

收稿日期:2023-03-26

产学研合作、财税政策与企业创新能力

——基于苏州市191家上市科技型中小企业的实证研究

祁泊源¹, 李益娟²

- 英国埃克塞特大学 商学院, 德文郡 埃克塞特 EX4 4PU;
- 苏州信息职业技术学院 经济贸易系, 江苏 苏州 215200

摘要:作为在创新型国家建设战略驱动背景下保证经济持续增长的决定性因素,技术进步已成为引领经济高质量发展的核心驱动力。基于2016—2021年苏州市191家上市科技型中小企业的微观面板数据,采用双向固定效应计量模型系统探究了产学研合作对企业创新的影响效应及作用机制。研究表明,产学研合作能够显著地促进科技型中小企业的创新,且该影响因企业接受财政补贴金额的不同而具有异质性。进一步研究发现,产学研合作通过享受税收优惠政策这一渠道促进了企业创新水平的提升。

关键词:科技型中小企业;创新能力;产学研合作;创新激励

中图分类号:F279.23

文献标识码:A

文章编号:1003-6873(2023)04-0068-10

作者简介:祁泊源(1999—),男,江苏盐城人,埃克塞特大学商学院硕士研究生,主要从事公司治理研究;李益娟(1974—),女,江苏大丰人,苏州信息职业技术学院经济贸易系教授,博士,主要从事公司财务研究。

DOI:10.16401/j.cnki.ysxb.1003-6873.2023.04.053

技术进步是引领经济高质量发展的核心驱动力。近年来,我国科技发展取得了长足的进步,企业的科技创新能力不断增强,有显著影响力的科技成果不断呈现,技术进步已成为企业在市场竞争中立于不败之地的关键性因素。党的十九大报告提出实施创新驱动战略,“十四五”规划明确指出要完善技术创新市场导向机制,强化企业创新主体地位,促进各类创新要素向企业集聚,形成以企业为主体、市场为导向、产学研用深度融合的技术创新体系。作为技术创新的生力军,中小企业的技术创新获得了长足的发展。但是,鉴于创新资源和创新人才的缺乏,我国大部分中小企业的技术创新能力不足,整体的创新力量还很薄弱,寻求有效的机制解决创新能力不足问题是中小企业获得长远发展的必然路径。产学研合作整合了大学、科研院所的研究力量,上下游企业及其同行业企业联盟以及政策资金的支持,能够有效解决中小企业单一主体因研发资金和创新资源匮乏而导致的企业创新能力不足问题。

近几年来,苏州市的技术创新稳步发展。截至2020年末,苏州市9772家高新技术企业在2020年的专利授权数为138861件,比2019年增长71.1%,其中发明专利授权数为9909件,比2019年增长18.8%;专业技术人员数为219万人,比2019年增长7.7%,中小企业为苏州经济的

持续稳定发展注入了新活力。但产学研合作在苏州市科技型中小企业中尚未形成趋势,据不完全统计,苏州市上市科技型中小企业中仅 40% 经历过产学研合作,产学研对接针对性不强。依靠政府各项政策的推动,调动苏州市科技型中小企业产学研合作的积极性,是当前苏州市政府和地方科技型中小企业迫切需要解决的问题。

笔者从苏州市上市科技型中小企业技术创新的实际出发,系统探究产学研合作对苏州中小企业创新能力的影响效应与作用机制。基于企业微观数据视角,探究产学研融合对企业创新水平的影响效应及作用机制。从企业外部视角即政府财政补贴维度,分析产学研融合对企业创新水平影响的异质性。选取企业距离苏州工业园区的实际距离作为工具变量,进而有效估计产学研融合对企业创新水平的实际效应。

一、理论分析与研究假说

影响企业获得竞争优势的技术创新能力的提升仅凭一个企业难以实现,产学研合作是实现企业技术创新能力提升的重要举措。产学研合作能够促进各创新主体充分发挥自身的资源和能力优势,实现资源在各主体间高效流动和共享,创新链和产业链各环节相互渗透和融合。不同于企业的渐进性和应用性创新,学研机构的创新普遍具有基础性和突破性^[1],良好的产学研创新合作能使科技型中小企业从学研机构获得企业发展必备的知识、技术和人才^[2],而学研机构则可以在创新链和产业链各个环节为科技型中小企业提供技术和智力支持,提高科技型中小企业识别市场和获取市场机会的效率^[3],以及形成竞争对手难以模仿的差异化优势^[4]。当科技型中小企业与学研机构进入共建实体的合作模式时,企业和学研机构形成利益共同体,共同投资、利益共享、风险共担,各组织之间的边界被打破,统一制度安排,知识的转移转变为组织内活动,信息互通、共享,各方的密切合作形成聚合效应,促进了科技型中小企业的发展。不仅如此,产学研的深度融合还具有积极信号效应,产学研的共建实体模式还可以为科技型中小企业提供“信用背书”,证明其创新能力和投资价值,降低其成长的不确定性,获得外部投资者的关注,创造外部融资机会,增强外部融资能力,提升创新绩效。据此,提出假说 1。

假说 1: 产学研合作有助于促进科技型中小企业技术创新能力的提升。

已有研究表明,技术创新活动对科技型中小企业的资金筹集能力提出了极高的要求,科技型中小企业的创新资金缺乏会制约产学研联合体的创新活动,影响其运行效率。政府的财税扶持政策可以在一定程度上缓解中小企业创新资金短缺难题。作为国家调整产业布局和实施产业结构转型升级的重要政策工具,财政补贴通过有选择性的资源配置引导企业技术创新,激励企业作出符合政府倡导的产业政策响应活动。这种事前的激励措施可以有效补充企业技术创新资金的不足,缓解企业创新资金压力,降低企业的创新成本。从一定程度上讲,财政补贴是企业外部环境的关键构成要素,深刻影响着企业的经营决策。但是,现阶段产学研联合发展还存在很多问题,产学研全方位高效深度融合还未形成,运行机制、协调机制、保障机制、监督机制和利益分配机制等的不完善使产学研各主体间可能存在机会主义行为,受限于市场导向和创新资源的缺乏,中小企业存在利用产学研的“信用背书”获取补贴用于非创新项目而扭曲投资的行为。另外,不完善的监督和运行机制也可能使产学研各主体合谋骗取创新补贴,出现创新补贴挤出研发投资的现象^[5]。不仅如此,策略性创新行为使财政补贴的分配倾向与激励作用存在结构性偏差^[6]。据此,提出假说 2。

假说 2: 产学研合作对中小企业技术创新能力的提升效应因政府财政补贴的不同而具有异质性。

不同于财政补贴,税收优惠通过有效减轻税收负担,间接充实产学研联合体现金,缓解创新资金压力,给予产学研联合体创新资金支持,激励联合体积极开展创新活动。这一举措通过部分

分担创新的“试错成本”等兜底政策实实在在地提升了产学研联合体承担科技创新风险的意愿和能力,是行之有效的事后激励措施。税收优惠的资源属性明显,马永军等^[7]认为税收优惠代表着国家政策的导向,获得税收优惠的企业会向社会释放其良好的社会资源和政企关系信号,该信号可以增强投资者的投资信心,吸引更多的投资者;还可以增强企业和银行之间的信息对称性,提升银行等金融机构的容忍度,扩大对企业的信贷融资规模,有效解决后续研究的事前专用性投入和协调成本等问题,从而化解企业的市场属性和学研机构公共属性之间的矛盾,信号传导效应显著。据此,提出假说3。

假说3:产学研合作通过享受税收优惠政策进而实现创新协同效应。

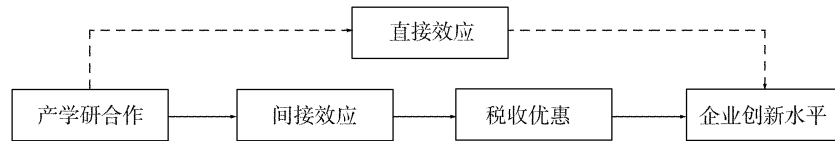


图1 产学研联合体影响企业创新水平的作用机制

二、数据来源、变量说明与模型设定

(一) 样本选择与数据收集

选择苏州市上市科技型中小企业为研究对象,主要出于如下考虑:一方面,苏州市始终坚持创新驱动发展战略,科创综合实力连续12年位列江苏省第一,以苏州市上市科技型中小企业为样本,能够为本研究提供较好的研究情境;另一方面,选择上市公司是为了便于收集数据。基于2016—2021年的政府补贴和产学研数据,检验产学研合作对苏州市科技型中小企业创新能力提升的影响机制。经过匹配和整理,删除存在缺失值的样本,最终获得191个样本企业的观测值。样本企业的数据源于以下三方面:样本企业的基础信息、研发信息和相关财务信息从万得(WIND)数据库获取,样本企业的专利申请数据从国家知识产权局官网检索获取,样本企业产学研数据主要通过企业年报、各类公告、网络搜索引擎、企业官网等,以“大学、研究所、研究院、合作、产学研”等作为关键词人工查询获取。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

参考马海涛^[8]的研究方法,本研究在基准回归分析中从创新产出视角来测度企业的创新能力,并采用企业专利申请量的对数(PAT)作为代理变量。同时,在稳健性检验分析中,本研究则基于创新投入视角,采用研发强度(RD)对企业创新能力再次加以测度,研发强度(RD)变量为企业的研发投入与营业收入之比。

2. 核心解释变量

本研究的核心解释变量为产学研合作。当样本企业在观测期内与高校、科研院所等建立产学研联合体时,该变量(IUR)赋值为1,否则为0。

3. 调节变量与中介变量

将财税政策中的财政补贴(SUB)和税收优惠(TAX)两个变量分别作为调节变量和中介变

量。其中,财政补贴为年度样本企业享受的创新补贴的对数,税收优惠用样本企业研发费用加计扣除减免税的对数表示。

4. 控制变量

为避免遗漏关键变量造成内生性问题,结合科技型中小企业自身的特点,选取企业层面的存货周转率(INVTO)、资产负债率(LEV)和销售毛利率(PROFIT)变量作为企业管理能力、偿债能力和销售能力的控制变量。为避免异常值的干扰,对企业层面的数据作 1% 和 99% 百分位上的缩尾处理。此外,还进一步对样本的年份和行业进行了控制。各研究变量及定义如表 1 所示:

表 1 主要变量及定义

变量类型	变量代码	定义
被解释变量	PAT	Ln(专利申请量+1)
核心解释变量	IUR	虚拟变量,构建产学研联盟赋值 1,否则为 0
调节变量	SUB	政府补助金额的对数
中介变量	TAX	研发费用加计扣除减免税的对数
控制变量	INVTO	存货周转率
	LEV	资产负债率
	PROFIT	销售毛利率

(三)模型设定

结合研究目标与理论分析,为使回归系数的结果更客观可信,构建了双向固定效应模型探究产学研合作对科技型中小企业创新水平的影响。计量模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 IUR_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$$

其中, Y_{it} 为被解释变量,表示企业 i 在 t 年的科技创新水平, i 为 191 个样本观测量、 t 为 2016—2021 年份的样本期间。 IUR_{it} 为核心自变量,表示样本企业 i 在 t 年是否开展产学研合作。 β_1 为本文核心自变量的回归系数,如果 β_1 为正,则说明产学研合作对样本企业的人创新水平具有显著的促进作用。 X_{it} 表示控制变量,具体包括企业的存货周转率、资产负债率和销售毛利率。 β_2 为控制变量的回归系数, μ_i 表示企业的个体固定效应, λ_t 表示企业的时间固定效应, ϵ_{it} 为随机扰动项。

三、实证分析结果

(一)基准回归分析

构建基准回归模型,采用逐步回归法分析产学研合作对样本企业创新水平的影响,具体回归结果如表 2 所示。表 2 的(1)列为仅涉及核心解释变量而并未添加任何控制变量和固定效应的情形,(2)列为在(1)列分析的基础上添加其他控制变量而未加入固定效应的情形,(3)列为在(2)列分析的基础上添加时间和个体双向固定效应的情形。在上述任一情形下,基准回归核心自变量的系数均在 1% 的水平上显著异于零且符号为正,表明产学研协同合作能够显著促进科技型中小企业的创新。由(3)列进一步可知,相比非产学研联盟企业,属于产学研联盟企业的专利申请率会显著提高 15.19%。上述影响可能的解释原因在于:首先,产学研合作促使企业和学研机构形成利益融合体,各方努力为实现共同的利益和目标共享创新资源,实现资源优化配置;其次,产学研合作促进了知识的传递,产学研利益融合体中企业和学研机构的深入沟通和交流不仅能

够促使显性知识的传递^[9],还会促进对提升企业创新能力有极大帮助的隐性知识的流动与溢出^[10];最后,产学研创新融合体的形成能够有效提高中小企业的社会声誉,增强了社会对产学研联盟中企业的社会认可度,提高了创新的效率和效果。此外,相关控制变量对中国产业结构高级化水平影响系数的显著性及方向基本符合本研究的预期。具体而言,存货周转率的增加会显著降低企业的专利数量,而资产负债率的提高则有助于企业专利数量的增加。至此,假说1得到验证。

表2 基准回归分析结果

变量	(1) PAT	(2) PAT	(3) PAT
是否为产学研联盟	0.130 5*** (2.70)	0.140 4*** (2.83)	0.151 9*** (2.93)
INVTO	—	-0.902 1*** (-3.15)	-0.969 5*** (-3.35)
LEV	—	23.183 4*** (3.30)	25.119 0*** (3.42)
PROFIT	—	—	-4.169 0 (-0.46)
时间固定效应	否	否	是
企业固定效应	否	否	是
N	191	191	191
R ²	0.056 7	0.053 6	0.064 8

注:括号内为t值,*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平下显著。以下各表同此注。

(二)稳健性检验

1. 替换因变量

在基准回归模型的基础上替换原有测度企业创新水平的测度指标方式,即使用研发强度作为被解释变量,重新估计产学研合作对中小企业创新水平的影响效应,具体回归结果如表3所示。由表3的(3)列可知,在其他条件不变的情况下,核心自变量的系数在1%的水平上显著异于零且符号为正,而其他控制变量的显著性及符号方向也与基准回归结果一致。因此,在替换因变量测度指标的情形下得到的回归结果是稳健的。

表3 替换因变量的稳健性检验

变量	(1) RD	(2) RD	(3) RD
是否为产学研联盟	0.100 1*** (3.10)	0.113 5*** (3.83)	0.122 1*** (3.92)
控制变量	无	是	是
时间固定效应	无	无	是
企业固定效应	无	无	是
N	191	191	191
R ²	0.066 7	0.073 6	0.084 5

2. 考虑时间的滞后效应

产学研合作对中小企业创新水平的影响效应存在一定的时滞,即产学研合作在当期对中小企业创新水平的影响是不全面的,可能要在下一期才能充分显现出来。因此,在基准回归模型的基础上采用产学研合作滞后一期替换当期产学研协同合作的方式,即采用产学研协同合作滞后一期指标作为核心解释变量,重新对中小企业创新水平的影响效应加以估计,具体回归结果如表 4 所示。由表 4 的(3)列可知,在其他条件不变的情况下,核心自变量的系数在 1%的水平上显著异于零且符号为正,而其他控制变量的显著性及符号方向也与基准回归结果一致。因此,在考虑时间滞后效应的情形下得到的回归结果是稳健的。

表 4 加入时间滞后效应的稳健性检验

变量	(1) PAT	(2) PAT	(3) PAT
是否为产学研联盟	0.110 6*** (2.60)	0.120 8*** (2.75)	0.132 4*** (2.83)
控制变量	无	控制	控制
时间固定效应	无	无	控制
企业固定效应	无	无	控制
N	191	191	191
R ²	0.086 7	0.093 6	0.096 4

3. 采用 SYS-GMM 估计方法

鉴于当期企业的创新水平会受上一期自身创新水平的影响,即企业创新水平具有一定的惯性趋势和延续性。因此,在基准回归模型的基础上加入企业创新水平的滞后一期项,采用动态面板模型的 SYS-GMM 方法重新估计产学研合作对中小企业创新水平的影响效应。

表 5 采用不同估计方法的稳健性检验

变量	(1) 混合 OLS	(2) FE	(3) SYS-GMM
企业创新水平的滞后一期	0.509 4*** (2.61)	0.397 2*** (2.91)	0.436 6*** (3.31)
是否为产学研联盟	0.063 7*** (3.53)	0.046 1*** (3.63)	0.058 9*** (3.73)
控制变量	控制	控制	控制
AR(1)	—	—	0.003
AR(2)	—	—	0.26
Hansen 检验	—	—	0.43
N	191	191	191
R ²	0.096 7	0.103 6	0.136 4

注:AR(1)、AR(2)与 Hansen 检验的数值为其统计量所对应的 p 值。

Bond^[11]的研究结果表明,对同一样本数据而言,采用固定效应估计方法往往会低估被解释变量滞后项的系数,而采用混合 OLS 估计方法则会高估被解释变量滞后项的系数。据此可知,

采用 SYS-GMM 估计方法所获得的被解释变量滞后项的估计系数应介于上述二者之间。因此,为判断 SYS-GMM 估计方法的合理性,分别采用混合 OLS 和固定效应的方法加以估计,具体分析结果如表 5 所示。其中,(1)列为采用混合 OLS 估计方法得到的回归结果,(2)列为采用混合 FE 估计方法得到的回归结果,(3)列为采用 SYS-GMM 估计方法得到的回归结果。

从估计系数看,表 5 的(3)列采用 SYS-GMM 估计所得的被解释变量滞后一期的影响系数介于第(1)列混合 OLS 估计(0.5094)和第(2)列 FE 估计(0.3972)之间,进而说明 SYS-GMM 的估计结果是可靠的。此外,从第(3)列采用 SYS-GMM 估计方法得到的结果来看,二阶序列相关检验结果 AR(2)显示不存在自相关问题,说明本研究设定的动态面板模型是合理的;Hansen 检验的 p 值为 0.43,其在 10% 的显著性水平上不能拒绝模型变量设定存在过度识别的原假设,说明本研究选取的工具变量是有效的。由(3)列进一步可知,核心自变量的系数仍然在 1% 水平上显著异于零且符号为正,而其他控制变量的显著性及符号方向也与基准回归结果一致。因此,在采用 SYS-GMM 估计方法的情形下得到的回归结果是稳健的。

(三)关于内生性问题的讨论

内生性问题始终是实证研究面临的困难与挑战。因此,产学研合作对科技型中小企业创新水平的影响效应可能存在两大内生性问题。第一是遗漏变量问题。尽管本研究在基准回归模型中尽可能地控制可能影响产学研合作与中小企业创新水平的相关因素以及企业和年份的固定效应,但仍然无法穷尽控制所有同时影响因变量与核心自变量的第三方因素。第二是反向因果问题。中小企业创新水平可能是造成产学研合作发展程度不高的原因,而不是其引发的结果。为此,尝试采用工具变量法来进一步解决核心自变量可能存在的内生性问题。

具体而言,本研究尝试采用样本企业与苏州工业园区的实际距离作为工具变量,原因在于:一方面,距离苏州工业园区越近的样本企业,获得来自园区创新的外溢效应越大,进而更有进行产学研协同的动机,因此其满足工具变量的相关性假设条件;另一方面,样本企业与苏州工业园区的实际距离与误差项中可能存在的影响企业创新水平等其他遗漏变量并不相关。此外,样本企业与苏州工业园区的实际距离影响企业是否为产学研联盟,但与企业创新水平之间并不存在其他明显的作用机制。同时,由于企业与苏州工业园区的实际距离只能单方面地影响样本企业是否为产学研联盟,而后者无法影响前者。因此,采用企业与苏州工业园区的实际距离作为工具变量能够在较大程度上避免本研究由于因变量与核心自变量双向因果关系而导致的内生性问题。

表 6 内生性问题回归分析结果

变量	(1) OLS 回归	(2) 2SLS
是否为产学研联盟	0.1519*** (2.93)	0.3652*** (3.52)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
N	191	191
R ²	0.0648	0.1064

为获得更加有效且一致的回归系数,本研究采用两阶段最小二乘法(2SLS)对其进行估计,

具体分析结果如表 6 所示。表 6 的(1)列为采用普通最小二乘法的估计结果,而(2)列则为采用两阶段最小二乘法的分析结果。在使用两阶段最小二乘法进行弱工具变量的检验中,Kleibergen-Paaprk 的 F 统计量大于 Stock-Yogo 中 10% 偏误的临界值,从而拒绝原假设,即表明本研究所选取的企业与苏州工业园区的实际距离并非为弱工具变量。此外,由于本研究仅使用了一个工具变量,因此在内生性问题的处理过程中并不存在工具变量的过度识别问题。对表 6 进一步分析可知,相较(1)列采用 OLS 的估计结果,(2)列采用 2SLS 所估计的系数数值更大且在 1% 的水平上显著,其表明在解决了内生性问题的情况下,产学研合作对中小企业的创新水平仍具有显著的促进作用。

(四)异质性分析

根据前文所述,产学研合作对中小企业技术创新能力的提升效应因政府财政补贴的不同而具有异质性。为此,依据企业接收财政补贴金额的均值,将样本企业分为财政补贴较高组与财政补贴较低组。具体而言,若企业实际接收财政补贴高于平均值,则其归为补贴较高组;反之,该企业则归为补贴较低组。最终,补贴较高组包含 98 个样本企业,而补贴较低组则涉及 93 个样本企业。为此,分别对上述两组进行回归,其分析结果如表 7 的(1)列和(2)列所示。

表 7 异质性回归分析结果

变量	(1) PAT	(2) PAT	(3) PAT
是否为产学研联盟	0.104 1*** (2.86)	0.162 7*** (3.23)	0.172 8*** (2.93)
是否为产学研联盟×补助金额	—	—	-0.020 3*** (2.93)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
N	98	93	191
R ²	0.056 7	0.053 6	0.064 8

尽管在上述分样本回归情形下,核心自变量的系数均在 1% 的水平上显著异于零且符号为正,但仍有接收补贴较高组核心自变量的系数小于接收补贴较低组的情况。此外,本文在基准回归的基础上,加入核心自变量与财政补贴变量的交互项,其分析结果如表 7 的(3)列所示。由(3)列进一步分析可知,交互项的系数在 1% 的水平上显著为负,这意味着在接受补贴较多的情况下,企业自身的创新水平将有所降低。综上,产学研合作对企业的创新效应会因政府财政补贴的不同而具有异质性。因此,假说 2 得到验证。

(五)机制分析

根据前文所述,产学研合作通过享受税收优惠政策进而实现创新协同效应。为此,本研究通过构建中介效应模型探究产学研合作对企业创新的影响机制。选取研发费用加计扣除减免税的对数作为中介变量,具体分析结果如表 8 所示。

首先,从表 8 的(1)列的回归结果看,产学研合作对科技型中小企业创新水平具有显著的提

升作用。其次,将税收优惠作为被解释变量,进一步验证产学研合作与税收优惠之间是否存在显著的影响效应,回归结果如表8的(2)列所示,产学研合作的系数在1%的水平下显著异于零且符号为正,这说明产学研合作的发展对获得税收优惠具有显著的促进作用。最后,检验将税收优惠作为中介变量对企业创新水平的影响效应,回归结果如表8的(3)列所示,产学研合作的系数在1%的水平上显著异于零且符号为正,这表明产学研协同合作能够通过税收优惠的中介来影响企业的创新水平。相较于表8的(1)列,(3)列在加入中介变量后,产学研协同合作的回归系数有所减少,这说明税收优惠发挥着部分中介效应。综上所述,产学研合作通过获得税收优惠政策进而实现创新协同效应,这与假说3一致。

表8 机制分析结果

变量	(1) PAT	(2) 税收优惠	(3) PAT
是否为产学研联盟	0.1519*** (2.93)	0.0679*** (3.03)	0.1162*** (3.41)
税收优惠	—	—	—
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
N	191	191	191
R ²	0.0567	0.0536	0.0648

四、研究结论和政策建议

基于2016—2021年江苏省苏州市上市科技型中小企业的微观面板数据,采用双向固定效应计量模型方法系统探究了产学研合作对企业创新的影响效应及作用机制。在实证回归的基础上进行了稳健性分析、内生性分析以及机制分析,使实证结果更为客观可信。首先,从基准回归分析结果看,产学研合作能显著促进科技型中小企业的创新。其次,从异质性分析结果来看,产学研合作对企业的创新效应会因政府财政补贴的不同而具有异质性,其中,该效应对接受财政补贴较少的企业影响更为显著。最后,从机制分析结果看,产学研合作通过获得税收优惠政策促进企业创新水平的提升。

为进一步充分发挥科技型中小企业在苏州经济高质量发展过程中的重要推动作用,提出如下建议。第一,在政策指引方面,应遵循产业政策和市场调节相结合的原则,发挥不同政策的协同效应。优化产学研合作中的财税扶持政策,倡导以税收优惠为主、财政补贴为辅的财税扶持政策,税收优惠由于相对公平透明,具有较好的资源配置作用,能对产学研创新活动形成稳定且长效的激励效应,同时为了引导企业积极开展产学研合作创新,因势利导,以适当的财政补贴作为事前激励,对企业开展结构性的创新激励具有一定的促进作用。第二,为了实现财政资金的精准投放和提升财政补贴政策的实施水平,需建立健全科技型中小企业的信息披露制度,解决信息不对称问题,便于相关部门精准确定扶持对象,引导财政资金流到需扶持的领域。第三,为了提高补贴资金的使用效率,还需建立跟踪反馈制度,以保证财政补贴资金真正用到研发创新项目上。

参考文献

- [1] WIRSICH A, KOCK A, STRUMANN C, et al. Effects of University-Industry Collaboration on Technological Newness of Firms [J]. Journal of Product Innovation Management, 2016, 33(6): 708-725.

- [2] MARIO Kafouro, WANG Chengqi, PANAGIOTIS Piperopoulos, et al. Academic collaborations and firm innovation performance in China: the role of region-specific institutions [J]. *Research Policy*, 2015(44): 803 - 817.
- [3] ZHANG S, YUAN C, HAN C. Industry University Research Alliance Portfolio Size and Firm Performance: the Contingent Role of Political Connections[J]. *Journal of Technology Transfer*, 2020, 45(5): 1505 - 1534.
- [4] BERTRAND O, MOL M J. The Antecedents and Innovation Effects of Domestic and Offshore R&D Outsourcing: The Contingent Impact of Cognitive Distance and Absorptive Capacity [J]. *Strategic Management Journal*, 2013, 34(6): 751 - 760.
- [5] BOEING P. The Allocation and Effectiveness of China's R&D Subsidies: Evidence from Listed Firms[J]. *Research Policy*, 2016, 45(9): 1774 - 1789.
- [6] 赵玉林, 谷军健. 政府补贴分配倾向与创新激励的结构性偏差: 基于中国制造业上市公司匹配样本分析[J]. *财政研究*, 2018(4): 61 - 74.
- [7] 马永军, 李逸飞, 刘畅. 税收优惠政策能否化解制造业企业产能过剩: 一个准自然实验分析[J]. *财经问题研究*, 2021(6): 91 - 99.
- [8] 马海涛, 贺佳. 企业所得税优惠对高新技术企业创新能力提升效应研究[J]. *财贸研究*, 2022(3): 65 - 78.
- [9] 张羽飞, 原长弘, 张树满. 产学研融合程度对科技型中小企业创新绩效的影响[J]. *科技进步与对策*, 2022, 39(9): 64 - 74.
- [10] 张玉臣, 王芳杰. 研发联合体: 基于交易成本和资源基础理论视角[J]. *科研管理*, 2021, 40(8): 1 - 11.
- [11] BOND, S R. Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice[J]. *Portuguese economic journal*, 2002(1/2): 141 - 162.

An Empirical Study on Industry-University-Research Cooperation, Financial and Tax Policies and Enterprise Innovation Capability — Evidence Based on 191 Listed Technology-based SMEs in Suzhou

QI Bo-yuan¹, LI Yi-juan²

(1. Business School, University of Exeter, Exeter, Devon, UK, EX4 4PU;

2. Department of Economics and Trade, Suzhou College of Information Technology, Suzhou, Jiangsu 215200, China)

Abstract: As a decisive factor in ensuring sustained economic growth in the context of innovation-driven national construction strategy, technological progress has become the core driving force leading high-quality economic development. Based on the micro panel data of 191 listed technology-based small and medium-sized enterprises in Suzhou, Jiangsu Province from 2016 to 2021, this paper uses a two-way fixed effect econometric model to systematically explore the impact of industry-university-research cooperation on enterprise innovation and its mechanism. The research results indicate that industry-university-research cooperation can significantly promote innovation in technology-based SMEs, and the impact is heterogeneous depending on the amount of financial subsidies received by enterprises. Further research has found that industry-university-research cooperation promotes the improvement of enterprise innovation through the channel of obtaining preferential tax policies.

Key words: technology-based SMEs; innovation capability; industry-university-research cooperation; innovation incentives

〔责任编辑:陈济平〕