

企业科学研究反哺存在最优财政支持模式吗？ ——基于财政科技支出集中度视角

王斌^{1, 2}

(1. 复旦大学 经济学院, 上海 200433; 2. 江苏理工学院 经济学院, 江苏 常州 213001) *

摘要: 基于2010—2020年我国省级区域的规上工业企业数据, 探讨财政科技支出集中度对企业科学研究反哺的作用效应。结果表明: 提升区域财政科技支出集中度, 可抑制企业科学研究反哺强度和倾向。分区域角度分析, 东部地区反哺强度受到激励, 西部地区反哺倾向受到抑制, 中部地区反哺倾向虽受到激励但反哺强度受到抑制。调节效应和门槛效应分析显示, 提升财政科技支出强度或企业绩效可逆转财政科技支出集中度对反哺强度的抑制性, 低企业绩效可加剧财政科技支出集中度对反哺倾向的抑制, 而提升企业绩效可减弱上述抑制效应。

关键词: 财政科技支出; 集中度; 分散性; 科学研究反哺; 系统GMM

中图分类号: F279.2; F812.45 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003-7217(2024)03-0067-09

一、引言

当前, 新一轮科技革命和产业变革突飞猛进, 科学研究范式发生深刻变革, 科学研究转化周期明显缩短, 国际科技竞争向基础前沿前移, 我国企业面临科技“无人区”挑战愈加凸显, 企业迫切需要从源头和底层攻克“卡脖子”关键技术。但在高校自由探索型科学研究与企业需求之间存在巨大鸿沟的情况下, 企业急需市场导向的应用型科学研究作为支撑实现前沿技术突破。然而, 受短期偏好约束, 现阶段我国企业的科学研究投入普遍不足, 企业的科学研究反哺动力弱化和激励不足问题愈发凸显。基于此, 本文以企业科学研究反哺为研究对象, 着重探讨企业科学研究反哺的财政支持模式问题。

实践中, 由于各地区科技创新战略及产业发展侧重点不同, 部分地区财政科技支出集中度偏高, 而部分地区财政科技支出更为分散并呈普惠性特征。这两种财政科技支持模式孰优孰劣, 是采取集中性抑或分散性的财政科技支持模式, 存在一定争论。前者意在将财政科技支出资源集中于重点扶持领域和重点对象, 而后者意在将财政科技支出惠及更多创新组织主体。支持财政科技支出集中化的学者认

为, 企业科学研究活动需耗费大量资源, 且具有较高失败风险和外溢性特征, 只有部分行业龙头企业和新兴科技企业才具备科学研究能力, 这部分企业在关键技术领域的创新突破具有战略意义和社会效应。因此, 政府应集中有限的财政资源支持部分重点企业的研发活动^[1], 而不应采取分散化普惠性的财政支出模式, 以免稀释摊薄区域财政科技支出资源。但在既往研究中, 支持财政科技支出集中化的直接论证并不多见, 部分文献通过财政科技支出门槛效应间接提供了支撑。如相关研究发现只有当政府支持力度超过一定阈值时, 才能充分发挥科学研究的作用效应^[2], 并更有效地激励企业创新活动^[3, 4]。此外, 部分文献认为普惠性的财税制度安排缺乏针对性, 而直接针对特定群体创新的政策效果更显著^[5]。普惠性的财政支持模式其实是“鼓励弱者”, 而竞争性的支持模式更能体现“支持强者”^[6]。实际上财政科技支出若要发挥效率需要企业投入更多研发资源^[7], 但较多中小企业并不具备这种条件, 故分散化的财政科技支出难以具备对企业创新风险的化解能力^[8]。

* 收稿日期: 2022-12-04; 修回日期: 2023-06-16

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(20&ZD127); 江苏省创新支撑计划(软科学研究)专项资助(BR2023015-2)

作者简介: 王斌(1981—), 男, 河南商丘人, 博士, 复旦大学经济学院访问学者, 江苏理工学院经济学院副教授, 研究方向: 科技创新管理。

但支持财政科技支出分散化的学者认为,财政科技资助的本质目的是通过财政杠杆效应激发企业的研发动力^[9],而不应代替企业自有资金开展研发活动,否则会产生严重的资源挤出效应,最终也无法增加企业整体研发资金投入量,而只是用低成本的企业资金代替高成本的企业资金^[10]。因此,财政科技资助应以引导和激励为主,通过扩大财政科技资助的对象范围,使财政资助惠及更多研发主体,激发更多企业的创新动力,提升区域整体技术水平。既往研究发现,分散化的财政科技支出可减弱非市场化的经济环境对企业研发活动的不良影响,并可适应不同生命周期企业的研发活动^[11,12],故可产生更高的杠杆激励系数^[13]。尽管普惠性的财政科技支持模式会导致平均补贴额度的减少,但这也有助于增强对企业创新的促进效应^[14]。除此之外,也有研究通过论证财政科技支出的低杠杆有效性,形成对分散性财政科技资助模式的支持。如当财政补贴强度低于1.66%时,财政补贴对民企创新有边际递增影响,否则,将出现边际递减效应^[15];当财政补贴强度在0~0.0211时,财政补贴对制造业企业研发投入的激励性最高^[16],即中低程度的财政科技资助强度可提升杠杆效应而弱化挤出效应^[17,18];但财政科技政策对企业创新效率的驱动效应呈倒U形特征^[19],即财政支持力度过高或过低均会抑制企业创新效率。

二、研究设计

(一)变量与数据

1. 被解释变量。被解释变量为企业科学研究反哺倾向和科学研究反哺强度。实践中,企业反哺科学研究存在两个维度:一是自愿性的主动反哺,用倾向或意愿表达;二是客观性的实际反哺结果,即无论是主动反哺抑或被动反哺,都可以用反哺强度表征。这样划分是考虑到:有些企业愿意反哺科学研究,其倾向度很高,但奈何自身实力有限,故最终的实际反哺结果可能不理想;有些企业可能不太愿意反哺科学研究,但受各种因素影响,其最终的反哺结果却并不弱。因此,有必要从主观意愿(倾向度)和客观结果(反哺强度)加以区分研究,以提升研究结论的科学性。

科学研究反哺倾向度指标,意在测度企业反哺科学研究的主观意愿是否强烈。现有研究缺乏相关

表征指标,本文探索性地采用“企业科学研究经费投入与企业市场利润率之比”表征。其构造机理是:在企业拥有较高的利润率时,企业可供投入的研发资源也较为充裕,在此情景下,企业科学研究反哺投入高并不一定表明企业的主观意愿就很强,而可能是“大河有水小河满”的自然结果。如A企业市场绩效好,实力很强,B企业市场绩效一般,实力较弱,如果单纯比较科学研究投入规模,那么A企业可能较B企业高,这是由于二者实力存在差距,但无法表明A企业比B企业科学研究主观意愿更强。当“企业科学研究经费投入与企业市场利润率之比”较高时,表明每1单位市场绩效对应的科学研究投入更高,就可以很好地说明该企业具有更高的反哺意愿。换句话说,若B企业在市场绩效较弱的情况下,还能够拿出充足的钱反哺科学研究,则可反映出B企业的反哺意愿更高;而A企业虽市场绩效更好,但并没有拿出相匹配的资金反哺科学研究,体现出其意愿相对弱一些。科学研究反哺强度指标,用“企业科学研究经费投入占R&D经费比重”表征,是借鉴当前较多文献和政府统计中关于“基础研究投入强度”的测度方法。

《中国科技统计年鉴》中科学研究包含基础研究和应用研究两个部分。故本文的科学研究反哺由“基础研究”与“应用研究”投入之和予以测度。但《中国科技统计年鉴》并未报告“基础研究”和“应用研究”的支出资料,而是报告了R&D经费内部支出和试验发展支出的数据。因此,本文根据《中国科技统计年鉴》中关于R&D经费内部支出的指标释义“单位用于内部开展R&D活动(基础研究、应用研究和试验发展)的实际支出”,用“企业R&D经费内部支出”减去“试验发展支出”测度企业内部科学研究反哺投入。此外,考虑到企业科学研究反哺还涉及对外部主体的资助,如高校院所,故“企业科学研究反哺”由内部反哺和外部反哺两部分组成。具体测算方法见表1。

2. 核心解释变量。财政科技支出集中度:主要考察一个地区的财政科技支出资源的集中程度,用于判断地区财政科技支出是集中于数量占比有限的资助对象,还是分散于数量占比较高的资助对象中。基于此,用赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)测度财政科技支出集中度,但该方法需要获取区域内每一个企业财政科技资助份额的数据,导致在实际测度中

难以实现。为此,采取一种变通的方法:将区域内企业按规模分为大型、中型和小型企业,一般而言,大型、中型、小型企业数量占比依次提升,若中型和小型企业财政支持份额占比明显提升,则表明地区财政科技支出的“分散性”特征明显,否则“集中性”特征明显。基于此,分别求得大型、中型和小型企业平均每单位企业的财政科技资助额度,并与地区财政科技支出总额相比,从而获得三类规模平均每单位企业的财政科技资助占有率,进而代入 HHI 指数测算出地区财政科技支出集中度水平,并乘 10000 以扩展量纲。基于上述测算方法,本文测算得到各省级区域 2009—2019 年的财政科技支出集中度,并用算术平均法和几何平均法测算各省级区域的财政科技支出集中度平均水平和增速,结果见表 2。总

体而言,此测算结果可有效比较省际财政科技支出集中度水平,也可体现同一地区不同年份财政科技支出集中度水平的变化,故适合本文实证计量分析。从表 2 列出的我国 30 个省级区域 2009—2019 年财政科技支出集中度均值和平均增速可见,就区域财政科技支出集中度平均水平而言,东部地区财政科技支出集中度水平明显弱于中西部地区,处于较低水平区间,区域财政科技支出具有明显的分散性特征。中部地区财政科技支出集中度水平明显高于东部地区而弱于西部地区,处于中间水平。西部地区财政科技支出集中度水平,远高于东中部地区,具有明显的高集中度特征。从各区域财政科技支出集中度平均增速看,除部分地区外,我国较多地区的财政科技支出集中度水平呈下降趋势。

表 1 变量设定

变量类别	变量名称	符号	测算方法
被解释变量	科学研究反哺倾向度	<i>SRC</i>	(规上工业企业 R&D 经费内部支出—试验发展支出+企业 R&D 经费对境内研究机构及高校支出)/规上工业企业市场利润率
	科学研究反哺强度	<i>SRI</i>	(规上工业企业 R&D 经费内部支出—试验发展支出+企业 R&D 经费对境内研究机构及高校支出)/规上工业企业 R&D 经费内部支出
核心解释变量	财政科技支出集中度	<i>Fhhi</i>	赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)
控制变量	企业市场绩效	<i>Profit</i>	市场利润额/主营业务收入
	财政科技支出强度	<i>Finin</i>	规上工业企业 R&D 经费内部支出中政府资金占比
	企业科技成果转化能力	<i>Transf</i>	$W_1 \times$ 企业研发机构仪器设备费+ $W_2 \times$ 企业研发机构人员数+ $W_3 \times$ 新产品开发经费
	区域知识产权保护水平	<i>Dispute</i>	$W_1 \times$ 专利司法+ $W_2 \times$ 专利执法
	区域技术转移水平	<i>Techout</i>	技术输出额/规上工业企业数
	产学研合作	<i>Cooper</i>	$W_1 \times$ 校企合作+ $W_2 \times$ 研企合作
	市场结构	<i>Mhhi</i>	赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)

注:规模以上工业企业(简称“规上工业企业”)是指年主营业务收入 2000 万元及以上的工业企业法人; W_1 、 W_2 、 W_3 为权重符号。

表 2 区域财政科技支出集中度平均水平和增速(2009—2019 年)

省份	增速/%	均值	省份	增速/%	均值	省份	增速/%	均值
江苏	-4.16	9	安徽	-12.50	82	海南	8.61	308
广东	-4.62	11	四川	-15.62	146	陕西	-6.70	314
浙江	-1.93	40	重庆	-3.71	157	辽宁	-18.61	315
北京	1.71	57	山西	-6.60	158	湖南	2.44	316
福建	3.99	59	云南	6.80	163	河北	-8.76	407
山东	-13.29	61	湖北	-22.35	166	宁夏	-2.57	835
天津	1.57	62	江西	-16.91	172	新疆	-13.08	876
广西	5.91	66	内蒙古	-0.84	195	青海	4.61	934
河南	-13.87	71	吉林	-18.75	279	黑龙江	3.74	1118
上海	2.27	73	贵州	-0.23	289	甘肃	-11.17	1276

注:受限于数据可得性,我国港澳台及西藏地区未列入本文研究对象。

3. 控制变量。实践中,区域知识产权保护水平、财政科技支出强度、产学研合作水平、区域技术转移水平、区域市场结构、企业科技成果转化能力、企业市场绩效等指标,均可能对企业科学研究反哺产生重要影响,故将上述指标作为其他解释变量。其中,区域市场结构的测度原理与财政科技支出集中度相同,用“企业营业收入占比”表征企业市场份额。区域知识产权保护水平用“专利执法指标和专利司法指标的综合加权值”表征。专利执法指标用“专利侵权立案数/专利授权数”计算;专利司法指标用“40%×专利侵权一审诉讼率+60%×专利侵权二审诉讼率”测度,数据来源于北大法宝数据库,经人工整理得到。产学研合作水平用“校企合作与研企合作的加权综合值”表征,参考既往文献,用“不同创新组织间的资金往来”表征合作强度^[20],其中,研企合作用“企业来源资金占研发机构 R&D 经费的比重”表征,校企合作用“企业来源资金占高校 R&D 经费的比重”表征。其他指标解释见表 1。各综合加权指标均采用熵值法测度各年份的具体权重。

4. 样本及数据说明。选择规上工业企业作为科学研究反哺的研究对象,这主要是借鉴生物学关于“反哺”的概念界定。在生物学中,“反哺”一般指生物幼体成长后给养其母体的行为。因此,将企业科学研究反哺界定为“企业在发展壮大后加强对创新链前端环节的科学研究投入,以提升企业原始创新能力并实现企业社会责任,包括企业自我科学研究投入和支持高校院所科学研究等行为”。故在样本选择中不考虑以研发为主营业务的科技类公司,而是以规上工业企业为研究对象,这主要考虑到我国较多工业企业选择贸工技的发展路径实现规模扩张,并在积累一定实力后具备反哺科学研究的意愿和能力。

数据来自 2010—2020 年我国 30 个省级区域的相关资料,包括《中国高技术产业统计年鉴》、《中国知识产权年鉴》、北大法宝知识产权案例库、《中国工业统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》。部分流量指标如研发仪器设备费以“永续盘存法”折旧换算为存量指标并进行平减处理,科学研究经费支出、新产品开发经费支出以指数“50%×居民消费价格指数+50%×固定资产投资价格指数”平减处理。为降低数据波动性,对部分量纲较大指标予以对数处理,并将各解释变量与因变量间的时间滞后设为 1 年。

(二)模型构建

用 SYS-GMM 模型剖析财政科技支出集中度对企业科学研究反哺的动态影响,这主要考虑到企业科学研究反哺作为因变量具有惯性变化特征,既往时期的科学研究反哺行为可能通过惯性对即期科学研究反哺决策和行为产生影响,而 SYS-GMM 模型便可考虑这一变化。

1. 考察区域财政科技支出集中度对企业科学研究反哺的线性影响:

$$Y_{it} = c + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 \ln Fhhi_{it} + \beta_3 \ln Mhhi_{it} + \beta_4 \ln Techout_{it} + \beta_5 Dispute_{it} + \beta_6 Finin_{it} + \beta_7 Transf_{it} + \beta_8 Profit_{it} + \beta_9 Cooper_{it} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y 包括 $\ln SRC$ 、 SRI , η_i 和 μ_t 分别表示个体效应和时间效应, c 和 ε 分别为常数项和误差项, i 表示地区, t 表示年份,下同。

2. 考察财政科技支出强度对财政科技支出集中度影响企业科学研究反哺的调节效应:

$$Y_{it} = c + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 \ln Fhhi_{it} + \beta_3 Finin_{it} \times \ln Fhhi_{it} + \beta_4 \ln Mhhi_{it} + \beta_5 \ln Techout_{it} + \beta_6 Dispute_{it} + \beta_7 Transf_{it} + \beta_8 Profit_{it} + \beta_9 Cooper_{it} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

3. 考察企业市场绩效对财政科技支出集中度影响企业科学研究反哺的调节效应:

$$Y_{it} = c + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 \ln Fhhi_{it} + \beta_3 Profit_{it} \times \ln Fhhi_{it} + \beta_4 \ln Mhhi_{it} + \beta_5 \ln Techout_{it} + \beta_6 Dispute_{it} + \beta_7 Transf_{it} + \beta_8 Finin_{it} + \beta_9 Cooper_{it} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

4. 考察东中西部地区财政科技支出集中度对企业科学研究反哺的影响:在式(1)的基础上,引入虚拟变量 D , $D_1 = 1$ 表示东部地区, $D_1 = 0$ 表示其他地区; $D_2 = 1$ 表示中部地区, $D_2 = 0$ 表示其他地区;当 D_1 、 D_2 均为 0 时,表示西部地区。将虚拟变量 D 与 $\ln Fhhi$ 相乘,构造变量“ $D \times \ln Fhhi$ ”。

5. 以区域财政科技支出强度为门槛变量,以财政科技支出集中度为核心解释变量:

$$Y_{it} = c + \theta_1 \ln Fhhi_{it} \times I(Finin_{it} \leq \gamma) + \theta_2 \ln Fhhi_{it} \times I(Finin_{it} > \gamma) + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $I(\cdot)$ 为指示函数, γ 为门槛值, Y 包括 $\ln SRC$ 、 SRI , X 为其他解释变量,下同。

6. 以企业市场绩效为门槛变量,以财政科技支

出集中度为核心解释变量:

$$Y_{it} = c + \theta_1 \ln Fhhi_{it} \times I(Profit_{it} \leq \gamma) + \theta_2 \ln Fhhi_{it} \times I(Profit_{it} > \gamma) + \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

三、回归结果分析

(一)基准结果分析:考察区域财政科技支出集中度对企业科学研究反哺的线性影响

根据式(1)设定,操作 Stata15.0 软件运行 SYS-GMM 命令程序,得到回归结果(见表3)。表3中,由 AR 检验和 Sargan 检验可知,模型1和模型2均不存

在残差项自相关问题和工具变量过度识别问题。模型1中的变量 $\ln Fhhi$ 的回归系数为-0.679,且具显著性,可见,财政科技支出集中度的提升对企业科学研究反哺倾向具有显著抑制效应。即当财政科技支出集中度每提升1%,可导致企业科学研究反哺倾向下降0.679%。模型2中的变量 $\ln Fhhi$ 的回归系数为-0.007,且具有显著性,表明财政科技支出集中度的提升,同样可导致企业科学研究反哺强度下降,表现为财政科技支出集中度每提升1%,导致企业科学研究反哺强度下降0.007个单位。

表3 基准回归结果

变量	模型1	模型2	变量	模型1	模型2
	$\ln SRC$	SRI		$\ln SRC$	SRI
$Y(L1)$	-0.161** (-2.59)	0.364*** (6.39)	$Finin$	0.686 (0.08)	0.198** (2.20)
常数项	23.276*** (4.75)	-0.019 (-0.42)	$Transf$	13.211** (2.52)	0.001 (0.02)
$\ln Fhhi$	-0.679* (-1.55)	-0.007* (-1.80)	$Profit$	-11.584 (-1.10)	0.318*** (3.30)
$\ln Mhhi$	-0.997* (-1.57)	0.028*** (4.15)	$Cooper$	3.971*** (2.76)	0.072*** (4.65)
$\ln Techout$	-0.357 (-0.92)	-0.013*** (-3.39)	AR(2) 检验	0.433	0.467
$Dispute$	0.070 (1.10)	-0.001** (-2.44)	Sargan 检验	0.965	0.989

注:*、**和***分别表示显著性水平10%、5%和1%,括号内为t值;AR检验给出P值。下同。

(二)内生性和稳健性讨论

1. 内生性讨论。主要从遗漏变量、反向因果、工具变量检验三个方面讨论模型内生性问题。首先,考虑到在模型设计中可能会遗漏重要解释变量而导致内生性问题,除在基准模型中设定的企业科学研究反哺影响因素外,外资因素、成熟业务吸引力、投资业务吸引力也可能产生一定的影响。基于此,在既有控制变量的基础上,从上述三个方面增加控制变量。其中,分别用地区外资强度(FDI)、企业成熟产品业务占比(Mature)、企业投资获利率(Invest)表征。由表4的回归结果可见,基准回归模型增加控制变量后,核心解释变量 $\ln Fhhi$ 的估计系数在基准回归系数的95%的置信区间内,表明基准模型并未出现严重的遗漏重要解释变量问题。其次,对于反向因果关系可能导致的内生性问题,在模型设计和回归中,均采用核心解释变量和控制变量的滞后一期作为工具变量,即用过去一期的影响因素解释本期的因变量表现。最后,考虑到系统GMM模

型用各解释变量的滞后值作为差分方程的工具变量,可能存在工具变量过度识别和残差项序列等相关问题。因此,开展Sargan检验和AR检验。由表4中的检验结果发现,Sargan检验的P值大于0.05,表明模型不存在工具变量过度识别问题;AR(2)检验的P值同样大于0.05,表明不存在残差项序列自相关问题。

2. 稳健性讨论。从更换被解释变量、增加控制变量、剔除部分样本、变换估计模型四个方面讨论回归结果的稳健性问题。首先,考虑到企业科学研究反哺倾向度主要体现了企业反哺科学研究的主动性作为特征,故使用“高校科研资金中的企业来源占比”替代表征。实践中,高校以自由探索为导向的纯科学研究与企业以市场为导向的技术应用需求之间存在巨大鸿沟,故企业对高校科学研究的资助力度一定程度上体现出企业反哺科学研究的倾向意愿。用高校科研资金中的企业来源占比(Univer)作为被解释变量,并在既有控制变量中剔除产学研合作(Cooper)。其次,增加控制变量地区外资强度

(FDI)、企业成熟产品业务占比(*Mature*)、企业投资获利率(*Invest*),检验核心解释变量回归结果的稳健性。再次,将各省份的科学研究总支出平减值进行排序,剔除排名靠后的五个地区,分别是青海、宁夏、海南、贵州、广西。最后,采用差分 GMM 模

型和双向固定效应模型开展回归。由表 4 的回归结果可见,基于上述四个方面的 $\ln Fhhi$ 的系数估计值始终处于基准回归系数的 95% 置信区间内,表明基准回归结果具有良好的稳健性。

表 4 稳健性检验回归结果

变量	替换因变量 <i>Univer</i>	增加控制变量		剔除样本		差分 GMM		双向固定效应	
		$\ln SRC$	SRI	$\ln SRC$	SRI	$\ln SRC$	SRI	$\ln SRC$	SRI
常数项	-0.103 (-1.40)	36.453 (3.39)	0.222 (2.00)	18.913 (3.68)	-0.145 (-3.24)	13.934 (2.30)	-0.025 (-0.41)	51.97 (1.83)	-0.04 (-0.11)
$Y(L1)$	0.626 (7.78)	-0.073 (-1.03)	0.375 (6.35)	-0.169 (-2.74)	0.515 (8.68)	-0.136 (-1.63)	0.349 (4.64)		
$\ln Fhhi$	0.001 (0.17)	-0.672 (-1.51)	-0.006 (-1.43)	0.109 (0.24)	-0.0001 (-0.04)	-0.304 (-0.67)	-0.009 (-2.02)	-0.18 (-0.54)	0.0006 (0.12)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2								0.395	0.326
AR(2)检验	0.155	0.433	0.581	0.507	0.657	0.185	0.445		
Sargan 检验	0.984	0.992	0.999	0.999	0.999	0.855	0.906		

注:括号内为 t 值;AR 检验和 Sargan 检验给出 P 值。

(三)考察财政科技支出强度和企业市场绩效对财政科技支出集中度的调节效应

根据式(2)、式(3)设定,操作 Stata15.0 软件运行 SYS-GMM 程序,得回归结果(见表 5)。表 5 中,由 AR 检验和 Sargan 检验可知,模型 1~模型 4 均不存在残差项自相关问题和工具变量过度识别问题。模型 1 中的变量 $Finin \times \ln Fhhi$ 的回归系数为 0.033,且通过显著性检验,这表明区域财政科技支出强度的提升,可正向调节财政科技支出集中度对企业科学研究反哺强度的影响。在模型 3 中,变量 $Finin \times \ln Fhhi$ 的回归系数为负值但未通过显著性检验,这表明区域财政科技支出强度的提升对财政科技支出集中度影响企业科学研究反哺倾向并无显著调节效应。在模型 2 中,变量 $Profit \times \ln Fhhi$ 的回归系数为 0.05,且具有较高显著性,表明企业市场绩效的提升对财政科技支出集中度影响企业科学研究反哺强度具有正向调节。在模型 4 中,变量 $Profit \times \ln Fhhi$ 的回归系数为负值,但未通过显著性检验,表明企业市场绩效的提升对财政科技支出集中度影响企业科学研究反哺倾向并无显著调节效应。

表 5 调节效应回归结果

变量	模型 1 SRI	模型 2 SRI	模型 3 $\ln SRC$	模型 4 $\ln SRC$
常数项	-0.012 (-0.28)	-0.004 (-0.09)	23.245*** (4.74)	22.739*** (4.69)
$\ln Fhhi$	-0.009** (-2.08)	-0.010** (-2.46)	-0.638 (-1.40)	-0.533 (-1.19)
$Finin \times \ln Fhhi$	0.033** (1.99)		-0.481 (-0.29)	
$Profit \times \ln Fhhi$		0.050*** (3.41)		-1.759 (-1.10)
$Profit$	0.312*** (3.24)		-11.712 (-1.11)	
$\ln Techout$	-0.013*** (-3.34)	-0.013*** (-3.39)	-0.343 (-0.89)	-0.363 (-0.94)
$Dispute$	-0.001** (-2.40)	-0.001** (-2.43)	0.067 (1.06)	0.072 (1.13)
$Finin$		0.193** (2.15)		0.593 (0.07)
$Transf$	0.002 (0.05)	0.003 (0.06)	13.180** (2.51)	13.076** (2.52)
$\ln Mhhi$	0.028*** (4.23)	0.029*** (4.27)	-1.013* (-1.59)	-1.052* (-1.66)
$Cooper$	0.071*** (4.60)	0.072*** (4.64)	3.962*** (2.75)	3.968*** (2.77)
AR(2)检验	0.482	0.431	0.427	0.453
Sargan 检验	0.990	0.989	0.985	0.989

(四) 门槛效应回归结果分析

在门槛效应的检验中,发现以企业市场绩效为门槛变量且因变量为 $\ln SRC$ 的门槛效应通过了显著性检验,而以财政科技支出强度为门槛变量的检验不显著。故只列示显著性的回归结果,见表 6。当区域内企业平均市场绩效不高于 2.2% 时,区域财政科技支出集中度对企业科学研究反哺倾向具有显著且强烈的抑制效应;而当企业平均市场绩效高于 2.2% 时,区域财政科技支出集中度对企业科学研究反哺倾向的抑制性大幅减弱。可见,当企业市场绩效处于较低水平区间时,将加剧区域财政科技支出集中度对企业科学研究反哺倾向的抑制,而只有将企业市场绩效提升至一定高水平区间时,才可有效缓解上述抑制效应。这可能与科学研究的长周期特征有关。实践中,科学研究属于长周期活动,需要持续投入才能获得成效,而企业作为市场经营主体需要考虑投入产出问题。因此,当区域内企业利润普遍较低时,会导致企业科学研究的自有资金投入不足,此时需要财政补贴给予支持,这也是 Arrow 关于政府干预技术创新必要性的论点^[21]。若此时财政补贴过度集中于少数企业,则会导致财政科技支持的普惠性不足,难以调动更多的企业反哺科学研究,从而抑制科学研究的反哺动力。

表 6 门槛效应回归结果

变量	$\ln SRC$	变量	$\ln SRC$
$\ln Fhhi$ ($Profit \leq 0.022$)	-1.198*** (-4.02)	$Finin$	-1.384 (-0.21)
$\ln Fhhi$ ($Profit > 0.022$)	-0.040 (-0.16)	$Cooper$	1.329 (1.04)
$\ln Techout$	-0.209 (-0.93)	$Transf$	-0.137 (-0.05)
$Dispute$	0.046 (1.17)	F	8.91

(五) 区域异质性回归结果分析

根据前述虚拟效应设定,操作 Stata 15.0 软件运行 GMM 程序,得回归结果(见表 7)。在表 7 中,由 AR 检验和 Sargan 检验可知,模型 1~模型 6 均不存在残差项自相关问题和工具变量过度识别问

题。模型 1~模型 3 分别考察的是东中西部地区财政科技支出集中度对企业科学研究反哺强度的影响:在模型 1 中,变量 $D_1 \times \ln Fhhi$ 的回归系数为正值且通过显著性检验;模型 2 中,变量 $D_2 \times \ln Fhhi$ 的回归系数为负值且具有较高显著性;模型 3 中,变量 $\ln Fhhi$ 的回归系数为负值但并未通过显著性检验。由此可见,区域财政科技支出集中度的提升,在东部地区有助于促进企业科学研究反哺强度增长,在中部地区却发挥一定反作用,在西部地区作用不明显。客观而言,因区域财政科技支出集中度提升而受益的大企业中,并非全部企业均有较高的科学研究反哺强度,但若以企业占比而言,东部地区的企业比例更高,中部地区次之,而西部地区较低。因此,提升区域财政科技支出集中度,可在东部地区更充分地发挥财政科技支持对企业科学研究的杠杆激励效应,从而有效提升区域企业科学研究的反哺强度,但在中西部地区难以充分发挥财政支持对企业科学研究反哺的激励作用。

模型 4~模型 6 分别考察的是东中西部地区财政科技支出集中度对企业科学研究反哺倾向的影响,由回归结果可见,区域财政科技支出集中度的提升,在中部地区有助于激发企业科学研究反哺倾向,在西部地区却发挥强烈反作用,在东部地区作用不明显。这可能与区域创新环境、企业发展阶段及财政科技体制等因素相关。相对而言,东部地区规上工业企业创新竞争环境更为激烈,更多大企业由“跟跑”向“并跑”“领跑”阶段进发,面临科技“无人区”的挑战更为严峻,因此,更多数量的企业具有自发的科学研究反哺倾向。此外,东部地区规上工业企业对财政支持的依赖度相对较低。因此,东部地区提升财政科技支出集中度对企业科学研究反哺倾向并无明显影响。而在中部地区可通过提升财政科技支出集中度支持部分“并跑”“领跑”企业反哺科学研究,从而起到科学研究反哺示范效应和激励效应。在西部地区因区域创新环境相对较弱,企业多处于“跟跑”阶段且普遍对财政科技支出具有较高依赖度,故提升财政科技支出集中度明显不利于激发区域企业科学研究反哺倾向。

表7 加入区域虚拟效应的回归结果

变量	模型1 SRI	模型2 SRI	模型3 SRI	模型4 ln SRC	模型5 ln SRC	模型6 ln SRC
常数项	0.105*** (2.92)	0.122*** (3.27)	0.120*** (3.20)	17.959*** (4.77)	17.224*** (4.60)	17.510*** (4.72)
ln Fhhi	-0.003 (-0.90)	-0.002 (-0.56)	-0.003 (-0.80)	-0.856** (-2.02)	-1.322*** (-3.11)	-1.625*** (-3.70)
D ₁ × ln Fhhi	0.009** (2.10)		0.007 (1.53)	-0.576 (-0.95)		1.862** (2.51)
D ₂ × ln Fhhi		-0.007** (-2.00)	-0.005 (-1.38)		2.137*** (5.02)	2.911*** (5.57)
ln Techout	-0.013*** (-3.32)	-0.015*** (-3.69)	-0.015*** (-3.60)	-0.184 (-0.47)	-0.147 (-0.38)	-0.340 (-0.87)
Dispute	-0.001** (-2.34)	-0.001** (-2.14)	-0.001** (-2.22)	0.088 (1.36)	0.117* (1.82)	0.112* (1.76)
Finin	0.204** (2.19)	0.219** (2.36)	0.202** (2.16)	2.737 (0.30)	5.615 (0.62)	2.165 (0.24)
Profit	0.209** (2.18)	0.224** (2.32)	0.214** (2.21)	-7.052 (-0.66)	-11.769 (-1.11)	-18.024* (-1.68)
Cooper	0.057*** (3.51)	0.064*** (4.04)	0.058*** (3.53)	4.212*** (2.85)	3.319** (2.27)	2.476* (1.67)
Transf	-0.091* (-1.66)	-0.058 (-1.05)	-0.078 (-1.39)	17.024*** (3.45)	11.876** (2.40)	8.199* (1.60)
AR(2) 检验	0.347	0.360	0.350	0.523	0.537	0.526
Sargan 检验	0.997	0.992	0.998	0.965	0.997	0.999

四、结论与启示

以上研究表明:区域财政科技支出强度的提升,可显著激励企业提升科学研究反哺强度。然而,区域财政科技支出集中度的提升,不仅弱化了企业科学研究反哺强度,而且强烈抑制了企业科学研究的反哺倾向。因此,企业科学研究反哺需要财政激励,但应避免因财政科技支出集中而损害企业科学研究的积极性。区域财政科技支出强度和企业市场绩效的提升,可扭转区域财政科技支出集中对企业科学研究反哺强度的不利影响,但无助于缓解财政科技支出集中对企业科学研究反哺倾向的负面影响。当企业市场绩效处于较低水平区间时,区域财政科技支出集中对企业科学研究反哺倾向的抑制性进一步加剧;将企业市场绩效提升至一定高水平区间,可使上述抑制效应大幅缓解。此外,不同区域财政科技支出集中度水平呈现出显著的异质性特征。就区域财政科技支出集中度平均水平而言,东部地区明显弱于中西部地区,呈显著分散性特征,中部地区处于中间水平,而西部地区远高于东中部地区,具有明显的高集中性。在此影响下,东部地区企业科学研究反哺强度提升,中部地区企业科学研究反哺却呈现出高倾向弱强度的二元相悖特征,西部地区企业科学研究反哺倾向同样受到显著抑制。

基于本文研究结论,可以得到以下启示:其一,总体而言,现阶段我国多数区域不宜盲目提升财政科技支出集中度,而应采取适度普惠性的财政科技资助模式,使区域财政科技资助对象更为分散多元化,扩大财政科技资助的对象范围,以激励更多的企业反哺科学研究。其二,对于财政科技支出集中度处于较高水平的地区,应加大区域财政科技支出力度,以免对企业科学研究反哺产生严重损害;对于域内企业市场绩效良好的地区,可在必要情况下适度提升财政科技支出集中度,这有助于减弱对企业科学研究反哺的负面影响。其三,今后一段时期,东部地区可适度提升财政科技支出集中度,以激发企业提升科学研究反哺强度;中部地区可适度降低财政科技支出集中度,提升财政科技支出普惠化水平,借此激励企业提升科学研究反哺强度;西部地区应大幅降低财政科技支出集中度,避免财政科技资助对象和份额的过度集中,使财政科技资助惠及更多的创新组织主体,以激发区域内企业科学研究反哺倾向,引导企业提升科学研究反哺强度。

参考文献:

- [1] 傅志华,李成威,韦扬,等.集中财力办大事与新型“举国体制”——从支持“两弹一星”的财政观说起[J].财政科学,2021,64(4):9-20.

- [2] 叶祥松,刘敬. 异质性研发、政府支持与中国科技创新困境[J]. 经济研究, 2018, 53(9): 116-132.
- [3] Zhao S, Xu B, Zhang W. Government R&D subsidy policy in China: An empirical examination of effect, priority, and specifics[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2018, 135: 75-82.
- [4] 黄文娣,李远. 政府补贴对企业研发投入异质性门槛效应研究——基于广东数据验证[J]. 科技管理研究, 2022, 42(7): 36-44.
- [5] 李琼,汪德华. 支持中小微企业创新的财政税收政策梳理与借鉴[J]. 财经问题研究, 2022(3): 72-82.
- [6] 罗兴武,张皓,刘洋. 竞争性与普惠性政府补贴对科创企业绩效的差异化影响[J]. 中国科技论坛, 2021(8): 12-21.
- [7] 苗文龙,何德旭,周潮. 企业创新行为差异与政府技术创新支出效应[J]. 经济研究, 2019, 54(1): 85-99.
- [8] 唐大鹏,李渊,郑好,等. 政府科技支出、财政政策工具与企业风险承担——基于公共风险视角的分析[J]. 财政研究, 2021(5): 55-69.
- [9] 姚东旻,李静. “十四五”时期财政支持国家创新体系建设的理论指引与取向选择[J]. 改革, 2021(6): 59-71.
- [10] 吴非,杜金岷,杨贤宏. 财政 R&D 补贴、地方政府行为与企业创新[J]. 国际金融研究, 2018(5): 35-44.
- [11] 陈庆江,王彦萌,兰珊. 普惠化制度安排、选择性直接支持与企业研发绩效——政府参与的异质性创新治理效应[J]. 科研管理, 2021, 42(1): 78-87.
- [12] 贺德方,祝侣,周华东,等. 基于生命周期视角的企业科技创新政策体系研究[J]. 中国科技论坛, 2022(1): 1-6.
- [13] 李奎,张跃. 普惠性企业研发后补助政策有效吗——基于广东企业的证据[J]. 广东财经大学学报, 2019, 34(5): 88-99.
- [14] 马勇,尹李峰,吕琳. 货币政策、财政补贴与企业创新[J]. 会计研究, 2022(2): 56-69.
- [15] 李晓钟,徐怡. 政府补贴对企业创新绩效作用效应与门槛效应研究——基于电子信息产业沪深两市上市公司数据[J]. 中国软科学, 2019(5): 31-39.
- [16] 路春城,吕慧. 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, 2019(8): 94-103.
- [17] 叶明确,王昆晴. 政府 R&D 投入对企业创新绩效的影响——基于上海高新企业的实证研究[J]. 科研管理, 2019, 40(7): 78-86.
- [18] Liu D, Chen T, Liu X, et al. Do more subsidies promote greater innovation? Evidence from the Chinese electronic manufacturing industry[J]. *Economic Modelling*, 2019, 80: 441-452.
- [19] 郑威,陆远权. 财政科技政策如何影响企业创新驱动发展效率? [J]. 科研管理, 2022, 43(3): 9-16.
- [20] 杨柏,陈银忠,李爱国,等. 政府科技投入、区域内产学研协同与创新效率[J]. 科学学研究, 2021, 39(7): 1335-1344.
- [21] Arrow K. Economic welfare and the allocation of resources for invention[M]. Princeton: Princeton University Press, 1962.

(责任编辑:允莹)

Is There an Optimal Model of Financial Support for Corporate Scientific Research Feedbacks?

—Based on the Perspective of Fiscal Concentration of Technology Expenditure

WANG Bin^{1, 2}

(1. School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China;

2. School of Economics, Jiangsu University of Technology, Changzhou, Jiangsu 213001, China)

Abstract: Based on the data of up-scale industrial enterprises in China's provincial regions from 2010 to 2020, the effect of the concentration of fiscal technology expenditures on enterprises' scientific research feedbacks is explored. It is found that increasing the concentration of regional fiscal technology expenditures can suppress the intensity and tendency of enterprises' scientific research feedbacks, and from a regional perspective, the intensity of feedbacks is stimulated in the eastern region, the tendency of feedbacks is suppressed in the western region, while the tendency of feedbacks is stimulated but the intensity of feedbacks is suppressed in the central region. The analysis of the moderating and threshold effects shows that increasing the intensity of fiscal technology expenditures or enterprise performance can reverse the inhibitory effect of the concentration of fiscal technology expenditures on the intensity of feedbacks, and low enterprise profitability can intensify the inhibitory effect of the concentration of fiscal technology expenditures on the propensity to feedbacks, while increasing profitability can weaken the above inhibitory effect.

Key words: fiscal technology expenditure; concentration; decentralization; scientific research feedbacks; SYS-GMM