

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20250908.401

# 专精特新培育政策与供应链高质量发展

## ——基于供应商创新的经验证据

罗勇根<sup>1</sup>, 杨金玉<sup>2</sup>, 张延平<sup>1</sup>

(1. 广州大学 管理学院, 广东 广州 510006; 2. 四川大学 商学院, 四川 成都 610064)

**摘要:** 创新是提升产业链供应链现代化水平的核心驱动力, 对有效解决中国产业链供应链现代化发展过程中的“卡脖子”问题, 增强产业链供应链的自主可控能力具有重要意义。从供应商创新的视角, 以国家级专精特新“小巨人”培育政策作为准自然实验, 使用双重差分模型(DID)考察了专精特新培育政策对供应商创新的影响。研究发现, 专精特新培育政策显著提升了供应商创新水平。机制检验表明, 专精特新培育政策通过需求引导机制、知识共享机制和信息成本机制对供应商创新产生了积极影响。异质性检验表明, 当供应商集中度越高、合作年限越长等供应链关系紧密程度较高时, 以及企业所在行业处于价值链中下游、供应商与客户地理距离越近的情况下, 专精特新培育政策对供应商创新的促进作用更为明显。研究不仅从供应链的视角拓展了专精特新培育政策经济效应的研究, 也对促进供应链高质量发展, 从而加强产业链供应链现代化水平提供了重要的经验证据。

**关键词:** 专精特新; 供应链创新; 供应链现代化; 高质量发展

**中图分类号:** F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2026)03-0117-18

### 一、引言

党的二十届三中全会《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》提出, 要健全提升产业链供应链韧性和安全水平制度, 加快构建自主可控的产业链供应链。产业链供应链的韧性和安全水平作为现代经济的关键组成部分, 对现代化经济体系的高效运行具有深远影响。当前, 我国正面临日益复杂的国际国内形势, 全球经济一体化遭遇逆流, 产业链供

收稿日期: 2025-02-13

基金项目: 国家自然科学基金(72002043, 72402149); 教育部人文社科基金项目(24YJAZH100, 24YJC630266); 国家社会科学基金一般项目(22BGL041); 广东省自然科学基金面上项目(2024A1515011315); 四川省自然科学基金青年项目(2024NSFSC1044); 四川省系统科学与企业发展研究中心项目(Xq23C06); 中国博士后科学基金第18批特别资助(2025T180192); 四川省哲学社会科学基金项目(SCJJ23ND441)

作者简介: 罗勇根(1989—), 男, 广州大学管理学院副教授, 硕士生导师;  
杨金玉(1992—), 男, 四川大学商学院副研究员(通信作者, yangjinyu\_carl@163.com);  
张延平(1978—), 男, 广州大学管理学院教授, 博士生导师。

供应链的安全与稳定面临多重风险与挑战,迫切需提升其韧性与现代化水平。创新作为推动产业链供应链现代化的核心动力,通过增强供应链主体的创新能力,尤其是在供应链关键环节取得核心技术突破,能够有效应对“卡脖子”难题,提升产业链供应链的自主可控能力,这对于推动中国产业链供应链的高质量发展至关重要(中国社会科学院工业经济研究所课题组,2021)。

专精特新培育政策是政府扶持企业实现协同创新的重要手段,推动和培育专精特新企业是我国提升产业链供应链稳定性与竞争力的重要举措(刘志彪和徐天舒,2022)。专精特新培育企业持续深耕产业链供应链细分领域,坚持专业化、精细化、特色化和新颖化发展,成为领域标杆并带动其他企业共同培育核心竞争力(焦豪和李宛蓉,2023),从而发挥示范效应,强化供应链上下游主体的创新能力。以力高新能源技术公司为例(公司全称为力高(山东)新能源技术股份有限公司),该公司是一家专注于新能源汽车电子和储能的国家级专精特新“小巨人”企业,以新能源汽车用动力电池的电池管理系统(BMS)为主要产品。由于BMS是动力电池的核心组成部分,力高对供应商的研发能力要求较高。供应商之一的深蕾科技虽成立于2016年,但已拥有20余项专利,其中55%为发明专利;另一供应商金禄电子则拥有160余项专利,发明专利占比达63.58%(相关数据资料来源于公司IPO招股说明书)。可见,专精特新培育政策在为企业自身提供政策支持的同时,也有助于强化供应链上下游企业的创新能力,对整体供应链创新水平提升具有促进作用。因此,本文从供应商创新的视角研究专精特新培育政策的创新溢出效应,对强化供应链企业创新主体地位,提升产业链供应链韧性,从而加强产业链供应链现代化水平具有重要的理论与现实价值。

理论上,专精特新培育政策通过“动机—能力—效率”多层次螺旋式循环对供应商创新产生影响。首先,受专精特新培育政策支持的企业(以下称为“客户企业”)在促进企业自身的创新能力提升的同时,也会通过缓解市场不确定性和培育供应链合作关系,为供应商的创新活动提供了战略性的方向指引。其次,客户企业获得专精特新培育政策的支持还具有知识共享机制,能够增强供应商知识搜寻的广度与深度。最后,专精特新政策对供应商创新的作用还受制于效率层的信息成本机制,客户企业获得专精特新培育政策后能够降低供应商信息搜寻成本和验证成本,使供应商可以更迅速地获取客户的专业知识和技术支持,提高合作效率和资源配置效率。因此,专精特新培育政策能够通过上述多层次螺旋式循环机制的作用,显著提高供应商创新水平,进而增强整个供应链的技术水平和创新能力。

基于上述分析,本文以国家级专精特新“小巨人”认定政策作为准自然实验,采用双重差分模型检验专精特新培育政策对供应商创新的影响。研究发现,专精特新培育政策会显著提高供应商创新水平。机制检验发现,专精特新培育政策通过降低需求不确定性与强化供应链合作关系的需求引导机制、促进供应商知识搜寻广度与深度的知识共享机制以及降低信息搜寻成本与验证成本的信息成本机制对供应商创新产生影响。异质性检验表明,在供应商集中度较高、合作年限较长等供应链关系紧密程度较高的情况下,以及企业所在行业处于价值链中下游位置、供应商与客户地理距离较近时,专精特新培育政策对供应商创新的促进作用更加显著。

本文的研究贡献在于:第一,本文从供应链的视角拓展了专精特新培育政策影响企业行为的相关研究。现有关于专精特新培育政策的相关研究主要聚焦于对企业自身的经营绩效、创新水平和关键核心技术突破等方面的影响(曹虹剑等,2022;夏清华和朱清,2023;李树文等,2024;曾宪聚等,2024;张司飞和陈勇岐,2024)。然而,现有文献多集中在专精特新“小巨人”企业对自身经营和发展的影响分析,较少研究从供应链场景下充分考察专精特新政策对供应链企业的溢出效应(杨金玉等,2025)。本文通过构建“供应商—客户—年度”的面板数据,从供应链角度出发,系统揭示了专精特新培育政策如何对上游供应商创新产生影响,不仅为专精特新

培育政策的效果检验提供了来自供应链的经验证据,也为专精特新培育政策在提升产业链供应链韧性方面的作用提供了理论支持。

第二,本文深入分析了专精特新培育政策影响供应商创新的作用机制,为厘清供应商创新行为的过程机制提供了更为详尽的经验证据。焦豪和李宛蓉(2023)考察了专精特新“小巨人”资质认定对企业供应链伙伴数量的影响;武威等(2024)从政府作为客户的角度,研究了政府采购支持对专精特新企业创新的影响。然而,上述研究对政策如何通过客户—供应商关系驱动供应商创新的微观作用机制分析未进行深入探讨。与以往研究不同的是,本文通过解构供应链协同的过程,提出“动机—能力—效率”多层次螺旋式循环机制,即由动机层需求引导机制(即需求不确定性降低与供应链合作关系强化)、能力层知识共享机制(即供应商知识搜寻广度与深度)及效率层信息成本机制(即信息搜寻成本与验证成本)构成的多层次理论框架(Bimpikis等,2019;李青原等,2023),对上述机制的深入挖掘和整合弥补了现有文献对供应链协同驱动因素碎片化理解的局限,有助于更好地解释专精特新培育政策影响供应链企业创新的内在机理。

第三,本文丰富了关于供应链溢出效应的相关研究。现有文献表明,供应链上下游企业有可能因核心资源而倾向于供应链垄断(刘瑞明和石磊,2011),也有可能产生正向的溢出效应(陈胜蓝和刘晓玲,2021;杨金玉等,2022;屠西伟和张平淡,2024)。而政府扶持政策有助于企业实现供应链主体间的协同创新(Kleer,2010;郭玥,2018)。本文以专精特新培育这一重要的政府扶持政策展开研究,发现该政策不仅为企业自身提供了政策支持,还通过提升上下游企业的创新能力,推动了整体供应链创新水平的提升,为供应链溢出效应的研究提供了更为丰富的经验证据。

## 二、文献综述与理论分析

本文从以下两个方面展开文献回顾。一方面是专精特新培育政策经济后果的相关研究。这部分研究主要聚焦于专精特新培育政策对企业自身的多方面影响,例如提升企业经营绩效、成长水平、创新能力以及在关键核心技术上的突破等(曹虹剑等,2022;张司飞和陈勇岐,2024;夏清华和朱清,2023;李树文等,2024;张延平等,2024;曾宪聚等,2024)。也有文献进一步指出,政府采购等政策支持能够有效促进专精特新企业的创新能力(武威等,2024)。然而,也有文献表明,企业进入专精特新培育名单后,虽然其研发投入在短期内出现显著提升,但经营绩效并未出现明显改善,对创新能力的提升作用尚需进一步观察和验证(汪合黔和陈开洋,2022;韩晶,2022)。另一方面是供应链溢出效应的相关研究。现有研究发现,数字化转型和创新都会对供应商创新有正向溢出效应(陈胜蓝和刘晓玲,2021;杨金玉等,2022;屠西伟和张平淡,2024)。供应商与客户之间的地理接近性、创新能力相互促进以及客户的创新活动均能提升供应商的创新能力(Isaksson等,2016;Chu等,2019)。与此同时,也有研究发现供应链关系恶化有可能削弱企业的创新能力,供应链集中度在数字化转型和创新绩效之间起到负向调节作用(蒋殿春和鲁大宇,2022;李雪松等,2022)。然而,政府政策支持对供应链上下游企业的影响也可能具有不对称性(余典范等,2023;张鹏杨等,2024)。

总体来看,现有文献主要集中于专精特新培育政策对企业自身的影响,从供应链溢出的角度展开的深入讨论相对较为缺乏。本文则从供应商创新的视角出发研究专精特新培育政策的效果,从而为专精特新培育政策的经济效应研究提供了来自供应链层面的经验证据。

理论上,在专精特新培育政策的支持下,企业会得到相应的政府补贴和税收减免等政策优惠,以此推动专精特新“小巨人”企业持续深耕产业链供应链细分领域,坚持专业化、精细化、特

色化和新颖化发展,逐渐成为领域标杆带动其他企业共同培育核心竞争力(焦豪和李宛蓉, 2023),从而有助于强化供应链上下游主体的创新能力,在强化自身创新能力的同时,也对供应商的创新产生积极影响。资源基础理论和知识溢出理论有助于解释创新在供应链上的溢出效应。资源基础理论将客户视为企业获取知识与创新资源的关键社会资本,供应商因此主动从客户处获取知识和信息以提升自身创新绩效(Olson等, 2005)。知识溢出理论认为,企业创新除了依靠内部研发,还可以借助外部知识的溢出或合作等方式获取。在供应链关系中,供应链的上下游企业通过资金流、信息流和物流实现协同连通,互相产生影响,具有较强的网络外部性(Ettl等, 2000)。因此,供需双方的交易成为知识溢出的重要渠道,企业创新产出可能受客户企业创新能力的积极影响(Iasksson等, 2016)。

基于上述理论,我们认为专精特新培育政策通过“动机—能力—效率”多层次螺旋式循环对供应商创新产生影响。其中,动机层表现为需求引导机制,即通过缓解市场不确定性和培育供应链合作关系,为知识共享机制提供了行为诱因;能力层,即知识共享的广度与深度,又受制于效率层的对信息获取与验证成本,三者形成螺旋式强化的正反馈循环。具体而言:

第一,动机层方面,客户企业受到专精特新培育政策支持能够通过降低需求不确定性和强化供应链合作关系的需求引导机制,提高供应链上游供应商的创新水平。专精特新培育政策作为驱动供应链上下游协同创新的催化剂,客户获得专精特新培育政策后能够激发企业内生增长动力,进而转化为更稳定的合作关系和更明确的创新需求信号(焦豪和李宛蓉, 2023),显著降低上游供应商在创新过程中面临的不确定性与试错风险(Inderfurth等, 2013; Bimpikis等, 2019),促使客户企业更主动地向供应商传递技术标准与创新方向,从而引导供应商优化资源配置,提升创新效率与成功率。

第二,能力层方面,需求引导机制之所以能有效激发供应商的创新响应,核心在于政策触发了供应链中的知识共享行为诱因,使客户企业受到专精特新培育政策支持后,能够通过知识共享提高供应链上游供应商的创新水平。获得专精特新培育政策支持的企业通常在特定技术领域处于领先地位,通过与供应链上下游企业技术合作、研发协作和人才交流等形式,向供应商传递技术迭代与工艺升级的需求。现有研究表明,客户会向供应商提供相关的技术知识,甚至可能与供应商联合研发关键零部件(武威等, 2024),以确保供应商的产品能够满足客户的需求,还会通过明确的需求标准引导供应商开展针对性创新活动(Dyer和Nobeoka, 2000; Edquist和Zabala-Iturriagagoitia, 2012; Chu等, 2019)。供应商网络是知识溢出的重要渠道,基于供应链关系的知识和技术的传播不仅扩展了供应商的知识搜寻广度,使其能够获得更多样化的技术和市场信息,同时也加深了供应商在核心技术领域的知识积累,从而能够有效提升供应商的知识搜寻深度和广度,促进供应商创新水平的提升。

第三,效率层方面,知识共享的广度与深度本质上受制于效率层的信息成本约束。客户企业受到专精特新培育政策支持能够通过降低供应商的信息成本,有助于正向反馈于知识共享机制和需求引导机制,从而激励供应商进行更高水平的创新。一方面,专精特新培育政策支持的客户企业降低了供应商信息搜寻成本。作为对企业创新能力的政府认定,专精特新资质具有强烈的信号效应,能够向市场传递关于企业专业能力和创新水平的正面信号(焦豪和李宛蓉, 2023),进而获得广泛的市场关注(Lange等, 2011; Petkova等, 2013),能够有效展示企业在特定领域中的信誉和专业能力,帮助供应商在识别和评估客户企业时减少不确定性,从而降低信息搜寻成本(Spence, 1973; Bushee等, 2010; 孔东民等, 2013),提高供应商与客户企业之间的创新合作效率。另一方面,专精特新培育政策支持的客户企业也降低了供应商信息验证成本。客户企业的资质认证可降低供应商验证技术可行性的信息成本,同时向市场传递出企业具有较强

研发能力和发展潜力的重要信息(李青原等,2023;武威等,2024)。信息成本的降低使供应商能够更快、更准确地获取客户企业的专业知识和技术支持(吴伟伟和张天一,2021),从而有助于提升供应商的创新水平。

综上所述,我们提出如下假设:客户受到专精特新培育政策支持后,其供应商的创新水平会显著提高。

### 三、研究设计

#### (一)数据来源和样本选取

首先,参考Chu等(2019)和肖红军等(2024)等学者的研究,本文构建出“供应商—客户—年度”的(Pair)数据集。利用中国研究数据服务平台(CNRDS),获取中国上市企业前五大供应商和客户的详细信息,由于我们重点关注供应商企业的创新,当供应商为非上市企业时难以获取完整的财务等相关数据,因而仅保留供应商为上市企业的观测样本<sup>①</sup>。

其次,根据客户名称等信息,将其与工业和信息化部自2019年起公布的专精特新“小巨人”企业名单相匹配,从而能够识别客户企业是否为专精特新企业及其认定年份。同时,考虑到政策冲击,即客户专精特新培育政策前过长的观测窗口期可能对数据结果造成影响,也会纳入随着时间变化的其他不可观测因素,以2019年公布第一批专精特新企业为基准,将前后4期作为样本观测期,即本文的样本观测期为2015—2022年。

最后,我们还剔除ST、\*ST、金融行业、资产负债率大于1以及财务数据缺失的观测值,企业财务信息等控制变量来源于国泰安经济金融研究数据库(CSMAR)。同时,参考既有研究,对连续型控制变量进行缩尾处理。经过上述数据处理后,共获得2015—2022年间19763个“供应商—客户—年度”(Pair)的观测值。

#### (二)变量测量

客户企业专精特新培育政策(Policy)。本文使用工业和信息化部每年公布的国家级专精特新“小巨人”企业名单,结合“供应商—客户—年度”(Pair)数据,分别匹配相应的客户和供应商数据,对变量进行赋值。当客户企业进入专精特新“小巨人”企业名单的当年及以后年份取值为1,对于在样本期间始终没有获得培育政策支持的企业以及获评之前状态的处理组企业则取值为0。

供应商创新(Sup\_apply & Sup\_grant)。参考Chu等(2019)的研究,本文使用企业当年申请的专利总数(Sup\_apply)和授权的专利总数(Sup\_grant)来测量供应商创新。

本文还加入供应商和客户层面的控制变量,供应商控制变量包括年龄(Age)、员工数量(Emp)、成长性(Growth)、净现金流量(CashFlow)、企业性质(SOE)、资产收益率(ROA)、托宾Q值(TobinQ)、公司规模(Size)、负债比率(Lev)、流动资产占比(Liquid)、账面市值比(BM)、高管持股比例(Mshare)和第一大股东持股比例(Top1);客户层面控制变量包括客户年龄(Cus\_age)和注册资本规模(Cus\_size)<sup>②</sup>。具体变量定义见表1。

#### (三)研究模型

借鉴焦豪和李宛蓉(2023)和杨金玉等(2025)的研究,本文构建多时点双重差分(Staggered DID)模型进行检验,具体模型如下:

<sup>①</sup>本文获取中国上市企业前五大供应商和客户的详细信息后,将其与CNRDS非上市企业数据库进行匹配,保留了能够匹配到客户名称的非上市企业,并且在检验过程中控制了客户年龄和注册规模。因此在观测样本中,供应商均为上市企业,但客户既包括上市企业也包括非上市企业。

<sup>②</sup>由于客户企业包括非上市企业,无法获取除企业年龄和注册资本规模外的其他信息。我们也使用客户和供应商均为上市企业的样本,并在回归中对客户企业的其他信息进行了控制,回归结果与本文的研究结论保持一致。

$$Sup_{a}pply_{i,t}/Sup_{g}rant_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Policy_{j,t-1} + \alpha_2 Control_{i,j,t-1} + YearFE + FirmFE + IndustryFE + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

下标*i*、*j*、*t*分别表示供应商、客户和年度,等式(1)中,*Policy*表示客户企业是否入选国家级专精特新“小巨人”企业的哑变量,被认定当年及之后取值为1,反之取值为0;*Control*表示供应商和客户控制变量,*Year*、*Firm*和*Industry*分别是年份、企业和行业固定效应,并对自变量和控制变量采取滞后一期处理。如果*Policy*系数显著为正,则表明专精特新培育政策会对供应商创新具有显著的正向影响。

表1 变量定义表

变量名称	变量代码	测量方法
供应商创新	<i>Sup_apply</i>	供应商企业专利申请数量,加1取自然对数
	<i>Sup_grant</i>	供应商企业专利授权数量,加1取自然对数
专精特新培育政策	<i>Policy</i>	当客户企业进入专精特新“小巨人”企业名单的当年及以后年份取值为1,处理组企业则取值为0
公司年龄	<i>Age</i>	企业上市年限
员工数量	<i>Emp</i>	企业员工数量,取自然对数
成长性	<i>Growth</i>	企业营业收入增长率
现金流量	<i>CashFlow</i>	企业现金流量
产权性质	<i>SOE</i>	国有企业取1,反之为0
托宾Q	<i>TobinQ</i>	托宾Q值
公司规模	<i>Size</i>	企业年末总资产取自然对数
负债比率	<i>Lev</i>	企业年末资产负债率
资产收益率	<i>ROA</i>	企业年末净资产收益率
流动资产占比	<i>Liquid</i>	流动资产与总资产之比
账面市值比	<i>BM</i>	企业账面价值与市值之比
高管持股比例	<i>Mshare</i>	高管持股比例
第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股比例
客户年龄	<i>Cus_age</i>	客户企业年龄
客户规模	<i>Cus_size</i>	客户企业注册资本,取自然对数

#### 四、实证分析

##### (一)变量描述性统计

表2报告描述性统计的结果。供应商专利申请数量(*Sup\_apply*)和专利授权数量(*Sup\_grant*)均值分别为0.4519和0.2918,方差分别为1.1477和0.9037。客户企业受专精特新培育政策(*Policy*)的支持均值为0.0333,方差为0.1795。其他控制变量与现有研究基本一致(杨道广等,2017;底璐璐等,2020)。

##### (二)基准检验

本文研究假设认为,客户受到专精特新培育政策支持后,其供应商的创新水平会显著提高。表3是基准检验的回归结果。列(1)与列(2)呈现的是仅纳入控制变量,但不考虑企业固定效应的数据结果,而列(3)与列(4)则展示了同时包含控制变量和企业固定效应的回归结果。核心解释变量(*Policy*)的系数均通过显著性检验且符号为正。以上结果表明,客户入选国家级专精特新“小巨人”名单后,会对供应商企业的创新产生明显的促进作用,具有供应链创新的溢出效应,与本文研究假设预期相符。

值得注意的是,上述结论假设成立的前提是,受专精特新培育政策支持的客户企业自身的创新水平能够显著提高,才能够通过供应链对供应商的创新产生溢出效应<sup>①</sup>。为此,我们先检

①感谢审稿专家提出的宝贵建议。

表2 描述性统计

VARIABLES	N	Mean	SD	Min	Max
Sup_apply	19 763	0.4519	1.1477	0.0000	9.3376
Sup_grant	19 763	0.2918	0.9037	0.0000	8.9514
Policy	19 763	0.0333	0.1795	0.0000	1.0000
Age	19 763	13.1196	8.5583	1.0000	29.0000
Emp	19 763	7.3769	1.2539	4.2905	10.5554
Growth	19 763	0.4230	1.3142	-0.6395	9.3696
CashFlow	19 763	0.0393	0.0716	-0.2117	0.2336
SOE	19 763	0.3937	0.4886	0.0000	1.0000
TobinQ	19 763	2.1757	1.7423	0.8462	10.5049
Size	19 763	22.1548	1.3247	19.4724	25.8407
Lev	19 763	0.4408	0.2179	0.0497	0.9173
ROA	19 763	0.0229	0.0702	-0.2904	0.1790
Liquid	19 763	0.5454	0.2228	0.0910	0.9678
BM	19 763	0.5709	0.2983	0.0742	1.1997
Top1	19 763	0.2979	0.1573	0.0853	0.7288
Mshare	19 763	0.0355	0.0962	0.0000	0.5365
Cus_age	19 763	9.1978	8.1061	0.0000	23.0000
Cus_size	19 763	8.6311	2.0802	3.9120	14.4299

验专精特新培育政策对客户企业创新的直接影响。表4是以客户企业自身的专利申请数量和授权数量作为被解释变量的回归结果<sup>①</sup>,可以发现,核心自变量(Policy)的系数均显著为正,说明客户企业受到国家级专精特新“小巨人”政策的支持后,能够显著提升自身的创新水平。

### (三)稳健性检验

#### 1.事前趋势检验

在使用多时点DID展开数据检验之前,满足事前平行趋势假设是应用该方法的重要前提,也有助于排除反向因果的干扰。参考Wang(2013)的做法,本文采用事件研究法对动态效应进行检验,根据客户企业专精特新培育政策前一年为基期(Before1)展开检验。图1和图2显示客户企业专精特新培育政策前后的逐年估计系数及95%置信区间。不难发现,在客户实施专精特新培育政策前,估计系数均未通过10%水平的显著性检验,且正负不一,但在认定后估计系数显著为正。以上结果表明,数据分析结果未拒绝事前趋势平行的假设。

#### 2.安慰剂测试

为进一步阐释基准回归结果不受遗漏变量的影响,参考Patatoukas和Thomas(2016)等的研究,本文进行安慰剂检验。本文使用客户企业是否为专精特新企业构造一个备选矩阵,利用不放回抽样技术随机分配到各企业,从而构造一个虚假的客户专精特新培育政策支持指标(Policy\_false)。为避免偶然性因素的干扰,本文重复上述操作1000次。图3描绘估计系数的核密度函数,估计系数集中分布在0附近,即虚假的客户专精特新培育政策指标(Policy\_false)对供应商专利申请数量和授权数量并没有显著的影响作用。因此,基准回归结果并不受遗漏变量的影响。

#### 3.工具变量外生性讨论

为进一步缓解内生性问题,借鉴曹虹剑等(2022)的研究,选取创新基金补贴额的行业增长率(Subsidy)作为工具变量。工具变量的第一阶段回归如表5列(1)所示,创新基金补贴额对客户获得专精特新培育支持具有显著正向影响;同时,工具变量F统计量为127.328(大于10),拒绝了“存在弱工具变量”假设。第二阶段回归结果如表5列(4)和(5)所示,客户获得专精特新培

<sup>①</sup>由于本文样本中受专精特新政策支持的企业有很多为非上市公司,所以其可以获得的控制变量相对较为有限。

表3 客户专精特新培育政策支持与供应商创新

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Sup_apply</i>	<i>Sup_grant</i>	<i>Sup_apply</i>	<i>Sup_grant</i>
<i>Policy</i>	0.2878*** (0.0383)	0.2410*** (0.0326)	0.1499** (0.0764)	0.1164** (0.0572)
<i>Age</i>	-0.0056*** (0.0012)	-0.0039*** (0.0010)	-0.0417 (0.0581)	0.0020 (0.0486)
<i>Emp</i>	-0.0146 (0.0094)	-0.0070 (0.0079)	-0.0237 (0.0294)	-0.0166 (0.0231)
<i>Growth</i>	0.0139** (0.0059)	0.0119** (0.0049)	0.0060 (0.0079)	0.0064 (0.0066)
<i>CashFlow</i>	0.1265 (0.1076)	0.1699* (0.0894)	0.1030 (0.1349)	0.0984 (0.1110)
<i>SOE</i>	0.0673*** (0.0183)	0.0289* (0.0151)	-0.0354 (0.0529)	0.0096 (0.0410)
<i>TobinQ</i>	0.0158*** (0.0059)	0.0079* (0.0046)	0.0075 (0.0097)	-0.0015 (0.0076)
<i>Size</i>	0.0027 (0.0125)	-0.0004 (0.0107)	0.0350 (0.0358)	0.0177 (0.0289)
<i>Lev</i>	-0.0009 (0.0426)	-0.0027 (0.0346)	-0.0314 (0.0844)	-0.0015 (0.0660)
<i>ROA</i>	-0.1622 (0.1138)	-0.1626* (0.0916)	-0.3427** (0.1363)	-0.2921*** (0.1056)
<i>Liquid</i>	0.1132*** (0.0401)	0.0058 (0.0329)	-0.0005 (0.0977)	-0.0126 (0.0814)
<i>BM</i>	-0.0068 (0.0468)	-0.0456 (0.0381)	-0.0410 (0.0817)	-0.0906 (0.0672)
<i>Mshare</i>	-0.0273 (0.0706)	-0.0605 (0.0541)	0.4283* (0.2197)	0.3352* (0.1752)
<i>Top1</i>	-0.0643 (0.0577)	-0.0069 (0.0468)	0.0174 (0.1431)	0.0241 (0.1232)
<i>Cus_age</i>	0.0240*** (0.0009)	0.0163*** (0.0007)	0.0197*** (0.0010)	0.0131*** (0.0008)
<i>Cus_size</i>	0.2260*** (0.0059)	0.1621*** (0.0051)	0.2278*** (0.0061)	0.1612*** (0.0052)
<i>Firm</i>	不控制	不控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-1.9747*** (0.2273)	-1.3324*** (0.1906)	-1.9946** (0.9177)	-1.4978** (0.7518)
<i>Observations</i>	19 763	19 763	19 763	19 763
<i>Adj_R<sup>2</sup></i>	0.248	0.201	0.314	0.275

注:括号内为聚类稳健性标准误;\*\*和\*\*\*分别代表10%、5%和1%的显著性水平。以下各表同上。

育支持显著提高了供应商创新绩效,进一步验证了本文的因果关系。

#### 4. 自选择偏差检验

考虑到样本的自选择偏差,即处理组和控制组不同特征的影响差异,本文使用倾向得分匹配法(PSM)和Heckman两阶段来检验。

(1) Heckman两阶段模型。首先,在第一阶段选择方程,以“客户企业是否获得专精特新资质认定”作为被解释变量;其次,考虑到客户专精特新资质认定可能受到客户自身特征、市场经

济特征以及行业特征等的影响,本文纳入一系列的控制变量作为第一阶段的解释变量进行Probit回归。最后,在第二阶段检验模型中将第一阶段估计的逆米尔斯比(IMR)放入第二阶段的模型进行回归。从表6第(1)和(2)列中可以看出,客户专精特新资质认定指标依旧显著为正,与基准回归结果保持一致。

(2)倾向得分匹配方法(PSM)。使用PSM后匹配样本为6840,大约占全样本的34.27%。表6第(3)和(4)列的回归结果表明,专精特新培育政策支持的客户对供应商专利申请数量和授权数量依旧具有显著

表4 客户专精特新培育政策与自身创新

VARIABLES	(1)	(2)
	Self_apply	Self_grant
Policy	0.1249* (0.0665)	0.1157** (0.0454)
Cus_SOE	-0.0380 (0.0524)	0.0086 (0.0407)
Cus_age	0.0185*** (0.0010)	0.0122*** (0.0008)
Cus_size	0.2234*** (0.0063)	0.1593*** (0.0055)
Firm	控制	控制
Year	控制	控制
Industry	控制	控制
Observations	19 763	19 763
Adj_R <sup>2</sup>	0.142	0.139

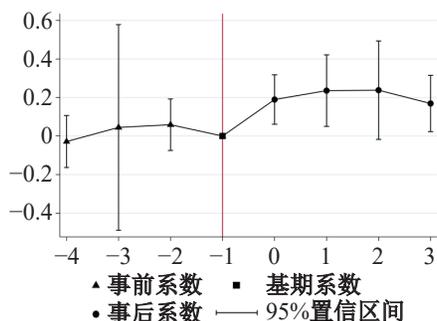


图1 因变量为供应商企业专利申请数量(Sup\_apply)的平行趋势检验

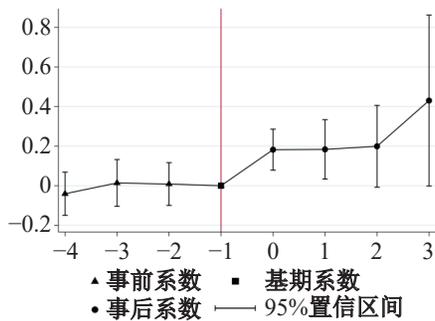


图2 因变量为供应商企业专利授权数量(Sup\_grant)的平行趋势检验

的正向影响。

#### 5.控制供应商—客户Pair固定效应

借鉴Chu等(2019)的研究,本文进一步控制Pair固定效应,以检验本文结果的稳健性。回归结果如表7所示,本文结论依旧成立。

#### 6.其他稳健性检验<sup>①</sup>

本文也进行以下稳健性检验。第一,考虑到当客户为非上市企业时,由于其规模

等与上市企业有所区别,对上市供应商企业可能有一定影响,也可能影响本文的结论。因此,我们也使用客户和供应商均为上市企业的样本展开检验,回归结果与基准检验结果一致。

第二,出于结果稳健性的考虑,本文改变专精特新企业的界定范围,与基准回归不同,稳健性检验中将客户本身不受专精特新培育政策支持,而子公司受专精特新培育政策支持的上市公司不界定为专精特新企业,对样本重新检验,结果表明与前文数据结果保持一致。<sup>②</sup>

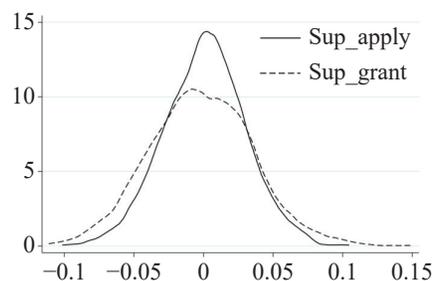


图3 安慰剂检验

<sup>①</sup>出于篇幅限制,其他稳健性检验的表格留存备案。

<sup>②</sup>考虑到部分上市企业被鉴定为专精特新企业时,认证名单还包括“小巨人”企业,为更干净地检验专精特新认定的影响作用,本文剔除不含“小巨人”企业的行业样本,与回归结果保持一致。

表5 工具变量外生性讨论

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Subsidy</i>	<i>Sup_apply</i>	<i>Sup_grant</i>	<i>Sup_apply</i>	<i>Sup_grant</i>
<i>Policy</i>	0.0124*** (0.0018)			0.1027* (0.0524)	0.0774** (0.0331)
<i>Subsidy</i>		0.0851 (0.1776)	0.0084 (0.1405)		
<i>Control</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Firm</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	13 596	13 596	13 596	13 596	13 596
<i>Adj_R<sup>2</sup></i>	0.443	0.329	0.280	0.253	0.213

表6 PSM-DID检验

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	Heckman两阶段		PSM-DID检验	
	<i>Sup_apply</i>	<i>Sup_grant</i>	<i>Sup_apply</i>	<i>Sup_grant</i>
<i>Policy</i>	0.2772*** (0.0788)	0.1656*** (0.0588)	0.1684* (0.0967)	0.1454** (0.0709)
<i>IMR</i>	-0.2671 (0.3343)	-0.1420 (0.2788)		
<i>Control</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Firm</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	19 763	19 763	6 750	6 750
<i>Adj_R<sup>2</sup></i>	0.315	0.275	0.303	0.265

表7 控制供应商—客户Pair固定效应

VARIABLES	(1)	(2)
	<i>Sup_apply</i>	<i>Sup_grant</i>
<i>Policy</i>	0.2022** (0.0911)	0.1798*** (0.0904)
<i>Control</i>	控制	控制
<i>Pair</i>	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制
<i>Observations</i>	19 763	19 763
<i>Adj_R<sup>2</sup></i>	0.851	0.842

第三,考虑到供应商研发能力、市场地位以及技术依赖度等因素同样对创新溢出效应造成影响,本文进一步对其进行控制。供应商的研发能力使用研发支出取自然对数(*InRD*)来测量,供应商的市场地位基于赫芬达指数来测量(*Sup\_HHI*)。技术依赖度使用以下两种方法测量:一是供应商对外部技术的依赖度,使用供应商当年引用外部企业的专利次数占总引用次数(*CiteRatio*)来测量;二是对内部技术依赖度,使用供应商研发人员的占比(*RDPersonRatio*)来测量,供应商研发人员占比越高,表明技术依赖度越强。随后,将上述变量纳入数据检验过程,回归结果与前文结论保持一致。

最后,尽管基准回归已纳入一系列控制变量,但是依旧可能遗漏同时影响供应商创新的重要变量。针对这一问题,本文进一步纳入年份—城市(*Year×City*)和年份—行业(*Year×Industry*)两个维度的交互固定效应,从而有效地控制住城市层面的时变宏观环境和异质性行业环境,从回归结果可以看出,在纳入更多交互项固定效应后,主要估计系数依然显著为正。

## 五、进一步研究

### (一)作用机制检验

第一,需求引导机制方面,前文理论分析认为,受到专精特新培育政策支持的客户企业会通过强化供应链合作关系和降低需求不确定性两方面提升了供应商企业的创新水平。为此,我们分别从供应链合作以及供需波动两方面进行检验。

一方面,上下游企业合作的检验,本文使用双方合作的次数(*Collab\_num*)来测量“供应商—客户”合作关系,分步检验法回归结果如表8 Panel A所示,列(1)结果表明客户受专精特新培育政策的支持显著促进了双方构建合作关系。第(2)和(5)列可以看出供应商—客户合作关系(*Collab\_num*)对供应商创新有显著的正向影响作用;第(3)和(6)列在同时纳入自变量和机制变量后,*Policy*的回归系数均显著为正,表明供应商—客户合作关系(*Collab\_num*)起到部分中介作用。本文同时也使用Bootstrap法,通过随机抽样500次展开中介效应检验,表8 Panel C第(1)和(2)列结果显示,偏差调整后自身创新中介效应的95%置信区间分别为[-0.0191, 0.2595]和[0.0003, 0.0132],分别在10%和5%置信水平下显著为正,表明供应商—客户合作关系(*Collab\_num*)的中介作用显著,效应值分别为0.0330和0.0116,均在1%置信水平上显著为正。

另一方面,由于“长鞭效应”刻画了客户企业供需波动偏离度在供应链上造成供应商生产量更大幅度的波动(杨志强等,2020)。因此,如果客户企业受到专精特新培育政策支持后,能够抑制上游供应商与客户企业供需波动偏离度的长鞭效应,则进一步佐证了受到专精特新培育政策支持的客户企业,能够通过供应链溢出效应以降低供应商面临的不确定性风险。为此,借鉴杨志强等(2020)和李青原等(2023)的研究,本文以供应商企业的供需偏离程度除以客户企业的供需偏离程度度量长鞭效应(*Bullwhip*),以此进一步捕捉客户受专精特新培育政策的支持带来的创新溢出效应。分步法回归结果如表8 Panel B所示,可以看出,客户受专精特新培育政策的支持有效降低了供应链间存在的“长鞭效应”。本文同样使用Bootstrap法展开检验,表8 Panel C第(3)和(4)列的结果显示,“长鞭效应”的中介效应值分别为0.0041和0.0009,均在1%置信水平上显著为正。

第二,知识共享机制方面,客户受专精特新培育政策的支持也将通过促进供应商知识搜寻深度和搜寻广度,从而影响供应商创新,即存在知识溢出效应。借鉴Zhong等(2021)的研究,本文以企业当年新引用专利(即引用过去五年未引用的专利)次数占总引用次数的比例衡量供应商知识搜寻广度(*Search\_Breadth*),并采用企业过去五年重复引用专利次数占当年重复引用总次数的比例衡量供应商知识搜寻深度(*Search\_Depth*)。回归结果如表9所示,Panel A为分步法检验知识搜寻广度的作用机制,Panel B为分步法检验知识搜寻深度的作用机制,Panel C为使用Bootstrap法检验上述作用机制。数据结果表明,客户受专精特新培育政策的支持显著提高了供应商知识搜寻广度和深度,从而说明受专精特新培育政策支持的客户企业对供应商具有知识溢出效应。

第三,信息成本机制方面,从信息搜寻成本和信息验证成本两方面检验信息成本机制。借鉴李青原等(2023)的研究,采用客户企业年报的信息冗余度乘以供应商企业客户销售份额占比来测量供应商信息搜寻成本(*Search\_Cost*),使用客户企业商业信用度量((应收账款—应付账款)/销售收入)来测量供应商信息验证成本(*Search\_Verify*)。回归结果如表10所示,Panel A为分步法检验信息搜寻成本的作用机制,Panel B为分步法检验信息验证成本的作用机制,Panel C为使用Bootstrap法检验信息搜寻成本和信息验证成本的作用机制。从数据结果中可以看出,客户企业专精特新培育政策能够显著降低供应商信息搜寻成本和信息验证成本,从而有助

表8 需求引导机制

Panel A: 供应链上下游合作的作用机制						
VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
	<i>Collab_num</i>	<i>Sup_apply</i>	<i>Sup_apply</i>	<i>Sup_grant</i>	<i>Sup_grant</i>	
<i>Policy</i>	0.0710*** (0.0055)		0.1493** (0.0761)		0.1171** (0.0573)	
<i>Collab_num</i>		0.0059** (0.0025)	0.0044** (0.0018)	0.0036* (0.0019)	0.0089 (0.0550)	
<i>Control</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Firm</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Observations</i>	19 763	19 763	19 763	19 763	19 763	
<i>Adj_R<sup>2</sup></i>	0.562	0.325	0.325	0.285	0.285	
Panel B: 长鞭效应的作用机制检验						
VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
	<i>Search_Bullwhip</i>	<i>Sup_apply</i>	<i>Sup_apply</i>	<i>Sup_grant</i>	<i>Sup_grant</i>	
<i>Policy</i>	-0.0693* (0.0398)		0.1484* (0.0759)		0.1151** (0.0571)	
<i>Search_Bullwhip</i>		-0.0056*** (0.0018)	0.0044* (0.0026)	-0.0036** (0.0016)	-0.0032* (0.0018)	
<i>Control</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Firm</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Observations</i>	19 763	19 763	19 763	19 763	19 763	
<i>Adj_R<sup>2</sup></i>	0.651	0.326	0.326	0.287	0.287	
Panel C: Bootstrap法作用机制分析						
中介变量	序号	因变量	效应值	BootSE	偏差校正95%置信区间	
					Low	High
<i>Collab_num</i>	(3)	<i>Sup_apply</i>	0.1202*	0.0710	-0.0191	0.2595
	(4)	<i>Sup_grant</i>	0.0067**	0.0033	0.0003	0.0132
<i>Search_Bullwhip</i>	(5)	<i>Sup_apply</i>	0.0041***	0.0005	0.0020	0.0062
	(6)	<i>Sup_grant</i>	0.0009***	0.0004	0.0003	0.0014

于降低供应商的信息成本,提高供应商企业的创新水平。

## (二) 异质性检验

首先,本文考察了供应商和客户不同的关系密集程度的影响差异,使用供应商集中度和合作年限指标展开异质性检验。一方面,供应商集中度越高,说明企业可能对供应商的依存度越大,客户受专精特新培育政策的支持对供应商创新的影响作用可能更明显。另一方面,客户与供应商合作年限越长,客户对供应商而言更为重要,双方的关系嵌入程度越高。为了维护长期的合作关系,此时供应商也更加重视客户,也有利于强化供应链的溢出效应。

为此,借鉴Cen等(2017)的研究,使用前五大供应商采购金额占比衡量供应商集中度,而后再将供应商集中度按年度中位数区分为高集中度组和低集中度组进行检验,结果如表11列(1)—(4)所示。可以看出供应商集中度越高,客户受专精特新培育政策的支持对供应商创新的正向影响作用更为明显。同时,根据供应商—客户合作年限中位数分为合作年限较长组和合作年限较短组,表11列(5)—(8)的回归结果显示,供应商与客户合作年限越长,专精特新培育政

表9 知识共享机制

Panel A: 知识搜寻广度的作用机制						
VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
	<i>Search_Breadth</i>	<i>Sup_apply</i>	<i>Sup_apply</i>	<i>Sup_grant</i>	<i>Sup_grant</i>	
<i>Policy</i>	0.0403** (0.0184)		0.1482* (0.0759)		0.1138** (0.0571)	
<i>Search_Breadth</i>		0.0223** (0.0095)	0.0103 (0.0064)	0.0342* (0.0182)	0.0326* (0.0177)	
<i>Control</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Firm</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Observations</i>	19 763	19 763	19 763	19 763	19 763	
<i>Adj_R<sup>2</sup></i>	0.860	0.326	0.326	0.287	0.287	
Panel B: 知识搜寻深度的作用机制						
VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
	<i>Search_Depth</i>	<i>Sup_apply</i>	<i>Sup_apply</i>	<i>Sup_grant</i>	<i>Sup_grant</i>	
<i>Policy</i>	0.0605*** (0.0134)		0.1431* (0.0759)		0.1124** (0.0572)	
<i>Search_Depth</i>		0.0887** (0.0438)	0.0842* (0.0437)	0.0483* (0.0289)	0.0448* (0.0256)	
<i>Control</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Firm</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Observations</i>	19 763	19 763	19 763	19 763	19 763	
<i>Adj_R<sup>2</sup></i>	0.923	0.326	0.327	0.287	0.287	
Panel C: Bootstrap法作用机制分析						
中介变量	序号	因变量	效应值	BootSE	偏差矫正95%置信区间	
					Low	High
<i>Search_Breadth</i>	(5)	<i>Sup_apply</i>	0.0022*	0.0013	0.0007	0.0036
	(6)	<i>Sup_grant</i>	0.0017**	0.0007	0.0006	0.0028
<i>Search_Depth</i>	(7)	<i>Sup_apply</i>	0.0054**	0.0021	0.0034	0.0074
	(8)	<i>Sup_grant</i>	0.0026**	0.0011	0.0003	0.0049

策支持的客户企业对供应商创新的影响更为显著。

其次,本文从企业所在行业价值链的位置分析行业特征的异质性影响。与处在中下游行业的企业相比,企业价值链嵌入位置在上游行业的企业与消费终端的距离较远,客户受专精特新培育政策的支持对行业价值链嵌入上游位置的企业的的影响可能并不明显。借鉴宫晓云等(2022)的研究,本文使用通过增加值对各行业产品与最终消费之间的距离度量企业所在行业的价值链嵌入位置。若企业在能源、金属冶炼、化学制品等原材料供给行业,表明企业位于行业价值链的上游位置,反之则位于中下游位置。结果如表12列(1)—(4)所示,可以看出客户受专精特新培育政策的支持对供应商地理布局的影响在处于价值链中下游位置的企业中作用更强。

最后,本文也围绕着“供应商—客户”地理距离展开异质性检验。当供应商和客户的地理距离较近时,更有利于知识和信息在供应链上的传递(饶品贵等,2019)。因此,客户受到专精特新政策的支持将更有利于提升与客户距离更近的供应商的创新水平。本文根据供应商和客户注

表 10 信息成本机制

Panel A: 信息搜寻成本的作用机制						
VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
	<i>Search_Cost</i>	<i>Sup_apply</i>	<i>Sup_apply</i>	<i>Sup_grant</i>	<i>Sup_grant</i>	
<i>Policy</i>	-0.0154** (0.0077)		0.1472* (0.0759)		0.1147** (0.0571)	
<i>Search_Cost</i>		-0.0676** (0.0337)	-0.0634 (0.0411)	-0.0307* (0.0161)	-0.0305** (0.0150)	
<i>Control</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Firm</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Observations</i>	19 763	19 763	19 763	19 763	19 763	
<i>Adj_R<sup>2</sup></i>	0.958	0.327	0.327	0.287	0.287	
Panel B: 信息验证成本的作用机制						
VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
	<i>Search_Verify</i>	<i>Sup_apply</i>	<i>Sup_apply</i>	<i>Sup_grant</i>	<i>Sup_grant</i>	
<i>Policy</i>	-0.0094** (0.0043)		0.1589* (0.0921)		0.1061 (0.0705)	
<i>Search_Verify</i>		-0.0305* (0.0163)	-0.0289* (0.0157)	-0.0238* (0.0148)	-0.0220 (0.0137)	
<i>Control</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Firm</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	
<i>Observations</i>	16 988	16 988	16 988	16 988	16 988	
<i>Adj_R<sup>2</sup></i>	0.526	0.325	0.325	0.276	0.276	
Panel C: Bootstrap法作用机制分析						
中介变量	序号	因变量	效应值	BootSE	偏差校正95%置信区间	
					Low	High
<i>Search_Cost</i>	(9)	<i>Sup_apply</i>	0.0015*	0.0008	0.0004	0.0026
	(10)	<i>Sup_grant</i>	0.0014*	0.0009	0.0002	0.0026
<i>Search_Verify</i>	(11)	<i>Sup_apply</i>	0.0011*	0.0006	0.0003	0.0019
	(12)	<i>Sup_grant</i>	0.0013**	0.0006	0.0006	0.0012

册地址的经纬度信息测量双方的地理距离,按照地理距离的中位数将样本分为距离较远组和距离较近组。回归结果如表12列(5)—(8)所示,可以看出供应商与客户的地理距离较近分组中,客户受专精特新培育政策的支持对供应商创新的影响作用更为明显。

## 六、研究结论与政策启示

本文利用国家级专精特新“小巨人”培育政策作为准自然实验,使用双重差分模型(DID)检验专精特新培育政策对供应商企业创新的影响。研究发现,专精特新培育政策具有供应链溢出效应,会显著提高供应商创新水平。机制检验表明,专精特新培育政策通过降低需求不确定性与强化供应链合作关系的需求引导机制、促进供应商知识搜寻广度与深度的知识共享机制以及降低信息搜寻成本与验证成本的信息成本机制对供应商创新产生积极影响。异质性检验结果显示,在供应商集中度较高、上下游合作年限较长等供应链关系更为紧密,以及企业在价值链处于中下游位置、与客户地理距离较近的情况下,专精特新培育政策对供应商创新的促进

表 11 供应链关系紧密度的异质性检验

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	供应商 集中度高	供应商 集中度低	供应商 集中度高	供应商 集中度低	合作年 限长	合作年 限短	合作年 限长	合作年 限短
	Sup_apply	Sup_apply	Sup_grant	Sup_grant	Sup_apply	Sup_apply	Sup_grant	Sup_grant
Policy	0.1839* (0.0952)	0.0613 (0.1239)	0.1608** (0.0692)	0.0448 (0.1045)	0.1748*** (0.0413)	0.0332 (0.1247)	0.1218** (0.0538)	0.0332 (0.1057)
Control	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Firm	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	11 561	8 202	11 561	8 202	11 447	8 316	11 447	8 316
Adj_R <sup>2</sup>	0.333	0.313	0.299	0.261	0.284	0.387	0.250	0.348
系数差异P值	0.018**		0.000***		0.000***		0.000***	

表 12 行业价值链及地理距离的异质性检验

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	价值链上游	价值链下游	价值链上游	价值链下游	距离较近	距离较远	距离较近	距离较远
	Sup_apply	Sup_apply	Sup_grant	Sup_grant	Sup_apply	Sup_apply	Sup_grant	Sup_grant
Policy	-0.0656 (0.1953)	0.2053** (0.0863)	-0.0419 (0.1543)	0.1332** (0.0662)	0.2576** (0.1010)	0.0160 (0.1210)	0.1762** (0.0748)	0.0117 (0.0968)
Control	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Firm	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	7 530	12 233	7 530	12 233	9 779	9 984	9 779	9 984
Adj_R <sup>2</sup>	0.309	0.336	0.265	0.295	0.321	0.332	0.287	0.281
系数差异P值	0.000***		0.000***		0.000***		0.000***	

作用更为显著。本文不仅为专精特新培育政策的实施效果提供了来自供应链的经验证据,也为专精特新培育政策在提升产业链供应链韧性方面的作用提供了理论支持。

本文也具有一定的实践启示:第一,政策制定者应当重视供应链中各环节的协同创新,通过政策引导和支持,鼓励企业加强技术研发,掌握更多核心技术,减少对外依赖,并且加强上下游企业之间的合作关系,促进知识与技术的交流共享,降低信息不对称带来的成本,从而有助于加强关键核心技术攻关,提升产业链和供应链的自主可控能力,为产业升级和技术革新打下坚实的基础。

第二,专精特新“小巨人”企业逐渐成为推动新型工业化和新质生产力发展的重要力量。应鼓励中小企业专注于细分市场,提升专业化服务和产品质量,增强企业的市场竞争力。同时支持龙头企业与中小企业深化合作,加强产业链上下游的协同效应,使龙头企业在产业链中发挥更大的作用,以此提升整个产业链的创新能力和竞争力,构建协同创新的产业生态。

第三,政策制定应综合考虑不同企业、行业和地区之间的异质性,实施更具针对性的政策措施。例如,对于与大型企业合作紧密的中小企业来说,可以提供更加精准的技术支持和市场拓展服务。对于地理位置接近、易于形成产业集群的区域,可以加强基础设施建设,提供更加便利的物流和信息流通服务等,因地制宜地实施差异化的培育政策,为推动我国经济高质量发展

提供坚实的产业基础。

### 主要参考文献

- [1]曹虹剑,张帅,欧阳峤,等.创新政策与“专精特新”中小企业创新质量[J].中国工业经济,2022,(11):135-154.
- [2]陈胜蓝,刘晓玲.生产网络中的创新溢出效应——基于国家级高新区的准自然实验研究[J].经济学(季刊),2021,21(5):1839-1858.
- [3]底璐璐,罗勇根,江伟,等.客户年报语调具有供应链传染效应吗?——企业现金持有的视角[J].管理世界,2020,36(8):148-163.
- [4]宫晓云,权小锋,刘希鹏.供应链透明度与公司避税[J].中国工业经济,2022,(11):155-173.
- [5]郭彤.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,2018,(9):98-116.
- [6]韩晶.推动“专精特新”中小企业持续健康发展[J].人民论坛,2022,(7):90-93.
- [7]蒋殿春,鲁大宇.供应链关系变动、融资约束与企业创新[J].经济管理,2022,44(10):56-74.
- [8]焦豪,李宛蓉.资质认定与企业供应链伙伴数量——基于专精特新“小巨人”企业的准自然实验[J].经济学动态,2023,(12):109-125.
- [9]孔东民,刘莎莎,应千伟.公司行为中的媒体角色:激浊扬清还是推波助澜?[J].管理世界,2013,(7):145-162.
- [10]李青原,李昱,章尹赛楠,等.企业数字化转型的信息溢出效应——基于供应链视角的经验证据[J].中国工业经济,2023,(7):142-159.
- [11]李树文,罗瑾琨,张志菲.从定位双星到布局寰宇:专精特新企业如何借助关键核心技术突破实现价值共创[J].南开管理评论,2024,27(3):94-107.
- [12]李雪松,党琳,赵宸宇.数字化转型、融入全球创新网络与创新绩效[J].中国工业经济,2022,(10):43-61.
- [13]刘瑞明,石磊.上游垄断、非对称竞争与社会福利——兼论大中型国有企业利润的性质[J].经济研究,2011,46(12):86-96.
- [14]刘志彪,徐天舒.培育“专精特新”中小企业:补链强链的专项行动[J].福建论坛(人文社会科学版),2022,(1):23-32.
- [15]饶品贵,王得力,李晓溪.高铁开通与供应商分布决策[J].中国工业经济,2019,(10):137-154.
- [16]屠西伟,张平淡.企业数字化转型、碳排放与供应链溢出[J].中国工业经济,2024,(4):133-151.
- [17]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):137-160,10.
- [18]汪合黔,陈开洋.创新支持政策对企业研发投入和经营绩效的影响——来自专精特新“小巨人”企业的微观证据[J].南方金融,2022,(11):22-35.
- [19]武威,曹畅,王馨竹.政府采购与“专精特新”中小企业创新——基于产业链供应链现代化视角[J].数量经济技术经济研究,2024,41(7):113-133.
- [20]夏清华,朱清.增量提质:营商环境生态与专精特新企业——基于模糊集定性比较分析[J].经济与管理研究,2023,44(8):126-144.
- [21]肖红军,沈洪涛,周艳坤.客户企业数字化、供应商企业ESG表现与供应链可持续发展[J].经济研究,2024,59(3):54-73.
- [22]杨道广,陈汉文,刘启亮.媒体压力与企业创新[J].经济研究,2017,52(8):125-139.
- [23]杨金玉,罗勇根,虞吉海,等.客户企业专精特新资质认定的供应链溢出效应——基于供应商二元知识搜寻视角[J].管理世界,2025,41(7):192-217.
- [24]杨金玉,彭秋萍,葛震霆.数字化转型的客户传染效应——供应商创新视角[J].中国工业经济,2022,(8):156-174.
- [25]杨志强,唐松,李增泉.资本市场信息披露、关系型合约与供需长鞭效应——基于供应链信息外溢的经验证据[J].管理世界,2020,36(7):89-105,217-218.
- [26]余典范,张家才,陈磊.企业数字化促进了资本跨地区流动吗?——来自上市公司异地设立子公司的证据[J].财经研究,2023,49(12):91-105.
- [27]曾宪聚,曾凯,任慧,等.专精特新企业成长研究:综述与展望[J].外国经济与管理,2024,46(1):62-76.
- [28]张鹏杨,肖音,刘会政,等.数字化转型对供应链上下游产出波动的非对称影响研究[J].世界经济,2024,47(7):123-152.
- [29]张司飞,陈勇岐.“专精特新”中小企业创新绩效提升路径研究[J].科学学研究,2024,42(4):873-884,896.
- [30]中国社会科学院工业经济研究所课题组.提升产业链供应链现代化水平路径研究[J].中国工业经济,2021,(2):80-97.

- [31]Bimpikis K, Candogan O, Ehsani S. Supply disruptions and optimal network structures[J]. *Management Science*, 2019, 65(12): 5504-5517.
- [32]Bushee B J, Core J E, Guay W, et al. The role of the business press as an information intermediary[J]. *Journal of Accounting Research*, 2010, 48(1): 1-19.
- [33]Cen L, Maydew E L, Zhang L D, et al. Customer-supplier relationships and corporate tax avoidance[J]. *Journal of Financial Economics*, 2017, 123(2): 377-394.
- [34]Chu Y Q, Tian X, Wang W Y. Corporate innovation along the supply chain[J]. *Management Science*, 2019, 65(6): 2445-2466.
- [35]Dyer J H, Nobeoka K. Creating and managing a high - performance knowledge - sharing network: The Toyota case[J]. *Strategic Management Journal*, 2000, 21(3): 345-367.
- [36]Edquist C, Zabala-Iturriagoitia J M. Public Procurement for innovation as mission-oriented innovation policy[J]. *Research Policy*, 2012, 41(10): 1757-1769.
- [37]Ettl M, Feigin G E, Lin G Y, et al. A supply network model with base-stock control and service requirements[J]. *Operations Research*, 2000, 48(2): 216-232.
- [38]Inderfurth K, Sadrieh A, Voigt G. The impact of information sharing on supply chain performance under asymmetric information[J]. *Production and Operations Management*, 2013, 22(2): 410-425.
- [39]Isaksson O H D, Simeth M, Seifert R W. Knowledge spillovers in the supply chain: Evidence from the high tech sectors[J]. *Research Policy*, 2016, 45(3): 699-706.
- [40]Kleer R. Government R&D subsidies as a signal for private investors[J]. *Research Policy*, 2010, 39(10): 1361-1374.
- [41]Lange D, Lee P M, Dai Y. Organizational reputation: A review[J]. *Journal of Management*, 2011, 37(1): 153-184.
- [42]Olson E M, Slater S F, Hult G T M. The performance implications of fit among business strategy, marketing organization structure, and strategic behavior[J]. *Journal of Marketing*, 2005, 69(3): 49-65.
- [43]Pataoukas P N, Thomas J K. Placebo tests of conditional conservatism[J]. *The Accounting Review*, 2016, 91(2): 625-648.
- [44]Petkova A P, Rindova V P, Gupta A K. No news is bad news: Sensegiving activities, media attention, and venture capital funding of new technology organizations[J]. *Organization Science*, 2013, 24(3): 865-888.
- [45]Spence D A. An eigenvalue problem for elastic contact with finite friction[J]. *Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*, 1973, 73(1): 249-268.
- [46]Wang J. The economic impact of special economic zones: Evidence from Chinese municipalities[J]. *Journal of Development Economics*, 2013, 101: 133-147.
- [47]Zhong W G, Ma Z M, Tong T W, et al. Customer concentration, executive attention, and firm search behavior[J]. *Academy of Management Journal*, 2021, 64(5): 1625-1647.

## **The SSDN Cultivation Policy and High-quality Development of the Supply Chain: Empirical Evidence Based on Supplier Innovation**

Luo Yonggen<sup>1</sup>, Yang Jinyu<sup>2</sup>, Zhang Yanping<sup>1</sup>

(1. School of Management, Guangzhou University, Guangzhou 510006, China;

2. Business School, Sichuan University, Chengdu 610064, China)

**Abstract:** Innovation is the core driving force for enhancing the modernization level of industrial and supply chains, and it is of great significance for effectively resolving the “bottleneck” problems in the modernization development process of China’s industrial and supply chains, and for strengthening

the independent and controllable capabilities of industrial and supply chains. From the perspective of supplier innovation, this paper uses the national-level specialized, sophisticated, distinctive, and novel (SSDN) “little giant” cultivation policy as a quasi-natural experiment, and employs a DID model to examine the impact of the SSDN cultivation policy on supplier innovation. The study finds that the policy significantly enhances the supplier innovation level. Mechanism testing shows that this positive effect is mainly achieved through the demand guidance mechanism, knowledge sharing mechanism, and information cost mechanism. Heterogeneity analysis reveals that the promoting effect is more pronounced when supply chain relationships are closer—such as higher supplier concentration and longer cooperation duration—as well as when enterprises operate in the downstream or midstream of the value chain and when the geographical distance between suppliers and customers is shorter. This paper not only extends research on the economic effect of the SSDN cultivation policy from the perspective of the supply chain, but also provides important empirical evidence for promoting the high-quality development of the supply chain and thereby strengthening the modernization level of industrial and supply chains.

**Key words:** SSDN; supply chain innovation; supply chain modernization; high-quality development

(责任编辑:王雅丽)