

专用性投资与研发补贴政策效果

——来自中国高端制造业的证据

姚海琳^{1,2} 陈琪康¹ 王文强¹

¹ (中南大学商学院, 长沙 410083) ² (中南大学产业发展战略研究中心, 长沙 410083)

〔摘要〕 自进入高质量发展阶段, 中国制造业的专用性投资行为成为学界关注的焦点, 而专用性投资如何影响研发补贴政策的实施效果则值得进一步探讨。本研究基于2015~2020年中国高端制造业724家上市公司的面板数据, 采用具有固定效应的负二项回归方法, 实证检验了专用性投资对研发补贴政策实施效果的影响。研究表明: 专用性投资是研发补贴促进企业技术创新的重要中介渠道, 并在此过程中起到部分中介效应; 专用性投资在研发补贴和企业技术创新关系间起到非线性调节效应, 其作用强度具有“U型”演化特征。研究结论能为研发补贴政策的优化以及相关配套政策的完善提供重要参考。

〔关键词〕 专用性投资 研发补贴 技术创新 高端制造 负二项回归 “U”型演化特征

DOI: 10.3969/j.issn.1004-910X.2022.05.011

〔中图分类号〕 F273.7; F420 〔文献标识码〕 A

引言

党的十九大报告指出, “随着中国进入新时代, 经济发展已从高速增长阶段转变为高质量发展阶段, 而高质量发展必须重视实体经济”。经过改革开放以来40多年的发展, 中国制造业在规模和质量上均已取得极大飞跃, 并跻身世界领先行列(牟俊霖等, 2021)^[1]。尤其在现阶段, 中国制造需要更大范围、更高层次地发挥科技创新的引领作用(辜胜阻等, 2018)^[2]。然而在近年来的中美贸易战中, 美国对中国开出的加征关税商品清单重点涉及医药、通信、设备、军工和航空航天等高端制造领域, 逐步加紧对高端制造技术的全面封锁。因此, 着力提高中国高端制造企业的创新能力就显得尤为关键。但创新成果作为公共物品, 其明显的正外部性往往导致私人投资不足(Arrow, 1962)^[3]。为了纠正市场失灵, 中国各级政府长期以来都十分重视对企业创新活动的引导和激励, 尤其是随着“中国制造2025”等一系列制造强国战略的实施, 政府对高端制造业的补贴举措正逐步制度化和系统化。但学界对研发补贴

政策的实施效果仍有争议: 有些学者找到研发补贴提高企业技术创新水平的证据(王刚刚等, 2017; Szucs, 2020)^[4,5], 有些则认为激励效果不显著, 甚至会在一定程度扭曲企业创新行为, 并抑制技术创新(廖信林等, 2013; Marino等, 2016)^[6,7]。这些分歧表明, 研发补贴政策的实施效果可能会受到实施环境的多方要素影响(侯方宇和杨瑞龙, 2019)^[8]。

事实上, 在新形势下中国制造业的行为特征正悄然发生深刻变化: 为了快速应对市场竞争和技术变革, 制造业的专用性投资有逐步增强的倾向。而以企业专用资产投资为基础所形成的中国本土市场高度专业化制造体系, 正是中国制造业能够低成本的同时实现多样化和定制化产品制造的重要因素(魏江等, 2020)^[9]。随着近年来中国高端制造在关键技术领域面临的“卡脖子”问题日渐严峻, 学界对专用性投资与企业创新活动关系的探讨也逐渐增加。Williamson(1985)^[10]曾指出, 对企业行为的严谨研究必须充分重视资产专用性的综合影响。然而现有研发补贴政策研

收稿日期: 2022-01-26

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“关键战略材料企业技术创新的政策作用机制及影响效应研究”(项目编号: 19BJY039); 湖南省教育厅项目“新材料技术创新政策与企业创新突破: 机制、路径及效应研究”(项目编号: 19K098)。

作者简介: 姚海琳, 中南大学商学院副教授, 博士生导师。研究方向: 技术创新, 战略与公共政策。陈琪康, 中南大学商学院硕士研究生。研究方向: 专用性投资, 战略与公共政策。王文强, 中南大学商学院博士研究生。研究方向: 技术创新, 战略与公共政策。

究更多从企业创新意愿、创新行为和资源吸收能力等方面来探讨作用机制(洪勇和李英敏, 2012; Naqshbandi, 2016)^[11,12];从企业所有制、规模、研发强度和行业属性等角度来检验有效性的边界条件(Szucs, 2020; 白俊红, 2011)^[5,13]。而这很可能会忽视专用性投资对研发补贴政策实施效果潜在的重要影响,导致难以全面剖析补贴政策的作用机制和有效性边界条件。因此,现实情境的变化与现有研究的不足激发了本文的思考:企业专用性投资能否影响中国高端制造业研发补贴政策的实施效果?又将给研发补贴与企业技术创新之间带来怎样的影响?

针对上述问题,本研究联合资源基础理论和交易成本理论,构建研发补贴、专用性投资和企业技术创新的机制模型,并利用2015~2020年中国高端制造业724家上市公司的面板数据进行实证检验,深刻揭示了专用性投资对中国高端制造业研发补贴政策实施效果的影响。本研究的主要贡献如下:(1)理论方面,在政策研究领域引入交易成本理论,并与资源基础理论相结合,从专用性投资的角度来剖析研发补贴对企业技术创新的作用机制和有效性边界条件。这充分考虑到产业政策内嵌于实施环境中的特性,并为该领域的争论提供一个全新解释,同时也能有效丰富专用性投资领域的相关研究;(2)实践方面,研究结论可以为政府优化研发补贴政策,并完善相关战略性配套政策,从而为促进“中国制造”向“中国创造”转型提供重要参考。

1 文献综述与研究假设

1.1 高质量发展下研发补贴政策的实施效果

驱使政府对企业创新活动进行补贴的根本原因是存在市场失灵(Arrow, 1962)^[3]。创新成果的非竞争性与非完全排他性特征导致严重的“研发溢出”,即研发企业的部分经济收益被具有“搭便车”动机的企业获取和利用(Jaffe, 1986)^[14];创新活动的高风险性和不确定性削弱了企业持续创新的意愿。因此,私人研发水平无法达到社会最优水平(Dasgupta和Stiglitz, 1980)^[15],而政府通过研发补贴等形式干预企业创新则是必要的。然而关于研发补贴政策的有效性,学界形成了两种相反观点。第一种观点认为,研发补贴能够补充企业

创新资源(Tether, 2002)^[16],降低企业创新活动的风险性和不确定性(Hussinger, 2008)^[17]。同时研发补贴还能为企业传递被政府认可的信号,从而引导外部投资者为企业提供更多的融资(Kleer, 2010)^[18]。因此,研发补贴能激励企业技术创新。第二种观点认为,受研发补贴刺激,市场对研发要素的需求将增加,导致企业创新成本的提高。同时,由于认知局限和信息不对称,政府可能无法准确识别亟需政策引导的行业,也难以辨别骗取政策优惠的企业,即政府也会失灵(杨国超和芮萌, 2020)^[19]。当补贴政策给予过多资源时,企业会为此从事寻租活动,而高额的寻租成本将挤占企业创新所需的资源(袁建国等, 2015)^[20]。因此,研发补贴会抑制企业技术创新。

在高质量发展阶段,中国制度环境和政府特征发生了积极变化,这有助于发挥研发补贴对企业技术创新的激励作用。从制度环境来看,公平竞争的市场环境建设正向纵深推进,各级政府都十分重视市场在资源配置中的决定作用,产品和要素市场扭曲的问题也得到明显改善。随着政府对要素定价和分配的控制不断减弱,企业从研发补贴中获取创新资源的成本也随之下降,进而增强了资源获取机制(卢现祥和滕宇法, 2020)^[21];另外,随着产品和要素市场差异的降低,研发补贴所释放的认证效应会更强烈,从而被外部投资者视作更真实的信号(杨洋等, 2015)^[22],这对企业获取外部创新资源更为有利。从政府特征来看,中国持续深化政府体制改革,推进法治型服务型政府建设,并通过制度创新治理腐败问题。各级政府持续与产业界互动,不断从企业中获取市场信息,从而在一定程度上缓解因信息不对称而导致的政府失灵问题;为提升政府效率而进行的政府体制改革能有效瓦解交易型政企关系,并提高企业寻租活动的风险(何轩等, 2016)^[23],进而更好地抑制补贴政策中寻租机制的发生,保证企业创新资源不被挤占。综上,在高质量发展下,研发补贴对企业技术创新具有促进作用。

1.2 研发补贴与企业技术创新:专用性投资的中介效应

资源基础理论认为,专用性资产本身所具备的稀缺性、难以模仿和难以替代等特征使企业拥有

异质资源的优势。而专用性资产的大量投资能帮助企业提升产品的独特性和满足客户的个性化需求,并以此建立行业内核心竞争优势(Fox, 2010)^[24]。与此同时,具有双边依赖的专用性资产能够促进企业和合作商之间知识、人才和技术的交流(刘益和蔺丰奇, 2006)^[25],形成长久稳定的合作创新关系,从而有效提高企业的技术创新能力和产品开发效率(Hagedoorn, 1993)^[26]。但是异质资源的获取是需要付出相应成本的,在企业专用性投资快速积累的时期,尤其对于资金和技术密集的高端制造企业来说,往往也意味着大量资本的投入,并伴随着较高的投资风险。而研发补贴的获取能有效地改善此类问题。如上文所言,研发补贴能提供直接的资源支持,补充专用性投资所需资本,并增强企业事前容忍度和风险承担能力,从而促进对专用性资产的投资活动;另外,企业获得研发补贴可以视为政府对其给予的认可信号——“政府偏好”的有力标签,从而能有效拓宽企业专用性投资的外部融资渠道,获得市场投资者更多的青睐。因此,研发补贴能有效促进企业专用性投资,由此帮助企业更好地构建战略资源能力,从而提升技术创新水平。综上,提出以下假设:

假设1:专用性投资在研发补贴对企业创新技术的影响中起到中介效应,即研发补贴可以通过专用性投资来影响企业技术创新。

1.3 研发补贴与企业技术创新:专用性投资的调节效应

如前文所说,专用性投资能使企业拥有异质资源的战略优势,并帮助建立核心竞争能力。而这能有效地降低企业的生产成本,并创造更高的绩效水平(Williamson, 1985)^[10];同时,随着企业盈利水平的提高,冗余资源将得以有效积累(Meyer, 1982)^[27],进而影响企业的创新行为。具体而言,当冗余资源增加时,支持研发活动的资源将得到补充,企业管理者将愿意承担更多不确定性,放松对资源使用的约束,支持更大范围内搜寻机会的探索,并愿意尝试具有风险性的研发创新活动(Gruber, 2010)^[28]。而这也意味着对于专用性投资程度较高的企业来说,将有动力利用研发补贴直接进行创新活动,从而增强了研发补贴对企业技术创新的激励效果。

但是,根据交易成本理论的观点,企业进行专用性投资会导致冗余资源被占用的问题。专用性资产的大量投资将导致交易关系转变为具备依赖性的双边供应关系(Williamson, 1985)^[10],进而导致专用性资产的“套牢效应”。由此产生的“敲竹杠”的机会主义行为将增加因合同双方争夺利益分配而产生的交易成本(Williamson, 1991)^[29]。根据相关研究,随着交易成本的增加,企业原有的冗余资源会被侵占。如按照Sharfman等(1988)^[30]对冗余资源的分类,企业的高流动性冗余资源,如现金及其等价物等,将被用以维系双边依赖关系和弥补其产生的一系列交易成本;另外,企业的低流动性冗余资源,如加工中或已加工的产品、熟练工和闲置的生产设备等,会尽量配合专用资产的使用而受约束。不过,两者间的负向关系并不呈现简单的线性特征。在交易频率与不确定性一定的前提下,为了最大限度节约交易成本,企业将根据资产专用性程度来采取相应的治理机制,因此当资产专用性达到一定程度时,企业将采用统一治理模式(Williamson, 1985)^[10]。该模式通过信任机制来进行人格化交易,以此来降低因专用性资产“套牢”而带来的机会主义风险。因此,在统一治理模式下,企业专用资产所带来的交易成本会有所降低,这就在一定程度上削弱了其对于冗余资源的占用程度。

事实上,专用性投资所具有的异质能力和交易成本问题都是客观存在的,而专用性投资所引致的冗余资源变化应是这两种作用相互抵消后的结果。因此,通过对上述理论的进一步推导分析,可以发现随着专用性投资程度增加,企业异质能力所带来的冗余资源会被交易成本所抵消;但是当专用性投资达到一定程度后,企业将采取相应治理机制来缓解交易成本问题,此时企业冗余资源将随着异质能力的提升而得到充分提高,具体推导过程如图1所示。相应地,研发补贴促进企业技术创新的程度变化将与冗余资源的变化趋势相似。综上,提出以下假设:

假设2:当专用性投资程度较低或较高时,研发补贴对企业技术创新的促进作用大于其为中等的情况,即专用性投资在研发补贴与企业技术创新之间起到非线性调节效应,其作用强度呈现“U”

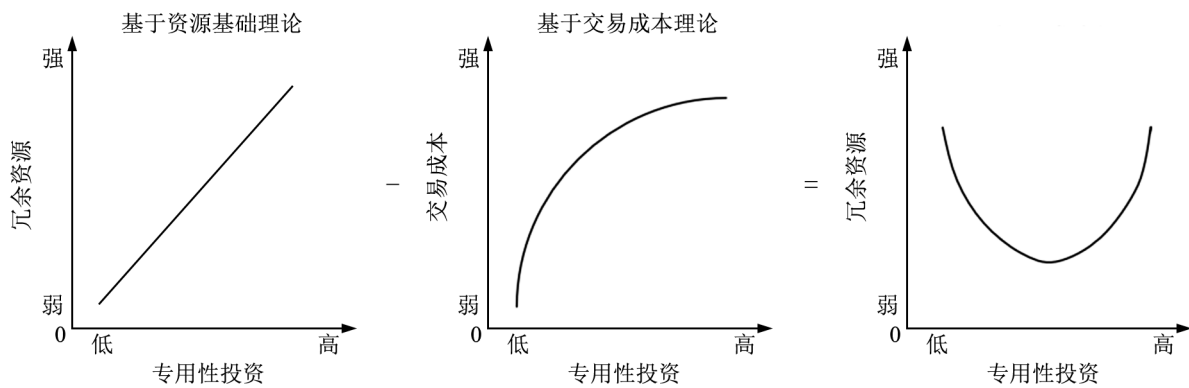


图1 冗余资源与专用性投资的关系变化图

型演化特征。

2 研究设计

2.1 样本选取和数据来源

本研究以2015~2020年中国高端制造上市公司的数据作为样本。由于高端制造是动态概念,每个时期有不同划分,因此学界还没对高端制造业的界定形成较为统一的标准。考虑到数据的可得性,本研究根据《中国高技术产业统计年鉴2020》所涵盖的主要领域来确定研究样本的范围,并依据万德数据库(Wind)的行业划分类型,将中国高端制造业确定为以下5个行业:“医药制造业”、“铁路、船舶、航空航天和其它运输设备制造业”、“计算机、通信和其他电子设备制造业”、“仪器仪表制造业”和“汽车制造业”。选择2015年作为样本起始年份是因为:中国政府于2014年5月正式提出“经济新常态”的具体内涵和发展要求,并由此展开一系列制度创新与实践,这可以视为中国开始进入高质量发展阶段的重要节点。本研究的数据来源:(1)企业专利数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS);(2)企业其余数据来自国泰安数据库(CSMAR)和万德数据库(Wind)。本研究对原始数据进行如下处理:(1)剔除被中国证券交易所特殊处理的企业,如“ST”、“*ST”和“PT”企业等;(2)剔除在主要变量上数据缺失的研究个体;(3)减少极端值的影响,对所有连续变量的1%和99%分位进行缩尾处理(Winsorise)。最终研究样本包含724家企业,共2931个观测值(非平衡面板)。

2.2 变量测量

被解释变量:企业技术创新(Pat)。现有研究较多使用专利数量来衡量企业技术创新的产出绩效。相比于实用新型和外观设计专利而言,发明专利具备更高的创新价值,是企业针对产品所

提出的更具技术含量的解决方案。因此,本研究采用企业发明专利的申请量作为企业技术创新的代理变量(吴伟伟和张天一,2021)^[31]。

解释变量:研发补贴(Sub)。参考王刚刚等(2017)^[4]的做法,根据企业年度报告附注中所披露的“计入当期损益的政府补助”明细来进行收集,并通过关键词检索的方法进行研发补贴数据的整理。关键词标准如下:(1)关键词:“研发”、“科技”、“科研”、“创新”、“人才”、“新产品”、“实验室”、“专利”、“技术中心”、“成果转化”等创新关键词;(2)专有名词:“云计算项目”、“机器人项目”、“激光设备项目”等含有特定专业术语的名词;(3)科技支持计划:“小巨人计划”、“瞪羚计划”、“火炬计划”、“星火计划”、“973计划”、“863计划”等中央或地方科技支持计划。

中介和调节变量:专用性投资(Asst)。高端制造企业的专用性投资主要集中在固定资产和无形资产上。其中,固定资产变现能力弱,适用于特定用途,能体现专用性特征;而无形资产则能反映企业的研发投入和品牌资本投入的程度。因此,本研究采用企业固定资产净值和无形资产占总资产的比例作为专用性投资的代理变量(程宏伟,2004;金颢和裘益政,2018)^[32,33]。

控制变量:本研究设置企业规模(Size)、企业年龄(Age)、内源融资(Roe)、所有制(Own)和资产负债率(Lev)作为控制变量。企业规模:采用企业总资产金额测量,并进行对数化处理。企业年龄:采用企业自成立年份到当期年末的年数测量。内源融资:采用企业净利润与固定资产净值之比测量。所有制:将所有制设置为虚拟变量,当企业为国有企业时,Own=1;当企业为非国有企业时,Own=0。资产负债率:采用企业总负债

占总资产之比测量。模型中还设置了行业的虚拟变量，控制行业效应对企业技术创新的影响；并

设置年份的虚拟变量，控制时间效应对企业技术创新的影响。变量的具体定义见表1。

表1 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	技术创新	<i>Pat</i>	企业发明专利的申请数量
解释变量	研发补贴	<i>Sub</i>	企业获得的政府研发补贴额，取自然对数
中介和调节变量	专用性投资	<i>Asst</i>	企业固定资产净值和无形资产占总资产的比例
	企业规模	<i>Size</i>	企业总资产，取自然对数
	企业年龄	<i>Age</i>	企业自成立年份到当期年末的年数
控制变量	内源融资	<i>Roe</i>	企业净利润与固定资产净值之比
	所有制	<i>Own</i>	企业为国有企业时， <i>Own</i> =1；企业为非国有企业时， <i>Own</i> =0
	资产负债率	<i>Lev</i>	企业总负债占总资产之比

2.3 模型设置

由于被解释变量(发明专利申请量)具有离散非负的特点，同时其方差显著大于均值，因此本研究选取计数模型的负二项回归方法来进行实证研究(Peterson等, 1999)^[34]。最后，为了解决可能潜在的双向因果关系等内生性问题，以及考虑到研发补贴政策的实施效果可能具有滞后性，本研究使用*t*+1期的被解释变量*Pat*_{*i,t*+1}进行回归检验。

(1) 检验专用性投资是否具有中介效应，本研究借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)^[35]的做法，构建以下模型：

$$Pat_{i,t+1} = \exp(\beta_0 + \beta_1 Sub_{i,t} + \sum \beta_k Controls_{i,t} + \mu_{industry} + \mu_{year} + \varepsilon_{it}) \quad (1)$$

$$Asst_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Sub_{i,t} + \sum \beta_k Controls_{i,t} + \mu_{industry} + \mu_{year} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Pat_{i,t+1} = \exp(\beta_0 + \beta_1 Asst_{i,t} + \sum \beta_k Controls_{i,t} + \mu_{industry} + \mu_{year} + \varepsilon_{it}) \quad (3)$$

$$Pat_{i,t+1} = \exp(\beta_0 + \beta_1 Sub_{i,t} + \beta_2 Asst_{i,t} + \sum \beta_k Controls_{i,t} + \mu_{industry} + \mu_{year} + \varepsilon_{it}) \quad (4)$$

(2) 检验专用性投资是否具有非线性调节效应，本研究借鉴杨洋等(2015)^[22]有关高阶交互效应项的做法，在模型中加入专用性投资的平方与研发补贴的交互项，从而构建以下模型：

$$Pat_{i,t+1} = \exp(\beta_0 + \beta_1 Sub_{i,t} + \beta_2 Asst_{i,t} \times Sub_{i,t} + \beta_3 Asst_{i,t}^2 \times Sub_{i,t} + \beta_4 Asst_{i,t} + \beta_5 Asst_{i,t}^2 + \sum \beta_k Controls_{i,t} + \mu_{industry} + \mu_{year} + \varepsilon_{i,t}) \quad (5)$$

上式中，*Controls*_{*i,t*}表示企业层面的特征变量， $\mu_{industry}$ 表示行业固定效应， μ_{year} 表示年份固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项。

3 实证检验与分析

3.1 描述性统计

表2报告了各变量的描述性统计。衡量企业技术创新的发明专利申请数的均值为63.65，标准差为312.2，这表明企业间的技术创新水平存在显著差异，个别企业的技术创新能力较为突出；研发补贴的均值为14.85，标准差为3.011，这说明不同企业所获得的研发补贴同样存有较大差异；专用性投资的均值为0.234，标准差为0.120，这表明专用性投资的总体分布较为平稳。

表2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Pat</i>	2931	63.65	312.2	0	7680
<i>Sub</i>	2931	14.85	3.011	0	19.41
<i>Asst</i>	2931	0.234	0.120	0.0332	0.559
<i>Size</i>	2931	21.99	1.155	19.95	25.51
<i>Age</i>	2931	18.65	6.088	3	61
<i>Roe</i>	2931	0.515	0.908	-1.182	5.644
<i>Own</i>	2931	0.246	0.431	0	1
<i>Lev</i>	2931	0.351	0.183	0.0533	0.799

3.2 相关性分析

表3报告了各变量间的相关性。研发补贴与企业技术创新显著正相关($r=0.12$, $p<0.01$)；研发

补贴与企业专用性投资显著正相关($r=0.07$, $p<0.01$); 技术创新与专用性投资无显著相关性。除了个别变量间相关系数大于0.3且低于0.6以

外, 其余变量间的相关系数均低于0.3, 这能有效避免多重共线性对回归模型的影响, 说明模型中变量设置合理, 无需额外剔除变量。

表3 相关性分析

变量	Pat	Sub	Asst	Size	Age	Roe	Own	Lev
Pat	1							
Sub	0.12***	1						
Asst	-0.02	0.07***	1					
Size	0.32***	0.37***	0.004	1				
Age	0.02	0.02	0.04**	0.20***	1			
Roe	0.03	-0.08***	-0.48***	-0.09***	-0.08***	1		
Own	0.19***	0.08***	-0.07***	0.38***	0.25***	-0.02	1	
Lev	0.16***	0.21***	0.10***	0.52***	0.11***	-0.27***	0.23***	1

注: N=2931; *, **和*** 分别在10%, 5%和1%水平显著(双尾检验)。

3.3 回归分析

由于研究样本存在不可观测的异质性, 而该个体效应可能与解析变量相关从而导致估计结果不一致, 为此本研究数据采用面板数据的处理和分析方法。Hausman 检验的结果支持个体效应与解释变量间具有显著相关性, 满足使用“固定效应模型”, 因此本研究采用具有固定效应的负二项回归方法来进行实证研究。在回归分析前, 将模型中的交互项所涉及的变量进行中心化处理, 并使用稳健标准误来控制异方差对回归模型的影响。

表4汇报了相关数据的回归结果。模型1展示了企业特征变量对技术创新的影响。模型2显示, 研发补贴的回归系数显著为正($\beta=0.072$, $p<0.01$)。这表明研发补贴对企业技术创新具有显著的促进作用, 验证了前文所分析的现行研发补贴政策的实施效果; 模型3显示, 研发补贴的回归系数显著为正($\beta=0.002$, $p<0.01$), 表明研发补贴对企业专用性投资具有显著的正向关系; 模型4显示, 专用性投资的回归系数显著为正($\beta=0.609$, $p<0.05$), 表明专用性投资对企业技术创新具有显著的提升作用; 模型5显示, 研发补贴和专用性投资对企业技术创新均具有显著的促进作用($\beta=0.071$, $p<0.01$; $\beta=0.552$, $p<0.05$), 然而通过与模型2的比较发现, 当模型加入专用性投资后, 研发补贴的回归系数由0.072减小为0.071, 即促进效果减弱。以上结果说明, 在控制

专用性投资的影响后, 研发补贴对企业技术创新的促进作用减小, 证明部分影响被专用性投资所替代。因此, 验证了专用性投资是研发补贴促进企业技术创新的重要中介渠道, 专用性投资在研发补贴和企业技术创新间起着部分中介效应, 假设1通过检验。模型7显示, 专用性投资的平方与研发补贴交互项的回归系数显著为正($\beta=0.839$, $p<0.1$); 专用性投资与研发补贴交互项的回归系数未通过显著性检验; 研发补贴的回归系数显著为正($\beta=0.056$, $p<0.01$)。对上述系数进行分析, 并考虑到此前对变量所采取的中心化处理, 本研究发现当专用性投资恰好为平均值0.234时, 研发补贴对企业技术创新仍有促进效果且为最小。因此, 当专用性投资程度较低或较高时, 研发补贴对企业技术创新的促进作用大于其为中等的情况, 即专用性投资在研发补贴与企业技术创新之间起到非线性调节效应, 假设2通过检验。为了更直观地展示, 本研究绘制了专用性投资对研发补贴和企业技术创新关系的非线性调节效应图, 见图2。如图2所示, 无论专用性投资为何种程度, 研发补贴对企业技术创新均有促进作用, 但是与专用性投资程度为中等相比, 专用性投资较低或较高的企业所在的曲线在任意对应补贴点所作切线的斜率更大, 这就意味着研发补贴对后者技术创新的激励作用更大, 即其调节的作用强度具有“U”型演化特征。

表 4 研发补贴对企业技术创新的影响, 专用性投资中介效应和调节效应的检验(负二项回归)

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
	Pat_{t+1}	Pat_{t+1}	$Asst$	Pat_{t+1}	Pat_{t+1}	Pat_{t+1}	Pat_{t+1}
<i>Size</i>	0.879*** (31.62)	0.816*** (28.97)	-0.008*** (-3.31)	0.880*** (32.04)	0.818*** (29.20)	0.816*** (29.27)	0.822*** (29.05)
<i>Age</i>	-0.020*** (-5.17)	-0.020*** (-5.19)	0.000 (0.43)	-0.020*** (-5.25)	-0.020*** (-5.25)	-0.020*** (-5.15)	-0.020*** (-5.13)
<i>Roe</i>	0.176*** (5.42)	0.183*** (5.86)	-0.059*** (-24.32)	0.216*** (6.08)	0.218*** (6.42)	0.250*** (6.71)	0.258*** (6.90)
<i>Own</i>	0.355*** (4.66)	0.383*** (5.18)	-0.021*** (-4.24)	0.377*** (5.04)	0.402*** (5.53)	0.416*** (5.74)	0.410*** (5.74)
<i>Lev</i>	0.399** (2.01)	0.313* (1.65)	0.018 (1.25)	0.377* (1.88)	0.297 (1.55)	0.311 (1.63)	0.299 (1.60)
<i>Sub</i>		0.072*** (7.89)	0.002*** (2.82)		0.071*** (7.81)	0.071*** (7.85)	0.056*** (4.50)
<i>Asst</i>				0.609** (2.27)	0.552** (2.12)	0.851*** (2.75)	0.876*** (2.91)
<i>Asst</i> ²						-3.212* (-1.89)	-3.250* (-1.93)
<i>Asst * Sub</i>							-0.057 (-0.83)
<i>Asst</i> ² * <i>Sub</i>							0.839* (1.92)
<i>Constant</i>	-16.612*** (-28.87)	-16.331*** (-29.36)	0.447*** (9.32)	-16.837*** (-29.23)	-16.537*** (-29.62)	-16.365*** (-29.68)	-15.435*** (-26.15)
Observations	2931	2931	2931	2931	2931	2931	2931
R-squared			0.285				
Pseudo R ²	0.107	0.111		0.107	0.111	0.111	0.111
Log Pseudolikelihood	-12238.157	-12190.223		-12234.348	-12186.996	-12184.572	-12181.911
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01(双尾检验), 括号中数字为标准误。

3.4 稳健性检验

(1) 为了减小因回归方法的差异导致的结果偏差, 本研究在对发明专利申请量进行对数化处理后, 采用最小二乘法(OLS)来替代负二项回归法进行实证分析。特别地, 为了进一步检验专用性投资的非线性调节效应, 本研究根据专用性投资的三分位数, 将样本分为专用性投资程度低、中和高 3 组, 进而分别回归来比较研发补贴回归系数的大小。表 5 汇报了该方法的回归结果。结

合上文的模型 5, 模型 8~10 显示, 相关变量的系数方向和显著性水平基本保持一致, 研发补贴能提高企业技术创新水平, 同时专用性投资在两者间起部分中介效应, 假设 1 仍成立。模型 11~13 显示, 在专用性投资程度低、中和高的样本中, 研发补贴对企业技术创新均具有显著的促进作用, 其回归系数分别为 0.060(p<0.01)、0.050(p<0.01)和 0.100(p<0.01), 呈现明显的“高-低-高”演化特征, 从而验证了专用性投资对研发补

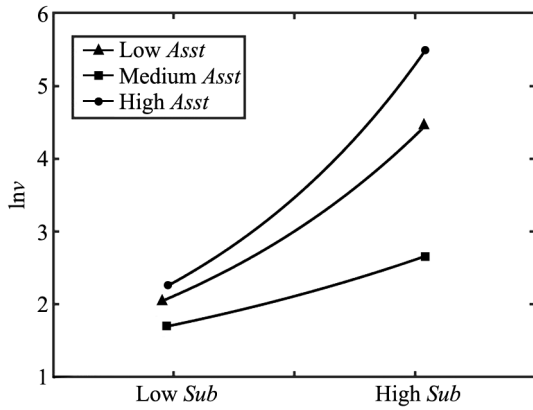


图2 专用性投资对研发补贴和企业技术创新关系的非线性调节效应

贴和企业技术创新关系的“U”型调节效应，假设2仍成立。

(2) 更换衡量关键变量的指标。本研究改变企业技术创新的测量方法，采用企业发明专利申请量、实用新型专利申请量和外观设计专利申请量之和作为企业技术创新的代理变量（吴伟伟和张天一，2021）^[31]；同时改变专用性投资的测量方式，采用企业固定资产净值、在建工程净值、无形资产和长期待摊费用之和占总资产的比例作为专用性投资的代理变量（周煜皓和张盛勇，2014）^[36]。表6的回归结果表明，假设1和2仍成立。

表5 稳健性检验回归结果(面板 OLS)

变量	中国高端制造企业总样本				专用性投资程度		
	低		中		高		
	模型 8	模型 5	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13
	$\ln Pat_{t+1}$	$Asst$	$\ln Pat_{t+1}$	$\ln Pat_{t+1}$	$\ln Pat_{t+1}$	$\ln Pat_{t+1}$	$\ln Pat_{t+1}$
<i>Size</i>	0.739*** (29.37)	-0.008*** (-3.31)	0.819*** (36.05)	0.743*** (29.45)	0.770*** (18.42)	0.731*** (17.06)	0.706*** (15.63)
<i>Age</i>	-0.017*** (-5.10)	0.000 (0.43)	-0.019*** (-5.61)	-0.017*** (-5.13)	-0.018*** (-2.72)	-0.018*** (-3.33)	-0.009 (-1.58)
<i>Roe</i>	0.127*** (4.94)	-0.059*** (-24.32)	0.143*** (4.99)	0.151*** (5.32)	0.170*** (4.84)	0.408*** (3.77)	0.520*** (2.73)
<i>Own</i>	0.328*** (6.29)	-0.021*** (-4.24)	0.315*** (5.97)	0.336*** (6.47)	0.490*** (5.73)	0.360*** (3.99)	0.147 (1.60)
<i>Lev</i>	0.045 (0.32)	0.018 (1.25)	0.038 (0.27)	0.037 (0.27)	-0.314 (-1.28)	0.625*** (2.59)	0.096 (0.40)
<i>Sub</i>	0.0715*** (8.36)	0.002*** (2.82)		0.0707*** (8.26)	0.060*** (4.72)	0.050*** (3.65)	0.100*** (5.42)
<i>Asst</i>			0.515** (2.38)	0.411* (1.94)	3.609*** (3.14)	-0.274 (-0.25)	-0.939* (-1.85)
<i>Constant</i>	-14.976*** (-30.81)	0.447*** (9.32)	-15.781*** (-32.50)	-15.160*** (-30.53)	-16.270*** (-19.43)	-14.615*** (-16.51)	-14.358*** (-16.06)
Observations	2931	2931	2931	2931	979	977	975
R-squared	0.487	0.285	0.472	0.487	0.501	0.505	0.489
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：*p<0.1，**p<0.05，***p<0.01(双尾检验)，括号中数字为标准误。

4 结论与建议

为了检验高质量发展下专用性投资在研发补贴和企业技术创新关系中所发挥的中介效应和调

节效应，本研究利用2015~2020年中国高端制造业724家上市公司的面板数据进行实证检验。研究表明：(1) 研发补贴对企业技术创新具有显著

表 6 稳健性检验回归结果(负二项回归)

	模型 14	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18
	$Pats_{t+1}$	$Asst$	$Pats_{t+1}$	$Pats_{t+1}$	$Pats_{t+1}$
<i>Size</i>	0.764*** (33.10)	-0.007** (-2.39)	0.812*** (36.97)	0.764*** (33.44)	0.765*** (33.44)
<i>Age</i>	-0.018*** (-5.69)	0.000 (0.43)	-0.019*** (-5.88)	-0.018*** (-5.67)	-0.017*** (-5.49)
<i>Roe</i>	0.114*** (3.99)	-0.061*** (-22.80)	0.136*** (4.28)	0.140*** (4.55)	0.172*** (5.10)
<i>Own</i>	0.175*** (2.83)	-0.029*** (-5.07)	0.171*** (2.74)	0.192*** (3.14)	0.200*** (3.32)
<i>Lev</i>	0.363** (2.33)	0.047*** (2.88)	0.390** (2.39)	0.345** (2.19)	0.372** (2.41)
<i>Sub</i>	0.0503*** (6.72)	0.002* (1.94)		0.0500*** (6.64)	0.038*** (3.72)
<i>Asst</i>			0.397* (1.85)	0.372* (1.77)	0.620*** (2.60)
$Asst^2$					-2.426** (-2.16)
$Asst * Sub$					-0.040 (-0.72)
$Asst^2 * Sub$					0.558* (1.94)
<i>Constant</i>	-14.271*** (-30.71)	0.476*** (8.35)	-14.704*** (-31.01)	-14.397*** (-30.79)	-13.586*** (-27.93)
Observations	2931	2931	2931	2931	2931
R-squared		0.275			
Pseudo R ²	0.101		0.100	0.101	0.102
Log Pseudolikelihood	-14330.454		-14357.865	-14328.051	-14322.578
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES

注: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01(双尾检验), 括号中数字为标准误。

的促进作用,而专用性投资在研发补贴对企业创新技术的影响中发挥了部分中介效应。研发补贴能有效促进企业专用资产的投入,从而帮助企业构建战略资源能力,最终达到提升技术创新水平的目的;(2)当企业专用性投资较低或较高时,研发补贴对企业技术创新的促进作用大于其为中等的情况,即专用性投资在研发补贴与企业技术创新之间起到“U型”的非线性调节效应。这说明随着专用性投资程度的改变,企业所面临的资

源能力和交易成本问题也会随之发生变化,并通过冗余资源来影响研发补贴政策有效性的边界条件。结合结论,本研究提出以下政策建议:

(1)政府应优化符合高质量发展阶段的研发补贴政策,通过科学设计和执行有效发挥补贴促进高端制造企业技术创新的重要作用。政府可以根据新形势下企业资源能力出现的新变化,从补贴金额、对象和实施方式等方面对研发补贴政策进行优化设计:如制定更为清晰的补贴对象筛选

准则, 将企业专用性投资程度作为是否进行补贴、以及补贴金额高低的重要依据, 从而提升补贴政策的精准性; 建立起研发补贴政策的评估与调整机制, 减少研发补贴被企业挪为他用的情况, 进而不断提高研发补贴的效率。

(2) 政府应完善相关战略性配套政策来更高效地发挥研发补贴政策的实施效果, 充分重视专用性投资在研发补贴和企业技术创新之间的中介效应和调节效应。①政府应积极引导高端制造企业在核心器件和关键技术等被“卡脖子”的领域进行专用性投资, 从而更好地提升创新资源的配置效率, 让研发补贴更好地直接和间接地服务中国高端制造业所进行的产业结构升级和关键技术突破; ②政府应大力支持和培育企业专用性投资的体系化建设, 以专用资产为项目载体积极引导产学研的深度协同创新, 促进专用性投资行为的可持续性, 从而提高企业技术成果的高质量产出和应用转化, 并进一步疏通和发挥专用性投资在补贴政策作用机制中的独特渠道作用。

(3) 政府要创造更有效率的制度和市场环境, 对专用性投资所引致的交易成本问题进行高效治理, 进而不断提高研发补贴政策的有效性, 使补贴资金真正流到企业创新活动中。除了依靠企业自身调整治理模式来抑制机会主义行为以外, 更需要政府通过相应的制度设计来完善外部治理环境: 如政府应创造更有效率的制度环境和更健全的法治环境, 使法律和监管机构能够更有效促进契约执行并解决市场纠纷, 从而遏制机会主义行为, 降低企业专用性投资的风险。而这不仅能更好发挥专用性投资促进企业绩效的增值效应, 也能充分提升研发补贴促进企业技术创新的政策效果。

参 考 文 献

[1] 牟俊霖, 闫里鹏, 齐晓雨. 中国制造业规模在世界的地位及其影响因素研究: 基于动态分布与增长回归相结合的方法 [J]. 中国软科学, 2021, (2): 1~10.

[2] 辜胜阻, 吴华君, 吴沁沁, 等. 创新驱动与核心技术突破是高质量发展的基石 [J]. 中国软科学, 2018, (10): 9~18.

[3] Arrow K J. Economic Welfare and the Allocation of Resources for Innovation [M]. The Rate and Direction of Inventive: Economic and Social Factors. Princeton University Press, 1962: 609~626.

[4] 王刚刚, 谢富纪, 贾友. 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, 2017, (2): 60~78.

[5] Szucs F. Do Research Subsidies Crowd Out Private R&D of Large

Firms? Evidence from European Framework Programmes [J]. Research Policy, 2020, 49 (3): 103923.1~103923.13.

[6] 廖信林, 顾炜宇, 王立勇. 政府 R&D 资助效果、影响因素与资助对象选择——基于促进企业 R&D 投入的视角 [J]. 中国工业经济, 2013, (11): 148~160.

[7] Marino M, Lhuillery S, Parrotta P, et al. Additionality or Crowding-out? An Overall Evaluation of Public R&D Subsidy on Private R&D Expenditure [J]. Research Policy, 2016, 45 (9): 1715~1730.

[8] 侯方宇, 杨瑞龙. 产业政策有效性研究评述 [J]. 经济学动态, 2019, (10): 101~116.

[9] 魏江, 王丁, 刘洋. 非对称创新: 中国企业的创新追赶之路 [J]. 管理学季刊, 2020, 5 (2): 46~59, 143.

[10] Williamson O. E. The Economic Institutions of Capitalism [M]. New York: Simon and Schuster, 1985: 68~84.

[11] 洪勇, 李英敏. 自主创新的政策传导机制研究 [J]. 科学学研究, 2012, 30 (3): 449~457.

[12] Naqshbandi M M. Managerial Ties and Open Innovation: Examining the Role of Absorptive Capacity [J]. Management Decision, 2016, 54 (9): 2256~2276.

[13] 白俊红. 中国的政府 R&D 资助有效吗? 来自大中型工业企业的经验证据 [J]. 经济学 (季刊), 2011, (4): 1375~1400.

[14] Jaffe A. Technological Opportunity and Spillovers of R&D: Evidence from Firms' Patents, Profits and Market Value [J]. National Bureau of Economic Research, Inc, 1986, 76 (5): 984~999.

[15] Dasgupta P, Stiglitz J. Industrial Structure and the Nature of Innovative Activity [J]. The Economic Journal, 1980, 90 (358): 266~293.

[16] Tether B S. Who Co-operates for Innovation, and Why—An Empirical Analysis [J]. Research Policy, 2002, 31 (6): 947~967.

[17] Hussinger K. R&D and Subsidies at the Firm Level: An Application of Parametric and Semi-Parametric Two-Step Selection Models [J]. Journal of Applied Econometrics, 2008, 23 (6): 729~747.

[18] Kleer R. Government R&D Subsidies as A Signal for Private Investors [J]. Research Policy, 2010, 39 (10): 1361~1374.

[19] 杨国超, 芮萌. 高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应 [J]. 经济研究, 2020, 55 (9): 174~191.

[20] 袁建国, 后青松, 程晨. 企业政治资源的诅咒效应——基于政治关联与企业技术创新的考察 [J]. 管理世界, 2015, (1): 139~155.

[21] 卢现祥, 滕宇法. 产权保护及其经济绩效——兼论产权保护量化演变和“中国之谜”的实质 [J]. 经济学动态, 2020, (11): 50~66.

[22] 杨洋, 魏江, 罗来军. 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, 2015, (1): 75~86, 98, 188.

[23] 何轩, 马骏, 朱丽娜, 等. 腐败对企业家活动配置的扭曲 [J]. 中国工业经济, 2016, (12): 106~122.

- [24] Fox B I. Asset Specificity, Firm Heterogeneity and Capital Structure [J]. Strategic Management Journal, 2010, 14 (1): 3~16.
- [25] 刘益, 简丰奇. 渠道伙伴关系中专用性投资的特点和作用: 以日本汽车产业为例 [J]. 南开管理评论, 2006, 9 (6): 81~88.
- [26] Hagedoorn J. Understanding the Rationale of Strategic Technology Partnering: Inter Organizational Modes of Cooperation and Sectoral Differences [J]. Strategic Management Journal, 1993, 14 (5): 371~385.
- [27] Meyer A D. Adapting to Environmental Jolts [J]. Administrative Science Quarterly, 1982, 27 (4): 515~537.
- [28] Gruber M. Exploring the Origins of Organizational Paths: Empirical Evidence From Newly Founded Firms [J]. Journal of Management, 2010, 36 (5): 1143~1167.
- [29] Williamson O E. Comparative Economic Organization: The Analysis of Discrete Structural Alternatives [J]. Administrative Science Quarterly, 1991, 36 (2): 269~296.
- [30] Sharfman M P, Wolf G, Chase R B, et al. Antecedents of Organizational Slack [J]. Academy of Management Review, 1988, 13 (4): 601~614.
- [31] 吴伟伟, 张天一. 非研发补贴与研发补贴对新创企业创新产出的非对称影响研究 [J]. 管理世界, 2021, 37 (3): 25.
- [32] 程宏伟. 隐性契约、专用性投资与资本结构 [J]. 中国工业经济, 2004, (8): 105~111.
- [33] 金颢, 袁益政. 家族企业资产专用性对企业绩效影响研究 [J]. 管理评论, 2018, 30 (10): 221~237.
- [34] Peterson J J, Cameron A C, Trivedi P K. Regression Analysis of Count Data [J]. Technometrics, 1999, 41 (4): 371.
- [35] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014, 22 (5): 731~745.
- [36] 周煜皓, 张盛勇. 金融错配、资产专用性与资本结构 [J]. 会计研究, 2014, (8): 75~80, 97.

Specific Investment and the Effect of R&D Subsidies

——Evidence From China's High-end Manufacturing

Yao Hailin^{1,2} Chen Qikang¹ Wang Wenqiang¹

(1. Business School, Central South University, Changsha 410083, China;

2. Center for Industrial Development Strategy Research, Central South University, Changsha 410083, China)

[Abstract] Since entering the stage of high-quality development, the specific investment behavior of Chinese manufacturing enterprises has become the focus of academic attention, and how specific investment affects the implementation effect of R&D subsidy policy is worth further exploring. Based on the panel data of 724 listed companies in China's high-end manufacturing industry from 2015 to 2020, this study empirically tests the impact of specific investment on the implementation effect of R&D subsidy policies by using the negative binomial regression method with fixed effects. The results show that specific investment is an important mediating channel for R&D subsidy to promote technological innovation, and plays a part of mediating effect in this process. Specific investment plays a nonlinear moderating effect on the relationship between R&D subsidy and technological innovation, and its effect intensity is u-shaped. The research results can provide important reference for the optimization of R&D subsidy policies and the improvement of relevant supporting policies.

[Key words] specific investment; R&D subsidy; technology innovation; high-end manufacturing; negative binomial regression; "U" type evolution characteristics

[Jel classification] O14; O31

(责任编辑: 杨 婧)