese manufacturing enterprises—Based on the analysis of the threshold effect of listed companies from 2008 to 2016[J]. *Macroeconomics*, (8): 94-103. (in Chinese)
- 梅冰菁, 罗剑朝. 2020. 财政补贴、研发投入与企业创新绩效——制度差异下有调节的中介效应模型检验[J]. 经济经纬, 37(1): 167-176.
- Mei B J, Luo J C. 2020. Financial subsidies, R&D investment and enterprise innovation performance—A model test of regulatory mediator effect under institutional

- differences[J]. *Economic Survey*, 37(1): 167-176. (in Chinese)
- 邵学峰, 赵志琦. 2019. 补贴边界、产权阈值与研发产出表现[J]. 吉林大学社会科学学报, 59(2): 20-29, 219.
- Shao X F, Zhao Z Q. 2019. Subsidy boundary, property right threshold and R&D output[J]. *Jilin University Journal Social Sciences Edition*, 59(2): 20-29, 219. (in Chinese)
- 宋砚秋, 齐永欣, 高婷, 等. 2021. 政府创新补贴、企业创新活力与创新绩效[J]. 经济学家, (6): 111-120.
- Song Y Q, Qi Y X, Gao T, et al. 2021. Government innovation subsidies, innovation vitality and innovation performance of enterprises[J]. *Economist*, (6): 111-120. (in Chinese)
- 孙博, 刘善仕, 姜军辉, 等. 2019. 企业融资约束与创新绩效: 人力资本社会网络的视角[J]. 中国管理科学, 27(4): 179-189.
- Sun B, Liu S S, Jiang J H, et al. 2019. The financial constraints and firm innovation: From the perspective of human capital network[J]. *Chinese Journal of Management Science*, 27(4): 179-189. (in Chinese)
- 王刚刚, 谢富纪, 贾友. 2017. R&D 补贴政策激励机制的重新审视——基于外部融资激励机制的考察[J]. 中国工业经济, (2): 60-78.
- Wang G G, Xie F J, Jia Y. 2017. Reconsider incentive mechanism of R&D subsidy policy—Based on exploration for external financing incentive mechanism[J]. *China Industrial Economics*, (2): 60-78. (in Chinese)
- 巫强, 刘蓓. 2014. 政府研发补贴方式对战略性新兴产业创新的影响机制研究[J]. 产业经济研究, (6): 41-49.
- Wu Q, Liu B. 2014. Research on the influencing mechanism of modes of distribution of government R&D subsidy on the innovation of strategic emerging industries[J]. *Industrial Economics Research*, (6): 41-49. (in Chinese)
- 杨洋, 魏江, 罗来军. 2015. 谁在利用政府补贴进行创新? ——所有制和要素市场扭曲的联合调节效应[J]. 管理世界, (1): 75-86, 98.
- Yang Y, Wei J, Luo L J. 2015. Who innovate from the government subsidies? The joint moderate effects of the ownership and the factor market distortions [J]. *Management World*, (1): 75-86, 98. (in Chinese)
- 袁胜军, 俞立平, 钟昌标, 等. 2020. 创新政策促进了创新数量还是创新质量? ——以高技术产业为例[J]. 中国软科学, (3): 32-45.
- Yuan S J, Yu L P, Zhong C B, et al. 2020. Does the innovation policy promote innovation quantity or innovation quality? [J]. *China Soft Science*, (3): 32-45. (in Chinese)

- 张碧菱, 李旭辉. 2017. 企业风险厌恶视角下政府补贴对企业创新行为的影响机制研究[J]. 科技管理研究, 37(18): 7-14.
- Zhang B L, Li X H. 2017. The impact of subsidies on firm's innovative behavior based on risk-averse view [J]. *Science and Technology Management Research*, 37(18): 7-14. (in Chinese)
- 赵凯, 王鸿源. 2018. 政府 R&D 补贴政策与企业创新决策间双向动态耦合与非线性关系[J]. 经济理论与经济管理, (5): 43-56.
- Zhao K, Wang H Y. 2018. The two-way dynamic coupling and nonlinear relationship between R&D subsidy policy and innovation decision [J]. *Economic Theory and Business Management*, (5): 43-56. (in Chinese)
- 郑江淮, 张玉昌. 2019. 政府研发资助促进企业创新的有效性: 激励效应异质性假说与检验[J]. 经济理论与经济管理, (12): 17-34.
- Zheng J H, Zhang Y C. 2019. The effectiveness of government R&D funding in promoting enterprise innovation: Hypothesis and test of heterogeneity of incentive effect [J]. *Economic Theory and Business Management*, (12): 17-34. (in Chinese)
- Blank D M, Stigler G J. 1957. The demand and supply of scientific personnel[R]. New York: National Bureau of Economic Research.
- Boeing P, Mueller E, Sandner P. 2016. China's R&D explosion—Analyzing productivity effects across ownership types and over time[J]. *Research Policy*, 45(1): 159-176.
- Brenner T, Pudelko F. 2019. The effects of public research and subsidies on regional structural strength[J]. *Journal of Evolutionary Economics*, 29(5): 1433-1458.
- Bronzini R, Piselli P. 2016. The impact of R&D subsidies on firm innovation [J]. *Research Policy*, 45(2): 442-457.
- Chen L, Yang W H. 2019. R&D tax credits and firm innovation: Evidence from China [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 146: 233-241.
- Howell S T. 2017. Financing innovation: Evidence from R&D grants [J]. *American Economic Review*, 107(4): 1136-1164.
- Jia L L, Nam E, Chun D. 2021. Impact of Chinese government subsidies on enterprise innovation: Based on a three-dimensional perspective[J]. *Sustainability*, 13(3): 1288.
- Sung B. 2019. Do government subsidies promote firm-level innovation? Evidence from the Korean renewable energy technology industry [J]. *Energy Policy*, 132: 1333-1344.

Research on the Impact of Government R&D Subsidies on Enterprise Innovation Performance

—Based on the Perspective of Enterprise Scale and Property Heterogeneity

Dandan Li

(*Business School, Northwest University of Political Science and Law*)

Abstract Using the data of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2010 to 2019, this paper constructs a two-way fixed utility model, panel Tobit model and instrumental variable method, and empirically tests the impact of government R&D subsidies on enterprise innovation performance based on the differences in economic region, enterprise scale and property right nature. It is found that government R&D subsidies have a significant incentive effect on enterprise innovation performance, and this positive promotion effect has time lag. From the perspective of the region where the enterprise is located, compared with the central and western regions, the government R&D subsidy has a stronger incentive effect on the economically developed eastern region. From the perspective of enterprise heterogeneity, the incentive effect of government R&D subsidies on the innovation performance of small and medium-sized enterprises is greater than that of large-scale enterprises, and the incentive effect on non-state-owned enterprises is greater than that of state-owned enterprises. This study provides corresponding policy suggestions for the government in the selection of funding objects and policy implementation.

JEL Classification E62, H23