

引用格式:李向荣,焦晓阳,俞立平,等.直接创新政策、政府效能与新质生产力——基于政府研发补贴视角[J].技术经济,2026,45(3):125-136.

Li Xiangrong, Jiao Xiaoyang, Yu Liping, et al. Direct innovation policies, government effectiveness, and new quality productive forces: From the perspective of government R&D subsidies[J]. Journal of Technology Economics, 2026, 45(3): 125-136.

直接创新政策、政府效能与新质生产力

——基于政府研发补贴视角

李向荣¹,焦晓阳²,俞立平^{2,3},王泽炜²

(1. 吕梁学院经济管理系, 吕梁 033001; 2. 浙江工商大学统计与数据科学学院, 杭州 310018;

3. 浙江工商大学统计数据工程技术与应用协同创新中心, 杭州 310018)

摘要:创新政策,尤其是作为直接创新政策工具的政府研发补贴,对科技创新具有重要导向作用,有利于新质生产力提升;同时,政府效能的创新政策落实中起着关键作用。基于省级面板数据,构建新质生产力综合指数,并在理论分析基础上实证检验政府研发补贴对新质生产力的影响及政府效能的作用机制。研究发现:政府研发补贴显著促进新质生产力,该结论在稳健性检验后依然成立;补贴效应呈现显著的平滑非线性特征,边际促进作用随补贴水平提高而增强。政府效能对研发补贴的作用存在正向强化效应;面板门槛模型结果表明,政府效能具有门槛特征,在更高政府效能区间内,研发补贴对新质生产力的促进效应更强。异质性分析显示,在本文样本与模型设定下,中西部地区政策效应更为显著,而东部地区未表现出同等强度的显著性。基于研究结果,本文提出完善创新政策体系设计、着力提升政府效能、优化区域差异化创新政策等建议,为新质生产力发展提供支撑。研究结论为理解创新政策绩效的治理条件性提供经验证据,并为新质生产力培育的制度环境优化提供政策启示。

关键词:创新政策;政府效能;政府研发补贴;新质生产力;门槛模型;区域差异

中图分类号: F123 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2026)03-0125-12

DOI: 10.12404/j.issn.1002-980X.J25090108

一、引言

社会发展的本质是先进生产力不断替代落后生产力的过程。中国式现代化的推进,客观上要求突破传统依赖要素投入的发展模式,加快形成新质生产力^[1]。改革开放40余年来,中国依托土地、劳动和资本等传统要素实现了高速增长,但这一模式日益面临资源约束趋紧、环境压力加大、全要素生产率增长放缓等可持续性挑战。尽管创新驱动、绿色转型等高质量发展举措已取得一定成效,但数字经济融合不深、市场分割、城乡区域发展不平衡、政府与市场关系未完全理顺等结构性问题依然突出^[2]。这些发展瓶颈凸显了加快培育新质生产力的现实紧迫性。

在这一背景下,习近平总书记于2023年9月提出“新质生产力”这一重大概念,并在中央经济工作会议中明确其战略地位,为推动经济体系整体升级提供了理论指引和实践方向。新质生产力是以科技创新为核心驱动,以产业升级为方向,具备高科技、高效能、高质量特征的先进生产力形态^[3]。它是劳动者、劳动资料、劳动对象及其组合方式的质变性提升,更强调构建与之相适应的新型生产关系。在实践路径上,新质生

收稿日期: 2025-09-01

基金项目: 浙江省登峰学科“浙江工商大学统计学”资助(2023ZD1A);浙江省自然科学基金重点项目“制造业从数量型创新向质量型创新转型机制研究”(Z21G030004)

作者简介: 李向荣(1976—),博士,吕梁学院经济管理系教授,研究方向:产业经济;焦晓阳(1987—),浙江工商大学统计与数据科学学院博士研究生,研究方向:技术经济、创新经济;(通信作者)俞立平(1967—),博士,浙江工商大学统计与数据科学学院教授,博士研究生导师,研究方向:技术经济、科技评价与创新经济;王泽炜(2000—),浙江工商大学统计与数据科学学院硕士研究生,研究方向:计量经济。

产力依托数字金融发展^[4]、新技术融合应用^[5]、公共服务优化^[6]等途径重组生产要素,推动发展方式从传统高投入、高消耗模式转向智能化、绿色化、可持续轨道^[7]。培育新质生产力,对于国家应对全球性挑战、实现可持续发展具有重要战略意义,是在日益复杂的国际格局中赢得未来竞争主动权的关键^[8]。创新政策是推动新质生产力形成与发展的关键工具,能够加速技术突破与要素升级,为经济增长注入持续动力。创新政策可以分为直接与间接两类:前者以研发补贴、税收优惠等为核心工具,直接介入企业创新过程,通过资源补充与风险分担提升创新效率;后者则着眼于构建良好的创新生态,涵盖金融支持、科技服务等配套措施,通过优化外部环境产生长远影响。政府研发补贴是重要的创新政策体现,对释放科技创新动能、推动新质生产力发展具有重要现实意义。

关于政府研发补贴的作用,目前的研究结论并不一致。一方面,部分学者认为直接创新政策有正向激励作用。段铸等^[9]认为,政府研发补贴通过成本补偿效应直接增加企业研发投入规模,并能借助政府信用产生信号传递效应,进而帮助企业降低外部融资成本,形成对企业技术创新的赋能。冷松等^[10]指出,政府研发补贴通过“风险分摊”效应可显著提升内源融资能力,对研发经费的弹性系数远高于创新政策整体水平,能快速破解资金约束。白洁等^[11]发现政府研发补贴可以分散创新风险,使前沿技术进步对全要素生产率的贡献份额明显增加,进而提升新质生产力水平。另一方面,部分学者指出政府研发补贴可能产生负向的挤出效应。Lachs^[12]认为,信息不对称易诱发“寻补贴”投资、过度投资等机会主义行为,既降低资源配置效率、抑制创新内生动力,还会因企业偏好补贴内低边际成本研发项目,加剧公共政策对市场自主创新的挤出效应,削弱创新激励效果。刘举胜等^[13]指出,当考虑企业的道德风险问题时,政府失灵问题更易显现。姚海琳和牛铃^[14]认为,补贴可能同时存在“资源补充”与“挤出效应”,其净效应可能随补贴强度变化而呈现非线性。

政府研发补贴能否有效实施并推动新质生产力发展,在一定程度上取决于政府效能^[15]。政府效能体现在政策制定与执行两个维度:一方面,高效政府能够通过完善的法律法规和制度设计,为创新活动提供优质环境。赖敏等^[16]认为,政府效能的提升,体现为法律保障能够稳定市场预期,进而激发企业创新创业的活力。另一方面,政策执行的准确性和效率直接影响创新生态的构建。陈家涛和王璞玉^[17]认为,当政府效能不足时,可能导致政策解读偏差、执行监督不力等问题,不仅削弱政策效果,还可能抑制企业创新动力。安彩英^[18]指出,政府效能直接影响新质生产力发展,西方国家称其为“公共生产力”。良好的政府效能可以提高社会生产的公平性、效率性,有利于创新资源的合理配置和要素潜能的充分释放,为新质生产力的培育与壮大提供坚实支撑。

现有研究在政府研发补贴与新质生产力关系方面仍有进一步拓展空间:首先,关于政府研发补贴能否促进新质生产力,相关结论尚不一致,对不同地区政策效果差异的来源解释仍不够充分;其次,既有研究多从理论或微观视角展开,基于地区层面面板数据对政策效果进行系统识别与稳健检验的证据相对有限;最后,尽管政府效能被认为影响创新政策绩效,但将政府效能纳入实证框架,并刻画其对补贴作用的调节效应与阶段性差异的研究仍较少。基于此,本文构建新质生产力综合指标体系,利用地区面板数据评估政府研发补贴对新质生产力的影响,并引入政府效能变量,识别不同政府效能水平下补贴效应的差异。边际贡献主要体现在:首先,基于地区面板数据,从政府效能差异出发刻画政府研发补贴对新质生产力的政策效应分化特征,补充相关研究的经验证据;其次,将政府效能作为关键制度条件纳入分析框架,识别其对补贴绩效的约束与强化作用及阶段性差异,丰富新质生产力培育的科技创新与制度创新双轮驱动理论内涵,并为提升研发补贴的政策精准性与有效性提供经验参考。

二、理论分析和研究假设

(一) 政府研发补贴对新质生产力影响的线性效应

政府研发补贴的介入,为新质生产力的形成与发展筑牢根基。市场机制虽为资源配置的核心工具,但外部性、信息不对称等固有问题易引发资源错配^[19],而研发补贴可以弥补这一市场缺陷。

一是资金赋能。政府研发补贴通过直接资金注入与融资优化,为新质生产力提供核心支撑。补贴可直

接降低企业研发边际成本,缓解中小企业、初创企业的资金压力,支持其投入研发、采购设备与引进人才。同时,补贴能缓解融资难题,其信号效应吸引私人资本参与,让高成本创新项目落地可行,助力更多企业开展创新研发,夯实要素基础^[20]。

二是降低风险。创新高不确定性制约了新质生产力发展,研发补贴通过风险分担激活主体积极性。补贴减轻企业财务压力,降低研发失败损失,鼓励企业涉足前沿技术、新产品开发等高风险领域。同时,补贴通过资金支持与政策倾斜直接激励企业增加研发投入^[21],形成良性循环,拓宽新质生产力探索空间。

三是优化生态。研发补贴通过搭建协同平台、完善创新链条,构建转化生态。一方面,引导企业与高校、科研机构开展产学研合作,加速成果转化;另一方面,通过科研奖励、专项经费吸引高端人才,支持科技成果产业化,推动自动化、智能化技术落地。此外,补贴助力传统行业升级、催生新兴高附加值产业,带动产业链协同发展,推动产业结构优化,赋能新质生产力转型^[22]。

基于此,本文提出假设:

政府研发补贴对新质生产力总体具有促进效应(H1)。

(二) 政府研发补贴对新质生产力影响的非线性效应

政府研发补贴对新质生产力的影响可能呈现显著的非线性特征,其边际效应随补贴水平变化而发生阶段性转变。在补贴水平较低阶段,研发补贴规模往往不足以覆盖创新活动所需的高固定成本与高沉没成本,企业仍面临较强的融资约束与技术风险压力,补贴资金难以形成持续稳定的研发投入。同时,由于研发要素配置分散、产学研协同机制尚未有效建立,补贴的“撬动效应”和规模效应难以显现,甚至可能因资源配置摩擦而降低资金使用效率,从而导致补贴对新质生产力提升的边际促进作用较弱。

随着政府研发补贴水平持续提高,当补贴规模达到一定临界水平后,其资金支持与风险分担功能得以充分发挥,不仅能够有效覆盖创新活动的固定成本,缓解企业长期融资约束,还能促进研发要素集聚与协同创新机制形成。同时,补贴所释放的政策信号和认证效应有助于改善市场预期,吸引社会资本、高端人才和先进技术向战略性新兴产业集聚,进而显著增强对新质生产力的促进作用。由此,研发补贴对新质生产力的影响可能呈现“先弱后强”的U型非线性特征^[14]。其中,U型拐点在经济意义上反映了政府研发补贴由以补偿性支持为主逐步向激励性投入功能增强演进的过程。

基于此,本文提出假设:

随着政府研发补贴水平跨越关键阈值,其对新质生产力的边际促进效应显著增强,整体上呈现U型非线性关系(H2)。

(三) 政府效能的调节效应

在政府研发补贴驱动新质生产力发展的过程中,政府效能通过影响补贴资金的配置效率与政策执行效果发挥关键性调节作用。具体而言,这一调节机制主要体现在以下四个维度。

一是政府规模。政府规模反映政府在资源动员、公共投入与组织实施方面的能力。适度的政府规模有助于保障研发补贴的持续供给,并通过完善配套财政安排与部门协同机制,提高补贴资金在不同创新主体之间的配置效率,避免因财政约束或行政能力不足导致的政策“缩水”或执行偏差,从而增强研发补贴对新质生产力的促进作用^[23]。

二是监管质量。监管质量直接影响研发补贴在项目遴选、资金拨付、过程监管与绩效评估等环节的执行效果。高质量监管能够强化对补贴资金使用方向和用途的约束,减少寻补贴、套利与资源错配行为,提高补贴资金投向技术含量高、创新潜力大的项目的概率,从而提升研发补贴转化为技术进步和新质生产力的效率^[24]。

三是经济发展水平。经济发展水平体现了地区对研发补贴的吸收和转化能力。经济发展水平较高的地区通常具备较完善的产业基础和创新生态,补贴资金更容易通过企业研发投入、技术扩散和成果转化等渠道发挥作用,形成对新质生产力的实质性推动;而在发展基础相对薄弱的地区,补贴资金可能更多用于弥补要素约束,其创新转化效率相对有限^[25]。

四是民生保障。民生保障通过影响劳动力素质、创新预期与人才流动状况,间接作用于研发补贴的政

策响应效果。较完善的民生保障有助于提升人力资本质量,稳定创新主体预期,增强企业和科研人员对研发补贴政策的参与度和持续投入意愿,从而提高补贴政策的执行效率和创新扩散效果^[26]。

综上,政府效能通过影响研发补贴的资源配置效率与政策执行效果,对补贴政策绩效发挥重要调节作用。在不同政府效能水平下,研发补贴的政策效果可能存在强度差异,其调节作用并非线性,而是随着政府效能提升而逐步增强。

基于此,本文提出假设:

政府效能政府在政府研发补贴与新质生产力的关系中起到正向调节作用(H3)。

创新政策、政府效能与新质生产力关系如图 1 所示。

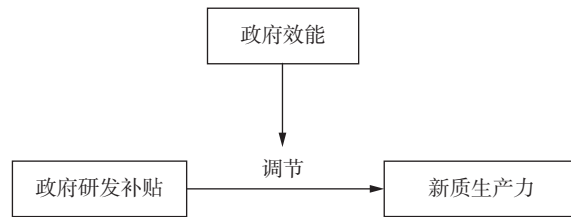


图 1 创新政策、政府效能与新质生产力关系

三、研究设计

(一) 模型设定

为考察政府研发补贴与新质生产力之间的线性关系,参考臧雷振和熊峰^[27]的研究,引入效应模型进行研究,构建模型如式(1)所示。

$$NP_t = \beta_0 + \beta_1 GT_t + \beta_2 Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中:NP 为新质生产力;GT 为政府研发补贴;Z 为其他对新质生产力起到作用的控制变量,包括人力资本水平、工业化水平、对外开放水平、城镇化水平; μ 和 λ 分别为省份和时间固定效应; ε 为随机扰动项;下标 i 与 t 分别为不同省份和时间; β 为待估系数。

为进一步考察政府研发补贴与新质生产力之间的非线性关系,构建模型如式(2)所示。

$$NP_t = \beta_0 + \beta_1 GT_t + \beta_2 GT_t^2 + \beta_3 Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

为验证政府效能的调节效应,在效应模型(1)中加入政府效能 GE 及交乘项 $GT \times GE$,得到式(3)。

$$NP_t = \beta_0 + \beta_1 GT_t + \beta_2 GE_t + \beta_3 GT \times GE + \beta_4 Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

1. 被解释变量

本文的被解释变量为新质生产力。根据相关研究,新质生产力包含创新、绿色和数字化的特征^[28]。参考卢江等^[29]和曹东勃和蔡煜^[30]对于新质生产力指标体系的建立,将新质生产力分为 3 个一级指标,分别为创新生产力、绿色生产力、数字生产力,每个一级指标分为 5 个二级指标。创新生产力包括创新研发、创新产业、创新产品、技术投入、技术研发,指标属性均为正向指标;绿色生产力包括废气排放、废水排放、废物利用、用水强度、能源强度,其中废物利用为正向指标,其余均为负向指标;数字生产力包括数字产业基础、数字产业收益、数字产业人员、网络普及率、电子商务,指标均为正向指标。本文采用熵权法进行赋权,得到新质生产力水平。新质生产力指标体系见表 1。

表 1 新质生产力指标体系

| 一级指标 | 二级指标 | 指标解释 | 单位 | 属性 |
|-------|------|-------------------|----|----|
| 创新生产力 | 创新研发 | 国内专利授予数 | 个 | + |
| | 创新产业 | 高技术产业业务收入 | 万元 | + |
| | 创新产品 | 新产品收入 | 万元 | + |
| | 技术投入 | 规上工业企业 R&D 经费支出 | 万元 | + |
| | 技术研发 | 规上工业企业 R&D 人员全时当量 | 小时 | + |

续表

| 一级指标 | 二级指标 | 指标解释 | 单位 | 属性 |
|-------|--------|------------------------------|----|----|
| 绿色生产力 | 废气排放 | 工业 SO ₂ 排放/国内生产总值 | % | - |
| | 废水排放 | 工业废水排放/国内生产总值 | % | - |
| | 废物利用 | 工业固体废物综合利用量/产生量 | % | + |
| | 用水强度 | 工业用水量/国内生产总值 | % | - |
| | 能源强度 | 能源消费量/国内生产总值 | % | - |
| 数字生产力 | 数字产业基础 | 互联网宽带接入端口数 | 万个 | + |
| | 数字产业收益 | 电信业务总量 | 亿元 | + |
| | 数字产业人员 | 信息传输、软件和信息技术服务业从业人员 | 万人 | + |
| | 网络普及率 | 互联网普及率 | % | + |
| | 电子商务 | 电子商务销售额 | 万元 | + |

2. 解释变量

以政府研发补贴来衡量直接创新政策。因政府研发补贴支持力度直接、政策信号清晰、数据可得性强，是学术界用以衡量直接创新政策最核心的指标之一。本文参考张玉华和陈雷^[31]的做法，以 R&D 经费内部支出中来自政府的资金投入额表征政府研发补贴，并对该变量取自然对数。

3. 调节变量

政府效能为调节变量。政府效能指标体系构建参考刘俸奇等^[32]的研究，包括政府规模、监管质量、经济发展、民生保障四部分（表 2）。

4. 控制变量

本文选取的控制变量包括：人力资本水平 (LL)^[33] 以普通高等学校在校学生数占年末总人口之比表示；工业化水平 (TL)^[34] 以各省份工业增加值与国内生产总值的比值表示；对外开放水平 (OP)^[35] 以货物进出口金额与地区生产总值的比值表示；城镇化水平 (CT)^[36] 以城镇人口占总人口的比例表示。

表 2 政府效能指标体系

| 一级指标 | 二级指标 | 指标解释 | 单位 | 属性 |
|------|--------|--------------------------|------|----|
| 政府规模 | 政府相对规模 | 公共管理、社会保障和社会组织就业人数/各省总人口 | 万元/人 | + |
| | 行政效率 | 1-行政管理费/财政收入 | % | + |
| 监管质量 | 环境监管 | 工业污染治理投资完成额/总产出 | % | + |
| | 公共安全监管 | 交通事故伤亡人数/发生数 | % | - |
| 经济发展 | 经济产出 | GDP/各省份总人口 | 万元/人 | + |
| | 教育水平 | 各省份平均受教育年限 | 年 | + |
| 民生保障 | 可支配收入 | 可支配收入/各省份总人口 | 元 | + |
| | 养老保险 | 养老保险参保数/各省份总人口 | % | + |

(二) 数据来源

本文原始数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国环境统计年鉴》。为保证数据的全面性及时间跨度的一致性，共选取中国 30 个省份（因数据缺失，未包括西藏地区与港澳台地区）2011—2022 年共 12 年的面板数据进行研究，其中缺失的数据以插值法和移动平均法补齐。变量的描述性统计见表 3。

表 3 描述性统计

| 变量 | 变量说明 | 样本量 | 均值 | 中位数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------|--------|-----|-------|-------|-------|--------|--------|
| NP | 新质生产力 | 360 | 0.137 | 0.094 | 0.123 | 0.017 | 0.740 |
| GT | 政府研发补贴 | 360 | 13.28 | 13.31 | 1.331 | 10.380 | 16.370 |
| GE | 政府效能 | 360 | 0.247 | 0.222 | 0.099 | 0.077 | 0.684 |
| LL | 人力资本水平 | 360 | 0.021 | 0.020 | 0.006 | 0.008 | 0.044 |
| TL | 工业化水平 | 360 | 0.321 | 0.324 | 0.081 | 0.101 | 0.556 |
| OP | 对外开放水平 | 360 | 0.265 | 0.143 | 0.287 | 0.008 | 1.548 |
| CT | 城镇化水平 | 360 | 0.601 | 0.588 | 0.196 | 0.350 | 0.896 |

四、实证研究分析

(一) 时间序列分析

为分析 2011—2022 年政府研发补贴、政府效能和新质生产力的变化趋势,对政府研发补贴、政府效能与新质生产力水平,绘制时间序列图。从图 2 可以看出,政府研发补贴、政府效能与新质生产力在 2011—2022 年呈逐步上升趋势。政府研发补贴的逐步提升,说明政府非常重视创新的作用,将大量资金注入各高校、企业与研究机构中。政府效能指数从 2011 年的 0.16 上升到 2022 年的 0.36,表明政府的治理水平与行政效率有所提高。与此同时,新质生产力从 2011 年的 0.07 提升到 2022 年的 0.21,说明中国近些年的高质量发展战略卓有成效,通过系列政策孕育和发展了新质生产力,为后续提出和深化新质生产力理论奠定了历史基础。

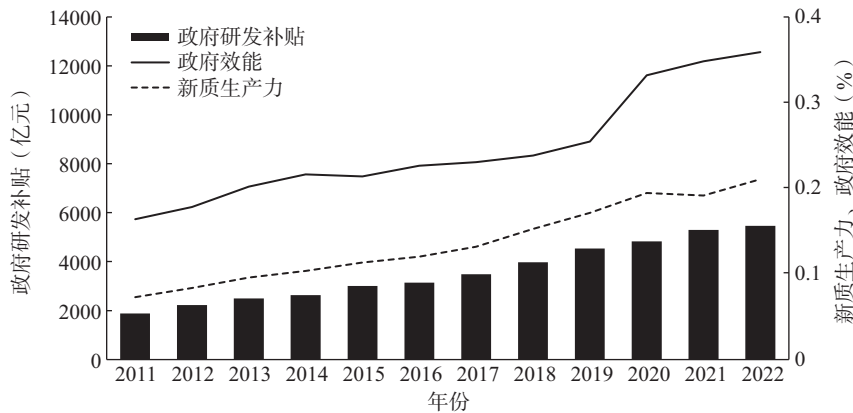


图 2 政府研发补贴、政府效能和新质生产力数据

(二) 面板回归检验

1. 政府研发补贴对新质生产力的影响

本文采用面板数据模型进行分析,表 4 展示了政府研发补贴对新质生产力的回归结果。其中,(1)列为合并普通最小二乘(OLS)回归结果;(2)列在此基础上进一步控制个体固定效应与年份固定效应,结果显示政府研发补贴系数仍在 1% 水平显著为正。(3)列在(2)列的基础上加入控制变量后,政府研发补贴系数为 0.0435,仍在 1% 水平显著为正,表明在控制不可观测个体异质性、时间冲击及相关控制变量后,政府研发补贴对新质生产力具有显著促进作用,基准结论保持稳健,假设 H1 得到验证。

表 4 的(4)列进一步在(3)列基础上加入政府研发补贴平方项(GT^2)以检验平滑非线性,结果表明 GT 一次项显著为负、二次项显著为正,揭示政府研发补贴对新质生产力的影响呈显著 U 型特征,即补贴的边际效应会随着补贴水平提高而逐步增强。假设 H2 得到验证。在补贴处于较低水平时,边际促进作用可能较弱甚

表 4 面板回归模型结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | NP | NP | NP | NP |
| GT | 0.0667*** (0.0052) | 0.0502*** (0.0176) | 0.0435** (0.0177) | -0.7612*** (0.0771) |
| GT^2 | | | | 0.0319*** (0.0032) |
| LL | | | -2.5168*** (0.8899) | -1.5622** (0.6758) |
| TL | | | -0.3359*** (0.0494) | 0.0545 (0.0514) |
| OP | | | -0.1024* (0.0597) | -0.0477 (0.0461) |

续表

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | NP | NP | NP | NP |
| CT | | | -0.4644** (0.1881) | 0.2512* (0.1508) |
| 常数 | -0.7500*** (0.0649) | -0.5306** (0.2337) | 0.0258 (0.1803) | 4.4569*** (0.4144) |
| N | 360 | 360 | 360 | 360 |
| R ² | 0.4290 | 0.8820 | 0.9064 | 0.9454 |
| 时间固定效应 | No | Yes | Yes | Yes |
| 省份固定效应 | No | Yes | Yes | Yes |

注：括号内为稳健标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平上显著。

至阶段性受限；当补贴提高到一定水平后，边际促进作用明显增强。这一结果说明，政府研发补贴并非在所有水平上具有同等强度的政策绩效，其作用更可能体现为“规模上升-边际效应增强”的递增机制。二次项结果识别的是连续意义上的平滑非线性，其经济含义在于边际效应随补贴水平变化而变化。

2. 稳健性检验

考虑到内生性问题可能导致模型估计结果偏误，本文进一步采用工具变量法缓解潜在内生性。创新补贴政策的落地执行与地方政府财政约束密切相关：财政压力上升会压缩地方政府可用于科技支持的预算空间，并可能促使其调整支出结构，从而影响对企业创新补贴的安排。参考张杰^[37]的思路，以各省当年财政支出与财政收入之比刻画财政压力，并取其滞后一期 (*FRL*) 作为创新补贴的工具变量，纳入分析框架。

工具变量检验结果见表 5(1) 列、(2) 列，在采用工具变量法处理潜在内生性后，核心解释变量的估计系数符号与显著性总体保持一致。并且欠识别检验拒绝欠识别原假设 ($p < 0.01$)，表明工具变量与内生解释变量具有显著相关性；弱识别检验的值为 34.240，大于临界值 16.38，提示弱工具变量风险较低。由此，在考虑内生性问题后，政府研发补贴对新质生产力具有显著促进作用，基准结论较为稳健。

为防止遗漏变量对模型结果造成影响，在模型中增加控制变量进行稳健性检验。市场化程度通过提升资源配置效率、激发创新活力、优化制度环境及增强市场调节能力，推动新质生产力的发展^[38]。在原模型的基础上，增加市场化水平 (*MA*) 这一变量后重新进行回归。从表 5 的 (3) 列可知，添加市场化水平后，*GT* 的显著性与方向没有发生根本性的变化，与前文保持一致，说明本文的结论是稳健的。

为了排除新冠肺炎疫情的影响，剔除 2020 年之后的样本之后重新进行回归。从表 5 的 (4) 列可知，剔除特殊年份后 *GT* 的显著性与方向没有发生根本性的变化，与前文保持一致，说明本文的结论是稳健的。

表 5 稳健性检验

| 变量 | SLS 内生性检验 | | 添加控制变量 | 剔除特殊年份 |
|------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) 第一阶段 | (2) 第二阶段 | (3) | (4) |
| <i>GT</i> | | 0.0939*** (0.0182) | 0.0462*** (0.0166) | 0.0398** (0.0179) |
| <i>FRL</i> | -0.2872*** (0.0491) | | | |
| <i>LL</i> | 55.3472*** (8.9827) | -8.1755*** (1.6220) | -2.4554*** (0.8808) | -1.2560 (0.8683) |
| <i>TL</i> | 1.0050 (0.8349) | 0.2115*** (0.0814) | -0.2943*** (0.0509) | -0.2282*** (0.0589) |
| <i>OP</i> | 1.3360*** (0.2583) | -0.0286 (0.0533) | -0.0866 (0.0582) | -0.1239** (0.0513) |
| <i>CT</i> | 1.0841 (0.6859) | 0.2682*** (0.0738) | -0.6567*** (0.2017) | -0.1979 (0.1789) |
| <i>MA</i> | | | 0.0125** (0.0051) | |

续表

| 变量 | SLS 内生性检验 | | 添加控制变量 | 剔除特殊年份 |
|-----------------------|------------------------|------------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) 第一阶段 | (2) 第二阶段 | (3) | (4) |
| 截距项 | 11.5039*** (0.6152) | -1.1570*** (0.1896) | -0.0154 (0.1710) | -0.1524 (0.1930) |
| <i>N</i> | 330 | 330 | 360 | 300 |
| <i>R</i> ² | | | 0.9078 | 0.9151 |

注:括号内为稳健标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%显著性水平上显著。

(三) 政府效能的调节作用

政府效能 (*GE*) 通过优化政策执行力和资源配置效率,增强政府研发补贴对科技创新转化为新质生产力的推动效果。为了检验政府效能在政府研发补贴与新质生产力间的调节作用,在模型中引入政府效能和政府研发补贴的交互项。此外,为了使一次项系数更有直观含义^[39],先对政府研发补贴和政府效能做了中心化处理。

表 6 的(2)列展示了调节效应结果,交互项 *GT×GE* 的回归系数为 0.1595,在 1%的显著水平下通过了显著性检验,表明政府效能在政府研发补贴和新质生产力间发挥正向调节作用,假设 H3 得到初步验证。交互项系数显著为正,表明政府效能不仅直接促进新质生产力,还通过增强政策执行力、降低制度性交易成本,放大了政府研发补贴的边际效应。这体现了“科技-制度”双轮驱动,在高政府效能环境中,政策信号更清晰、资源错配更少,创新要素更容易流入效率最高的领域,从而提升新质生产力。

(四) 门槛效应检验

为检验政府研发补贴对新质生产力的影响是否存在“治理条件性”,本文引入门槛回归模型,以政府效能作为门槛变量刻画不同治理水平下政策作用的阶段性差异。该方法能够在不预设分组标准的情况下,依据样本内生识别制度区间,并比较各区间内核心解释变量的边际效应差异。在进行门槛检验时,单门槛、双门槛检验的 *P* 均小于 0.05,因此采用双门槛模型进行检验。

从表 7 门槛回归结果可以看出,政府效能存在显著的双门槛效应,样本被划分为低、中、高三个治理区间。在不同政府效能区间内,政府研发补贴对新质生产力的影响系数均显著为正,且随政府效能水平提高呈递增趋势,假设 H3 得到进一步验证。这表明研发补贴的政策绩效具有显著的治理条件性:政府效能提升能够强化补贴的资源配置效率与政策执行力度,从而增强补贴对新质生产力的边际促进作用。高效的制度环境能够最大限度减少寻租行为与信息不对称,使创新资源得到最优配置。

表 6 调节效应检验结果

| 变量 | (1) | (2) |
|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | <i>NP</i> | <i>NP</i> |
| <i>GT</i> | 0.0435** (0.0177) | 0.0518*** (0.0150) |
| <i>GE</i> | | 0.3068*** (0.0907) |
| <i>GT×GE</i> | | 0.1595*** (0.0365) |
| <i>LL</i> | -2.5168*** (0.8899) | -1.4818* (0.8059) |
| <i>TL</i> | -0.3359*** (0.0494) | -0.1761*** (0.0507) |
| <i>OP</i> | -0.1024* (0.0597) | -0.0262 (0.0643) |
| <i>CT</i> | -0.4644** (0.1881) | 0.1884 (0.2037) |
| 截距项 | 0.0258 (0.1803) | 0.1115 (0.1314) |
| <i>N</i> | 360 | 360 |
| <i>R</i> ² | 0.9064 | 0.9181 |

注:括号内为稳健标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%显著性水平上显著。

表 7 政府效能门槛模型回归结果

| 变量 | <i>NP</i> |
|-------------------------------------|----------------------|
| <i>LL</i> | -1.766* (0.703) |
| <i>TL</i> | -0.274*** (0.065) |
| <i>OP</i> | -0.120*** (0.031) |
| <i>CT</i> | 0.036 (0.105) |
| <i>GT</i> (<i>GE</i> <0.240) | 0.052*** (0.012) |
| <i>GT</i> (0.240< <i>GE</i> <0.350) | 0.055*** (0.012) |
| <i>GT</i> (0.350< <i>GE</i>) | 0.059*** (0.012) |
| 截距项 | -0.444*** (0.123) |
| <i>N</i> | 360.000 |
| <i>R</i> ² | 0.649 |

注:括号内为稳健标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%显著性水平上显著。

(五) 异质性分析

1. 按东中西部划分

考虑到中国各地政府治理水平不同,经济发展程度也有一定差异,政府研发补贴对新质生产力的影响可能存在区域异质性。为了研究政府研发补贴对新质生产力的异质性影响,进一步将中国分为东部、中西部两大区域,分别构建固定效应模型进行回归分析。

表8的(1)列、(2)列报告了按地区划分的异质性回归结果,东部地区补贴系数在统计上不显著,中西部地区补贴系数显著为正。进一步的组间系数差异检验显示,地区间补贴系数差异显著($P=0.0002$),表明政府研发补贴对新质生产力的边际促进效应在不同地区存在显著异质性。

在东部地区政府效能整体高于中西部的背景下,政府研发补贴对新质生产力的边际效应不显著,反映出补贴在高效能、强市场环境中的“角色转变”。首先,东部地区政府效能水平较高,有助于提升财政资金使用的规范性与精准性,但也可能导致补贴的边际促进效应递减。在此前提下,政府研发补贴更多发挥配套性和引导性功能,而非企业创新活动的关键约束性投入,从而削弱了补贴的边际激励作用。其次,东部地区创新资源禀赋丰富,为企业创新提供了良好外部条件,使企业对政府补贴的依赖程度相对较低。在此背景下,东部企业研发体系相对成熟,创新活动更多依赖自身技术积累和市场竞争优势,研发投入和创新路径具有较强稳定性,政府补贴难以显著改变其既有研发决策结构,从而进一步弱化了补贴的边际促进效应。

相较之下,中西部地区政府效能与创新资源基础相对不足,企业面临更为突出的融资约束与创新外部性问题,市场机制在创新资源配置中的主导作用尚未充分发挥。在此背景下,政府研发补贴仍然在缓解创新约束、引导资源配置和撬动企业研发投入方面发挥更为关键的作用,因此其对新质生产力的促进效应在统计上表现得更加显著。

2. 按数字政府治理能力划分

数字政府治理能力提升可能通过多种渠道影响政府研发补贴绩效。具体来看:一是依托大数据分析提高政策精准度,更准确识别扶持对象,减少“一刀切”,提升资金效率^[40];二是运用数字化手段强化动态监管与追踪,防止套取补贴、挪用资金,压缩寻租空间^[41];三是推进申报、审核与公示流程透明可追溯,减少腐败与不公,增强政策公信力^[42];四是通过数字平台提升响应与协同效率,使政策调整更及时、执行更顺畅,提高灵活性与适应性^[43]。总体而言,上述机制能够强化政策执行链条,降低信息不对称与执行摩擦,提高补贴资金向创新投入与成果转化的传导效率,从而使政府研发补贴对新质生产力的边际促进作用在不同数字政府治理能力地区可能存在差异。根据清华大学数据治理研究中心发布的《中国数字政府发展研究报告(2022)》,将所有省份按照数字政府治理能力分为低水平地区与高水平地区进行检验。

表9的(1)列和(2)列分别报告了按数字政府治理

表8 按地区划分异质性分析结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | 全国 | 东部 | 中西部 |
| <i>GT</i> | 0.0435 ** (0.0177) | 0.0382 (0.0307) | 0.0168 ** (0.0074) |
| <i>LL</i> | -2.5168 *** (0.8899) | -2.8956 (2.3576) | -0.4116 (0.4039) |
| <i>TL</i> | -0.3359 *** (0.0494) | -0.4247 *** (0.1514) | -0.2535 *** (0.0360) |
| <i>OP</i> | -0.1024 * (0.0597) | -0.1989 ** (0.0793) | 0.2276 *** (0.0399) |
| <i>CT</i> | -0.4644 ** (0.1881) | 0.6902 ** (0.2876) | -0.2118 (0.1573) |
| 截距项 | 0.0258 (0.1803) | -0.5141 (0.4186) | 0.0524 (0.0975) |
| 组间系数差异检验 <i>P</i> 值 | 0.0002 | | |
| <i>N</i> | 360 | 156.0000 | 204.0000 |
| <i>R</i> ² | 0.9064 | 0.8959 | 0.9298 |

注:括号内为稳健标准误;***、**、*分别表示在1%、5%、10%显著性水平上显著。

表9 按数字政府治理能力划分异质性分析结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|
| | 全国 | 高水平地区 | 低水平地区 |
| <i>GT</i> | 0.0435 ** (0.0177) | 0.1046 ** (0.0432) | 0.0047 (0.0076) |
| <i>LL</i> | -2.5168 *** (0.8899) | 0.2412 (3.9527) | 0.0249 (0.2883) |
| <i>TL</i> | -0.3359 *** (0.0494) | 0.5965 ** (0.2637) | -0.1518 *** (0.0298) |
| <i>OP</i> | -0.1024 * (0.0597) | -0.0806 (0.0799) | 0.1608 *** (0.0326) |
| <i>CT</i> | -0.4644 ** (0.1881) | 0.2066 (0.3414) | 0.1178 (0.1134) |
| 截距项 | 0.0258 (0.1803) | -1.5482 ** (0.6972) | -0.0214 (0.0773) |
| 组间系数差异检验 <i>P</i> 值 | 0.0000 | | |
| <i>N</i> | 360 | 108 | 252 |
| <i>R</i> ² | 0.9064 | 0.9018 | 0.9125 |

注:括号内为稳健标准误;***、**、*分别表示在1%、5%、10%显著性水平上显著。

能力高低划分的异质性回归结果。结果显示,在数字政府治理能力较强的地区,政府研发补贴对新质生产力具有显著的正向促进作用;而在较低的地区,补贴系数不显著。进一步的组间系数差异检验结果表明,两组之间政府研发补贴系数差异在统计上高度显著($P=0.0000$),表明政府研发补贴对新质生产力的影响在不同数字政府治理能力水平下存在显著异质性。

上述异质性检验结果与前文关于数字政府治理能力作用机制的分析保持一致。具体而言,在数字政府治理能力较强的地区,依托数据赋能和数字化治理工具,政府在补贴对象识别、资金分配与执行监管等环节的精准性和透明度显著提升,有助于降低信息不对称和执行摩擦,强化补贴资金向企业创新投入与成果转化的传导效率,从而使政府研发补贴能够更有效地发挥激励作用。相反,在数字政府治理能力较低的地区,上述治理机制尚不完善,补贴政策在执行过程中更易受到效率损失和约束,进而削弱了补贴对新质生产力的边际促进效果。

五、研究结论与政策建议

(一) 研究结论

基于2011—2022年省级面板数据的实证结果表明:

一是,在控制省份与年份固定效应及相关控制变量后,政府研发补贴与新质生产力显著正相关,且在工具变量处理、补充控制变量及剔除特殊年份等稳健性检验下,核心结论总体保持一致,说明结果具有较强的稳健性。

二是,政府效能不仅与新质生产力提升直接相关,更关键的是其能够强化政府研发补贴的政策传导效率:在更高政府效能环境中,补贴更可能通过更有效的执行与更低的制度性摩擦转化为创新投入、技术扩散与要素配置优化,从而放大补贴的边际作用。

三是,从作用形态看,政府研发补贴对新质生产力的影响呈现显著的平滑非线性特征,边际效应随补贴水平提高而增强,体现出政策绩效的“规模递增”属性。

四是,政策效果存在明显区域异质性:中西部地区补贴促进作用更为显著,而东部地区未表现出同等强度的显著效应,提示不同地区在创新基础、要素集聚与政策转化条件方面存在差异,研发补贴绩效具有一定的情境依赖性。

(二) 政策建议

1. 完善创新政策体系设计,提高研发补贴的转化绩效

一是形成覆盖基础研究、关键共性技术攻关、成果转化与产业化扩散的连续性政策支持体系。围绕新质生产力培育的关键领域(高端制造、绿色低碳、数字经济等),推动研发补贴与技术攻关任务清单、成果转化平台建设及示范应用场景供给相衔接,提升补贴资金由研发投入向技术应用与产业升级的传导效率。

二是健全跨部门协同与资源统筹机制。推动科技、财政、工信与金融等部门在项目遴选、资金安排与绩效评价方面实现规则统一与信息共享,减少部门分割与重复支持,提高政策一致性与执行效能,降低制度性摩擦对补贴绩效的削弱。

三是建立动态评估与有序退出机制。按年度或项目周期对补贴投入强度、研发产出、成果转化绩效及外溢效应进行综合评估,并据此实施差异化的资金配置与退出安排,以提高政策适配性与资金使用效率。

2. 提升政府效能,强化治理能力对补贴绩效的放大作用

一是以数字政府建设为抓手推进政务数据共享与流程再造。将数据治理与智能化工具应用于项目评审、资金拨付、过程监管与绩效评价等关键环节,提高政策响应速度与治理精度,降低信息不对称与执行偏差。

二是优化创新政策的组织实施机制。明确中央与地方、部门与条线之间的权责边界与协同流程,建立跨地区联合评审与联动监管制度,促进创新资源跨区域流动与要素优化配置,提升政策实施的系统性与整体效能。

三是强化全过程绩效治理。在项目遴选阶段突出技术可行性与市场前景评估,在执行阶段提高资金使用

用透明度与过程监管强度,在验收阶段突出转化绩效与能力建设成效,提升政策公信力与财政资金配置效率。

3. 因地制宜实施差异化支持,提高政策边际产出

一是东部地区。在市场机制相对完善、企业创新基础较强、政府效能较高且补贴边际效应不显著背景下,应推动支持方式由普惠性补贴向竞争性支持与前沿突破倾斜。重点聚焦颠覆性技术、关键核心技术研发及产业链关键环节突破,构建协同支持体系。同时,进一步优化政策申报与资金拨付流程,精简冗余环节,提升政策可及性与精准度,充分发挥政策的配套引导作用,而非直接干预企业创新决策,契合东部企业依赖自身技术积累与市场优势的创新特征。

二是中西部地区。该区域补贴政策边际效果显著,且普遍面临政府效能不足、创新资源匮乏、融资约束突出及市场配置资源能力较弱的问题,因此政策需兼顾“补贴赋能+基础筑牢”双重目标。一方面,可适度加大研发补贴力度,重点支持产业化与技术扩散环节,推动科研平台、龙头企业与专精特新企业形成协同创新联合体,强化技术成果的区域吸收、转化与规模化应用,充分发挥补贴在缓解创新约束、撬动企业研发投入中的关键作用;另一方面,同步推进能力建设与制度环境优化,通过引才育才计划补强创新人才短板,提升项目评审与资金监管的专业化水平,建设共性技术平台与创新载体,优先补齐创新生态与治理能力短板,为补贴政策发挥效能提供支撑,进而强化创新成果对产业升级与新质生产力提升的带动作用。

参考文献

- [1] 刘守英,黄彪. 从传统生产力到新质生产力[J]. 中国人民大学学报, 2024(4): 16-30.
- [2] 李晓萍,全杰,严慕慈. 创新政策是否驱动城市产业升级——基于多时点双重差分法的验证[J]. 技术经济, 2025, 44(5): 14-27.
- [3] 李东民,郭文. 新质生产力的丰富内涵、生成逻辑与当代意蕴[J]. 技术经济与管理研究, 2024(4): 8-13.
- [4] 王硕,李荣林. 数字普惠金融能否赋能企业新质生产力发展?[J]. 山西大学学报(哲学社会科学版), 2025, 48(6): 110-118.
- [5] 周国富,张书凡,陈菡彬. 数字技术如何驱动新质生产力发展——机制分析与实证检验[J]. 统计学报, 2025, 6(4): 1-14.
- [6] 王洛忠,徐成铭,赵阳光. 公共服务精准管理助推新质生产力:作用机理与实践路径[J]. 郑州大学学报(哲学社会科学版), 2024, 57(4): 10-16.
- [7] 徐生霞,宁春姿. 数字经济赋能区域经济协调发展——理论机制和实证检验[J]. 统计学报, 2024, 5(2): 1-11.
- [8] 林晓玥,吴冲. 人工智能促进新质生产力涌现的路径和机制研究[J]. 技术经济, 2024, 43(10): 1-13.
- [9] 段铸,程颖慧. 政府创新补贴与战略性新兴产业技术创新——理论逻辑与实践路径[J]. 技术经济与管理研究, 2023(6): 19-24.
- [10] 冷松,张玉蒙,俞立平. 区域创新政策、研发投入与创新速度[J]. 云南财经大学学报, 2022, 38(10): 97-110.
- [11] 白洁. 政府补贴对高科技企业全要素生产率的异质性影响[J]. 学习与实践, 2020(9): 66-74.
- [12] LACH S. Do R&D subsidies stimulate or displace private R&D? Evidence from Israel[J]. The Journal of Industrial Economics, 2002, 50(4): 369-390.
- [13] 刘举胜,李超然,王苑. 考虑道德风险的突发事件政府治理路径研究[J]. 上海管理科学, 2024, 46(1): 101-107.
- [14] 姚海琳,牛铃. 中央与地方创新政策对关键战略材料企业实质性创新的非对称影响[J]. 科技管理研究, 2023, 43(11): 9-16.
- [15] 邢盘洲. 我国地方政府效能提升的问题及路径探析[J]. 理论探讨, 2017(6): 174-178.
- [16] 赖敏,余泳泽,刘大勇,等. 制度环境、政府效能与“大众创业万众创新”——来自跨国经验证据[J]. 南开经济研究, 2018(1): 19-33.
- [17] 陈家涛,王璞玉. 企业技术创新赋能新质生产力的内在逻辑与实践路径[J]. 海派经济学, 2025, 23(3): 118-133.
- [18] 安彩英. 国外政府效能建设的实践及启示[J]. 云南行政学院学报, 2013, 15(2): 43-45.
- [19] ARROW K J. The economic implications of learning by doing[J]. Review of Economic Studies, 1971, 29(3): 155-173.
- [20] 严思屏,郭以恒,于艺楠. 政府研发补贴对高技术产业创新产出的影响研究[J]. 亚太经济, 2023(4): 120-129.
- [21] 宋建,胡学萌,邵蔚. 补贴能否提升中国先进制造业创新绩效:基于上市公司数据的分析[J]. 南京财经大学学报, 2024(5): 23-33.
- [22] 舒齐. 新质生产力背景下大力支持产业转型升级[J]. 经济师, 2025(9): 27-29.
- [23] 赵丽君,吴福象. 供给侧改革、研发补贴与经济运行质量[J]. 广东社会科学, 2018(3): 53-63.
- [24] 颜晓畅. 政府研发补贴对创新绩效的影响:创新能力视角[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2019, 39(1): 59-71.
- [25] 赵丽君,吴福象. 政府研发补贴与经济发展质量研究——基于供给侧结构性改革的视角[J]. 经济问题探索, 2016(12): 33-42.
- [26] 王珏,李子成. 政府财政支持与新质生产力发展——基于研发投入和政府综合效能视角[J]. 投资研究, 2025, 44(7): 59-71.
- [27] 臧雷振,熊峰. 政府效能和政府规模之间的隐性张力——基于全球面板数据的实证分析[J]. 中山大学学报(社会科学版), 2021, 61(4): 194-206.
- [28] 杜仕菊,叶晓宣. 新质生产力赋能绿色发展的逻辑理路、价值意蕴与实践路径[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2024, 26(6): 52-61.

- [29] 卢江, 郭子昂, 王煜萍. 新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2024, 30(3): 1-17.
- [30] 曹东勃, 蔡煜. 新质生产力指标体系构建研究[J]. 教学与研究, 2024(4): 50-62.
- [31] 张玉华, 陈雷. 政府科技投入对技术创新影响的区域性差异分析[J]. 统计与决策, 2019, 35(23): 100-104.
- [32] 刘俸奇, 储德银, 姜春娜. 财政透明、公共支出结构与地方政府治理能力[J]. 经济学动态, 2021(4): 107-123.
- [33] 管智超. 财政透明、公共支出结构与区域创新水平[J]. 现代经济探讨, 2023(5): 11-23.
- [34] 石绍宾, 张晓丹. 减税降费的经济效应——基于高质量发展维度的分析[J]. 山西大学学报(哲学社会科学版), 2022, 45(5): 51-61.
- [35] 吕岩威, 李禹陶. 资本要素市场扭曲对经济高质量发展的影响及其机制研究[J]. 统计研究, 2023, 40(5): 51-63.
- [36] 周兵, 刘婷婷. 区域环境治理压力、经济发展水平与碳中和绩效[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(8): 100-118.
- [37] 张杰. 政府创新补贴对中国企业创新的激励效应——基于 U 型关系的一个解释[J]. 经济学动态, 2020(6): 91-108.
- [38] 张群姿, 刘茵伟, 胡金焱. 市场化进程、风险偏好属性与企业创新效率[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2024(2): 104-116.
- [39] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [40] 彭奕潇, 刘淑一, 李建琴. 数字政府、制度环境与区域创新能力[J]. 浙江社会科学, 2025(8): 51-63, 157-158.
- [41] 田子方, 杜琼, 王雅钰, 等. 数字化治理与企业绩效: 来自政府工作报告的经验证据[J]. 宏观经济研究, 2024(2): 57-73.
- [42] 谢楠, 何海涛, 王宗润. 复杂网络环境下不同政府补贴方式的企业数字化转型决策分析[J]. 系统工程理论与实践, 2023, 43(8): 2412-2429.
- [43] 刘芮伶. 大数据如何影响政府治理能力——基于贵州的实证研究[J]. 理论月刊, 2023(3): 37-48.

Direct Innovation Policies, Government Effectiveness and New Quality Productive Forces: From the Perspective of Government R&D Subsidies

Li Xiangrong¹, Jiao Xiaoyang², Yu Liping^{2,3}, Wang Zewei²

(1. Department of Economics and Management, Luliang University, Luliang 033001, China; 2. School of Statistics and Data Science, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China; 3. Collaborative Innovation Center for Engineering Technology and Application of Statistical Data, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Innovation policies, especially government R&D subsidies as a direct innovation policy instrument, play an important guiding role in technological innovation and contribute to the development of new quality productive forces. Government effectiveness is recognized as a key contingency factor influencing the implementation efficiency of such policies. A comprehensive index of new quality productive forces was constructed, and provincial panel data were employed to empirically examine the impact of government R&D subsidies on new quality productive forces. Following a rigorous theoretical framework, the moderating mechanism and threshold effect of government effectiveness were further tested. The results show that government R&D subsidies significantly promote the development of new quality productive forces, and this conclusion remains robust across multiple robustness checks. The subsidy effect exhibits a smooth nonlinear characteristic, where the marginal promotion effect strengthens with increasing subsidy intensity. Government effectiveness exerts a positive moderating effect on the relationship between R&D subsidies and new quality productive forces. Results from the panel threshold model indicate that government effectiveness has a threshold characteristic, and in the interval of higher government effectiveness, R&D subsidies have a stronger facilitating effect on new quality productive forces. Heterogeneity analysis reveals that the policy effect is statistically significant and more pronounced in central and western China, whereas it is not significant in eastern regions under the current sample and model specification. Based on these findings, policy implications are proposed, including improving the design of the innovation policy system, enhancing government effectiveness, and implementing regionally differentiated strategies. It provides empirical evidence for understanding the governance contingency of innovation policy performance and offers insights for optimizing the institutional environment for the development of new quality productive forces.

Keywords: innovation policy; government effectiveness; government R&D subsidies; new quality productive forces; threshold model; regional differences