产业链供应链治理与融通创新：基于专精特新中小企业的经验证据

何 瑛 胡心怡 戴秀秀

摘要：随着经济全球化和产业升级的加速推进，中小企业尤其是专精特新中小企业在推动产业创新与经济结构转型中扮演着日益重要的角色。本文以2013~2022年中国专精特新“小巨人”上市公司为样本，运用熵值法构建产业链供应链治理综合指数，实证检验了产业链供应链治理对融通创新的影响。研究发现，专精特新中小企业产业链供应链治理能够有效促进融通创新水平提升。机制分析表明，专精特新中小企业产业链供应链治理可以通过缓解融资约束和增加人力资本要素投入促进其融通创新。异质性分析发现，在高知识产权保护水平地区的企业以及高新技术企业中，产业链供应链治理对其融通创新的促进作用更为明显。调节效应检验发现，较高的市场竞争地位和供应链数字化水平会弱化产业链供应链治理对融通创新的正向影响，市场竞争地位、供应链数字化水平分别对产业链供应链治理呈现出一定程度的替代关系。本文丰富了专精特新中小企业产业链供应链治理及其融通创新的相关研究，为实现高质量发展和推进制定融通创新相关政策提供了借鉴。

关键词：产业链供应链治理；融通创新；专精特新中小企业；融资约束；人力资本

中图分类号：F273.1；F832.51　**文献标识码：**A　**文章编号：**2095-8838（2026）02-0022-18

一、引言

专精特新中小企业是高质量发展的重要动力源、新发展格局的关键稳定器和创新型国家的生力军（董志勇和李成明，2021）。当前，国家正大力推动专精特新中小企业融入产业链协同创新体系，推动其融通创新。2022年，工信部等十一部门共同印发《关于开展“携手行动”促进大中小企业融通创新（2022-2025年）的通知》，明确提出“推动形成协同、高效、融合、顺畅的大中小企业融通创新生态”。2025年，工信部等四部门联合印发通知，致力于建立完善大中小企业融通对接渠道。通过搭建中小企业与大企业交流、展示、服务与对接平台，推动更多中小企业融入大企业创新链产业链供应链，协同应对外部风险挑战。然而在具体实践中，专精特新中小企业在推进融通创新方面仍面临诸多挑战。受认知局限和发展路径依赖的制约，许多专精特新中小企业在与大中企业、集成企业以及跨行业主

收稿日期：2025-09-25
基金项目：国家社会科学基金重大项目（22&ZD148）；国家自然科学基金青年项目（72402014）
作者简介：何　瑛，北京邮电大学经济管理学院教授，博士生导师；
胡心怡，北京邮电大学经济管理学院硕士研究生；
戴秀秀，云南财经大学会计学院硕士研究生。

中国财政杂志社

体开展协同创新时意愿不强、动力不足（何瑛，2023）。一方面，部分大企业对中小企业往往采取压制策略，不愿开放关键创新资源（李先军，2023）；另一方面，专精特新中小企业在信息获取、技术协作和融资能力方面处于天然劣势（张涛和徐婷，2018）。同时，各方还面临收益分配争议和核心技术外泄的双重风险，目标与行为的不一致进一步削弱其融通创新的内在动力。因此，如何构建高效协同的产业链供应链治理机制，推动专精特新中小企业融通创新已然成为亟待解决的重要问题。

区别于传统意义上的产业间或产业内分工协作网络，产业链供应链治理是一种基于产业分工和供需关系构建的特殊社会分工协作形态（中国社会科学院工业经济研究所课题组，2022）。2022年，工信部启动首批产业链供应链生态体系建设试点工作，旨在通过机制创新、要素集聚、平台搭建、数智赋能和政策支持，推动形成龙头企业、配套企业、高等院校、科研院所、第三方平台、金融机构等协同联动、竞合共生的生态发展格局。产业链供应链治理通过完善治理体系和优化协同机制，强化企业间全方位协同、多元化联通、平台化运行，赋能专精特新中小企业不断优化内部资源配置，增加其与跨产业企业等外部主体间的协同合作。因此，在产业链供应链竞争日益激烈的背景下，深入探讨产业链供应链治理对中小企业融通创新的影响，对推进“补链、固链、强链”具有重要现实意义。基于此，本文选取专精特新“小巨人”上市公司作为研究对象，从产业链治理和供应链治理两个维度构建综合指标体系，系统考察企业层面产业链供应链治理水平与融通创新之间的关系，并从资金要素和人才要素配置两方面剖析其作用机制。

本文的研究贡献主要有：（1）丰富了产业链供应链治理在微观领域经济后果的相关研究。在研究内容方面，现有研究多集中于治理主体、目标与机制等宏观层面（赵晶等，2023；于苏等，2023），缺乏对企业微观行为的深入探讨；在研究对象方面，则主要从单一视角考察“链主”企业的治理行为与经济后果（李维安等，2016；Dolci等，2017；Bonatto等，2022），鲜有研究关注到专精特新中小企业这一特殊群体。本文尝试构建产业链供应链治理综合指标，从专精特新中小企业视角，实证检验了产业链供应链治理对其融通创新的影响，对产业链供应链治理的经济后果研究形成了有益补充。（2）从资金要素和人力资本要素视角揭示了产业链供应链治理对其融通创新的具体作用机制。既有研究中对于产业链供应链治理影响融通创新具体作用路径的探讨尚未明晰。本文基于产业链供应链协同演化理论和资源基础理论，识别出资金要素与人力资本要素双重作用路径，不仅深化了专精特新中小企业产业链供应链治理对其融通创新的机制研究，也有助于理解企业融通创新的深层因素。（3）创新性地构建了产业链供应链治理综合指标体系。围绕产业链供应链治理水平的测度，现有文献多从单一治理视角出发，分别针对供应链治理（李维安等，2016）和“链主”企业产业链治理（曹景林等，2024；吉迎东等，2024）构建指标测度，暂未对二者的协同治理进行衡量。本文基于“产业链治理”与“供应链治理”双维视角，构建了一个包含引领治理、协调治理、自主治理三个层次的产业链治理指标，以及契约治理与关系治理两个维度的供应链治理指标，相对全面地测度了微观层面的产业链供应链治理水平，为后续研究和治理实践提供了有益借鉴。

二、文献综述

（一）产业链供应链治理相关研究

产业链供应链治理是涵盖主体层面链上企业和结构层面供应链关系双重维度的复杂社会分工协作体系（中国社会科学院工业经济研究所课题组，2022）。其中，主体层面涉及产业链供应链上各节点，包括存在交易关系的企业等供需主体；结构层面则是“节点”之间的关联关系，表现为供应链关系、产业链上下游合作等形式。

对于产业链治理，既有研究主要围绕“链主”企业等大型企业探讨产业链治理的变量测度及其经济后果。在变量测度方面，齐平和宋威辉（2023）通过矩阵定量测度“链主”企业影响力，发现其能有效推动产业链协同配套与数字化转型；吉迎东等（2024）则运用扎根理论，从技术创新引领力、产业协作整合力和产业发展领导力三个维度构建企业生态主导力评价体系。在经济后果方面，“链主”企业的治理行为可产生显著的示范与规模效应，具体表现为促进本地企业成长（叶振宇和庄宗武，2022），提高链上企业全要素生产率（于苏等，2022；马忠和芦雅琳，

中国财政杂志社

2024），推动构建动态协同的产业链合作关系（盛朝迅，2019），以及提升供应链和整个产业集群的创新绩效（叶海景，2021）。

对于供应链治理，现有文献主要聚焦于契约治理和关系治理的经济后果。一方面，契约治理通过建立内部秩序、协调集体行动，能够有效抑制机会主义行为，降低交易成本与合作风险（Um 和 Kim，2019）。同时，契约治理有助于增强利益相关者间的忠诚度与共识（Lumineau 和 Henderson，2012），降低因关系破裂带来的经济损失风险（冯华等，2020），并且促进异质性资源的顺畅流动，推动供应链上下游企业深度合作，强化对供应链资源交易关系的有效管理，进而助力企业创新（Um 和 Oh，2020），提升供应链整体资源竞争优势（华连连等，2021）。另一方面，关系治理则是将“关系”作为供应链治理的非正式治理手段（李维安等，2016）。Tse 等（2019）研究指出，关系治理通过互利性与规范性促进知识、利益与目标的共享，从而提升供应链整体绩效。Clauss 和 Bouncken（2019）的研究进一步表明，供应链关系治理促进信息共享，增强信任与默契，不仅有助于抑制机会主义行为、保障合作稳定，还可能为供应链带来额外收益。

（二）中小企业融通创新的影响因素

融通创新实质上是开放式创新和协同创新的拓展与演进，其核心在于推动不同类型创新主体，尤其是大中小企业之间的深度融合与协同，以实现知识共享、要素流动等系列创新资源的融通过程（陈劲和阳镇，2021；陈劲等，2023）。

现有研究主要从企业内部特征与外部环境两个维度探讨融通创新的影响因素及机制。企业内部特征包括吸收能力、资源供给、风险共担与数字化转型等方面。在吸收能力方面，解学梅和左蕾蕾（2013）指出，企业吸收能力直接影响其整合外部资源与内部研发的成效。资源供给方面，信息共享、行业资源获取以及积极信号传递能够缓解信息不对称并促进知识溢出，从而推动融通创新（Yang 等，2023）。同时，融资约束的缓解与供应链协作成本的降低均对融通创新产生积极作用（周开国等，2017）。在风险共担方面，合理的风险与利益分配机制有助于增强企业参与融通创新的激励（Okamuro 等，2011）。数字化转型方面，李先军（2023）强调数字化通过促进大中小企业间的信息联通赋能融通发展。葛鹏飞和黄秀路（2024）发现，数字化转型可以通过提升智能制造水平、降低协作成本、促进知识流动和缓解融资约束，推动链上企业实现融通创新。黄宏斌等（2023）研究发现，供应链数字化增强了供应链协作，进而促进链上企业融通创新。李晓翔和张树含（2023）则从融合度与畅通度两个维度构建融通创新指标，发现底层数字技术应用与融通创新呈倒 U 型关系，而数字技术实践则具有显著正向影响。从外部环境因素来看，诸如行业竞争程度（黄孚等，2021）、创新主体间地理邻近性（Tomlinson，2010）、政企关系（崔维军等，2021）以及公共技术平台建设（杨玲等，2023）等均会对企业融通创新产生影响。

（三）文献述评

通过对以往文献进行梳理，不难发现：第一，在研究对象上，现有文献多聚焦于“链主”的产业链治理行为及其对整体产业链或供应链的影响（叶海景，2021；叶振宇和庄宗武，2022），鲜有研究聚焦于专精特新中小企业这一特殊主体，系统考察专精特新中小企业自身治理水平影响融通创新的经济后果和内在机制。第二，在研究内容上，现有研究多从单一治理视角出发，探讨供应链治理对企业创新（Um 和 Oh，2020）或“链主”企业产业链治理对企业成长（叶振宇和庄宗武，2022）、供应链创新绩效（叶海景，2021）及产业集群创新（刘欣，2024）的影响，尚未从融通创新这一新的视角，系统性分析产业链供应链治理对其可能产生的经济后果。第三，在研究方法上，既有研究多局限于理论推演或案例研究（赵晶等，2022），实证分析则以量表开发与应用为主（吉迎东等，2024），大样本实证研究相对缺乏。同时，现有指标构建分别针对供应链治理（李维安等，2016）和“链主”企业产业链治理（齐平和宋威辉，2023）单一维度，尚未构建产业链治理与供应链治理综合指标体系。

三、理论分析与研究假设

资源基础观认为企业的竞争优势来源于其所拥有的稀缺、难以模仿、不可替代且组织可用的资源与能力

中国财政杂志社

（Barney，1997）。专精特新中小企业之所以能够在产业链供应链治理中促进融通创新，关键在于其掌握了大企业所不具备的异质性资源与动态能力。与大企业在产业链供应链治理中往往依托规模优势、强大的议价能力等构建创新合作网络不同，专精特新中小企业依靠专业化、精细化、特色化和创新能力，在推动形成协同、高效、融合、顺畅的融通创新过程中展现出独特优势。第一，在专业化方面，专精特新中小企业立足细分领域进行战略聚焦，通过技术方向凝练与关键核心技术专攻，深度嵌入产业链供应链关键环节（赵晶等，2023）。这种专业化的深度嵌入的产业链供应链治理模式能够增强创新主体间的协同依赖关系，构建创新联合网络平台以及联合研发、标准共建等常态化协作机制（于明洋等，2022），将创新成果快速转化为具体应用，进一步降低融通创新转化成本，提升融通创新效率，实现单点技术突破到全链价值共创的跃迁。第二，在精细化方面，专精特新中小企业围绕产业和客户价值进行技术迭代创新和产品优化开发（赵晶等，2023），并对市场需求、生产流程、协作细节等实现精准把控，使其在融通创新过程中展现出强大的动态响应能力和整合能力。这种动态响应和整合能力使其能精准对接各创新主体的需求（王靖宇等，2023），充分实现资源向高价值融通创新环节的定向流动、定向配置（于苏等，2023），进而放大资源融通的创新价值。第三，在特色化方面，专精特新中小企业具备独特产品、工艺或市场定位，进而形成差异化竞争优势。这一特性使其在产业链供应链治理中能够依托差异化优势，连接不同异质性创新主体（夏清华和朱清，2023），构建开放式细分协作关系，不断积累独特的客户、品牌声誉等资源关系，形成组织“信任网络”。这能有效降低各主体合作中的信息不对称及机会主义行为，推动各创新主体间的深度协作（傅元略，2021），不断拓展融通创新边界。第四，在创新能力方面，专精特新中小企业在产业链供应链治理过程中持续产生新技术、新知识，使其成为产业链中的“创新引擎”，并通过融通创新共生网络促进产业链供应链中的知识溢出、人才流动（葛鹏飞和黄秀路，2024），进而克服单一企业在创新资源要素上的局限，有效实现市场和资源要素的良性互动。通过带动链上创新主体技术的共同迭代，产业链供应链治理进一步激发专精特新中小企业融通创新的内在动力，最终实现企业融通发展。综上，相较于大企业而言，专精特新中小企业围绕产业链供应链环节深耕细作，通过关键技术深度嵌入、精细化优化资源配置、特色化积累关系资源以及创新能力加速要素流动，强化了产业链供应链上下游创新主体间融通创新意愿（杜亚光和何瑛，2025），增强了其与上下游供应商、客户等网络主体间信任关系，促进了创新主体间知识、技术等要素高效集聚与深度耦合，进而推动融通创新的实现。

基于上述分析，提出假设1：专精特新中小企业产业链供应链治理有助于促进其融通创新。

资金要素作为企业融通创新的关键要素资源之一，能够为创新活动提供充足的财务支持（曾经莲和周菁，2024）。企业融通创新高度依赖持续资金投入，企业研发资金投入不足以及自身融资约束往往会严重制约企业融通创新。专精特新中小企业产业链供应链治理能有效缓解其融资约束，增加资金来源渠道，以满足创新活动对资金的需求。首先，专精特新中小企业产业链供应链治理有助于各创新主体实现高度协同，拓展其资金获取渠道（张伟斌和刘可，2012），缓解其融资约束。其次，专精特新中小企业产业链供应链治理有助于增强企业与银行等金融机构的联系。当专精特新中小企业深度参与治理网络，其运营行为被核心企业纳入可验证、可监控的协同体系之中，并向金融机构传递出强有力的可信承诺信号，有助于将治理关系转化为可被金融机构识别和认可的交易信用或关系资本（卢强等，2019），从而增强其融资能力。最后，国家大力提倡制造业中小企业参与产业链供应链治理，并推出系列优惠政策。例如，《“十四五”促进中小企业发展规划》提出，综合运用货币、财政等政策工具及差异化监管措施，引导金融机构加大对小微企业信贷支持力度；增强多层次资本市场融资功能，完善差异化制度安排，扩大中小企业直接融资规模。可见，专精特新中小企业深度嵌入产业链供应链网络，被视为“补链强链”的关键环节，具备更高的战略价值与风险可控性，可获得额外的政策优惠和创新资源支持，进而有效降低其融资难度和成本，使其将更多资源配置于高风险、长周期的技术创新活动，进一步推动其融通创新（杜亚光和何瑛，2025）。

基于上述分析，提出假设2：专精特新中小企业产业链供应链治理通过缓解融资约束进而促进其融通创新。

人力资本是促进企业融通创新的关键要素资源。事实上，深化融通创新的本质是企业内部人力资本进行知识学习、创造与扩散的过程（王丽君等，2025）。现阶段，专精特新中小企业人才吸引力不足、成本高、流动性大，使其难

中国财政杂志社

以有效获取创新知识、提升融通创新绩效。产业链供应链治理能显著增加企业人力资本要素投入，通过促进高技能人才的流通集中和高效配置，为其融通创新注入智力源泉（葛鹏飞和黄秀路，2024）。一方面，在产业链供应链治理框架下，上下游企业通过共建联合实验室和技术联盟等形式，推动创新型人才等人力资本要素向中小企业流动与集聚，有助于拓展专精特新中小企业对外部创新知识获取的广度和深度，进而实现跨领域知识的有效整合。这不仅有助于实现企业内部知识结构的动态更新与重构，还能进一步将外部创新知识转化为企业自身自主创新能力（王靖宇等，2023），不断推动融通创新成果转化。另一方面，专精特新中小企业产业链供应链治理平台通过柔性引才、共享专家库、职称互认等人才共享、共育、共用、共评等模式，有利于实现人才的高效配置。人力资本要素的高效配置有利于优化劳动力与物质资本的匹配性，进一步提高企业融通创新效率与创新绩效，持续激发企业融通创新内生动力。

基于上述分析，提出假设 3：专精特新中小企业产业链供应链治理通过增加人力资本要素投入进而促进其融通创新。

四、研究设计

（一）样本选择和数据来源

本文以 2013~2022 年 A 股专精特新上市公司为研究对象。依据工信部公布的五批国家级专精特新“小巨人”企业名单以及企查查平台专精特新“小巨人”上市公司名单，本文整理统计出 907 家专精特新“小巨人”上市公司，在此基础上，按照以下原则对样本进行筛选：（1）剔除 ST、* ST、暂停上市和退市的企业；（2）剔除金融行业企业；（3）剔除本文所需财务信息、专利信息、公司治理等基本信息数据缺失较为严重的样本。最终样本涵盖 416 家上市公司，合计 1 520 个观测值。国家或行业标准信息数据来源于企查查平台，专利数据来源于中国研究数据服务平台（CNRDS），企业微观数据来自 CSMAR 数据库、Wind 数据库，企业年报来自上海证券交易所、深圳证券交易所网站。为减少异常值影响，本文对连续变量进行了 1% 和 99% 分位的缩尾处理。

（二）变量选取及测度

1. 解释变量

产业链供应链治理（IS_CG）。从“产业链治理”和“供应链治理”两个方面构建产业链供应链治理综合指数指标。首先，参考于苏等（2023）、曹景林等（2024）、吉迎东等（2024）的研究，从引领治理、协调治理、自主治理 3 个维度测度产业链治理。其中，引领治理衡量企业凭借在产业生态系统中的主导地位与资源影响力，对产业链供应链内其他企业发挥的方向引导与资源统筹作用；自主治理衡量企业在产业链布局和体系建设上实现自主把控与效能突破的能力；协调治理强调企业为了促进链上资源开放共享，推动全链主体开展实质性协作的能力。其次，参考李维安等（2016）、华连连等（2021）和于苏等（2023）的研究，从契约治理和关系治理 2 个维度测度供应链治理。其中，契约治理衡量企业在供应链中的资金调动与资源配置能力，尤其是如何通过正式契约手段加强与供应链中其他企业的契约合作和资金流动；关系治理衡量企业在供应链中通过资源整合和关系协调，强化其在产业链中的地位和影响力，尤其是在供应链上下游企业的互动与合作中所展现的市场和技术资源的获取能力。最后，用熵值法对 8 个三级指标进行赋权处理，之后加权平均计算得到企业产业链供应链治理综合指标。详细衡量指标如表 1 所示。

具体地，利用熵值法计算产业链供应链治理综合指标的流程如下：

首先，数据标准化：

$$X'_{ij}=\frac{X_{ij}-minX_{ij}}{maxX_{ij}-minX_{ij}}(i=1,2,\ldots n;j=1,2,\ldots m) \quad (1)$$

其中，X'_{ij} 表示第 i 个样本企业第 j 项评价指标经标准化后的数值。$0\leq X'_{ij}\leq 1$，n 表示样本企业数量，m 表示评价指标数量。

其次，计算第 i 个样本企业第 j 项评价指标：

$$P_{ij}=\frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^{n}X'_{ij}} \quad (2)$$

再次，计算第 j 项评价指标的信息熵：

中国财政杂志社

表 1　产业链供应链治理综合指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	熵值法权重
产业链治理	引领治理	X1 参与国家或行业标准制定数量	0.254
		X2 赫芬达尔指数（HHI）——企业主营业务收入在市场中所占份额的平方和	0.001
	自主治理	X3 本科以上员工人数占比	0.026
		X4 企业年报是否披露产业链发展战略情况，若是，则取值为1，否则取值为0	0.245
	协调治理	X5 企业年报是否披露“产业链协同”“产业链融合”“产业链协调”“产业链延伸”“产业链整合”，若披露，则取值为1，否则取值为0	0.236
供应链治理	契约治理	X6 供应链金融——年报中披露是否为上下游提供供应链金融服务的情况，若是，则取值为1，否则取值为0	0.191
	关系治理	X7 供应链合作关系稳定性——当年非新出现的供应商数与客户数之和除以5	0.046
		X8 供应链供需匹配程度——供应链上供需偏离程度越大，则说明供应链上供求匹配精准度匹配程度越低	0.001

$$e_j = -\frac{1}{ln\, n}\sum_{i=1}^{n} P_{ij}\, ln\, P_{ij} \quad (3)$$

进一步地，计算第j项评价指标的权重：

$$w_j = \frac{1-e_j}{\sum_{j=1}^{m}(1-e_j)} \quad (4)$$

最后，计算第i个样本企业产业链供应链治理综合指标：

$$IS_CG_i = \sum_{j=1}^{m} X'_{ij}\, w_j \quad (5)$$

本研究中，IS_CG为i企业产业链供应链治理综合指标，该指标越高，表明企业产业链供应链治理水平越高。

2. 被解释变量

融通创新（CO_INNOV）。借鉴李晓翔和张树含（2023）、杜亚光和何瑛（2025）、王雷和鹿存旭（2025）的研究方法，从“融合”和“畅通”两个方面，在兼顾数据可获得性的同时较系统地构建了企业融通创新指标体系。其中，融合度包含以下3个维度：（1）创新主体融合（Y1），机构投资者持有企业股份的份额；（2）创新成果融合（Y2），企业内部自主研发创新、企业间协作创新以及产学研合作创新等协作创新程度；（3）创新资源融合（Y3），企业是否与其他主体建立战略联盟。畅通度包含以下3个维度：（1）创新要素流动，包括知识要素流动（Y4）、人才要素流动（Y5）和资本要素流动（Y6）；（2）创新过程协作（Y7），中小企业主要通过参与大企业搭建的科技创新类平台来实现合作创新，这有助于打破企业创新信息壁垒，促进创新要素流动；（3）创新成果转化（Y8），企业创新产品能否转化成经营活动收入是企业创新有效性的最终落脚点，良好的创新成果转化机制标志着企业创新链条更加完整畅通。详细衡量指标如表2所示。

表 2　融通创新综合指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	熵值法权重
融合度	创新主体融合	Y1 机构投资者持有企业股份的份额	0.047
	创新成果融合	Y2 企业与其他企业、高等学校、研究机构等创新主体联合开发授权的成果专利数量加1取对数	0.296
	创新资源融合	Y3 企业是否与其他主体建立战略联盟	0.440
畅通度	创新要素流动	Y4 知识流动——企业发明专利成果的引用量和被引用量取对数	0.012
		Y5 人员流动——企业间管理层人员的联结人数	0.051
		Y6 资金流动——企业应收账款、应付账款、预付账款和预收账款的合计数除以总负债	0.016
	创新过程协作	Y7 企业年报中披露搭建或加入科技创新平台相关关键词词频数加1取对数	0.121
	创新成果转化	Y8 企业产品销售收入除以专利申请量	0.017

中国财政杂志社

3. 中介变量

融资约束水平（FC）。参考陈峻和郑惠琼（2020）的研究，采用综合指标FC指数衡量企业融资约束，该指数计算方式如下：第一步，按照年度对公司规模、公司年龄、现金股利支付率三个变量进行标准化处理，并根据标准化后的变量均值对上市公司进行排序（升序），分别以上下三分位点作为融资约束的分界点，确定融资约束虚拟变量QUFC。大于66%分位的上市公司定义为低融资约束组，QUFC=0，小于33%分位的上市公司定义为高融资约束组，QUFC=1。第二步，对模型（7）进行 Logit 回归，拟合企业每一年度的融资约束发生概率P，并将其定义为融资约束指数FC（取值在0到1之间）。FC指数的数值越大表明企业融资约束越严重。其中，size表示企业资产规模，总资产的自然对数；lev表示企业财务杠杆率，资产负债率=总负债/总资产；CashDiv表示公司当年发放的现金股利；MB表示企业市账比=市场价值/账面价值；NWC表示净营运资本=营运资本–货币资金–短期投资；EBIT表示息税前利润；ta表示总资产。

$$P(QUFC=1\text{ 或 }0|Z_{i,t})=\frac{e^{Z_{i,t}}}{1+e^{Z_{i,t}}} \quad (6)$$

$$Z_{i,t}=a_0+a_1 size_{i,t}+a_2 lev_{i,t}+a_3\left(\frac{CashDiv}{ta}\right)_{i,t}+a_4 MB_{i,t}+a_5\left(\frac{NWC}{ta}\right)_{i,t}+a_6\left(\frac{EBIT}{ta}\right)_{i,t} \quad (7)$$

人力资本（KA）。参考王靖宇等（2023）的研究，采用当年研发人员占企业员工总数的比例作为人力资本的代理变量，该比例越高，表明企业所拥有的高技能人力资本要素越丰富。

4. 控制变量

借鉴李晓翔和张树含（2023）、杜亚光和何瑛（2025）的研究，同时考虑企业产业链供应链治理和融通创新的多种因素影响，选取控制变量如下：资本密集度（Klr）、企业年龄（Age）、资产收益率（Roa）、管理费用率（Mfee）、第一大股东持股比例（Top1）、托宾Q值（TobinQ）、存货周转率（Invt）、流动资产比率（Cr）、董事会规模（Board）、独立董事占比（Indp）、产权性质（Property）。

详细的变量定义如表3所示。

表 3　主要变量定义

变量类型	变量名称	变量定义
被解释变量	CO_INNOV	融通创新，通过熵值法构建的综合指标
解释变量	IS_CG	产业链供应链治理，通过熵值法构建的综合指标
中介变量	FC	融资约束水平，综合指标 FC 指数
	KA	人力资本，当年研发人员占企业员工总数比例
控制变量	Klr	资本密集度，总资产 / 营业收入
	Age	企业年龄，当年年份减去公司成立年份加 1 取对数
	Roa	总资产收益率，净利润 / 总资产 ×100
	Mfee	管理费用率，管理费用 / 营业收入
	Top1	第一大股东持股比例，第一大股东持股数量 / 总股数
	TobinQ	托宾 Q 值，市值 / 总资产
	Invt	存货周转率，营业成本 / 存货净额期末余额
	Cr	流动资产占比，流动资产净额 / 总资产
	Board	董事会规模，董事会成员数量取对数
	Indp	独立董事占比，独立董事人数 / 总董事会人数
	Property	产权性质，若是国企，则取 1，反之取 0

（三）模型构建

为验证专精特新中小企业产业链供应链治理对其融通创新的影响，即假设1，本文构建双向固定效应模型（8）进行回归检验：

$$CO_INNOV_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1 IS_CG_{i,t}+\alpha_2 Controls_{i,t}+\sum Year+\sum Industry+\varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

其中$CO_INNOV_{i,t}$为被解释变量，代表企业i在第t期的融通创新水平；$IS_CG_{i,t}$为核心解释变量，表示产业链

中国财政杂志社

供应链治理；$Controls_{i,t}$指代全部控制变量；ε 表示随机误差项。所有回归模型均控制了年份固定效应和行业固定效应，并采用企业层面聚类稳健标准误。

为检验专精特新中小企业产业链供应链治理对其融通创新能力的中介传导机制，本文参考江艇（2022）中介效应检验两步法，设置模型（9）考察融资约束（FC）作用机制的影响，设置模型（10）考察人力资本（KA）作用机制的影响。其中，$FC_{i,t}$和$KA_{i,t}$分别代表企业i在第t期的融资约束水平和人力资本。

$$FC_{i,t}=\beta_0+\beta_1 IS_CG_{i,t}+\beta_2 Controls_{i,t}+\sum Year+\sum Industry+\varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$KA_{i,t}=\delta_0+\delta_1 IS_CG_{i,t}+\delta_2 Controls_{i,t}+\sum Year+\sum Industry+\varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

五、实证结果和分析

（一）描述性统计及相关性分析

表4列示了主要变量的描述性统计结果。CO_INNOV的最大值为0.582，最小值为0.023，标准差为0.117，说明专精特新中小企业之间融通创新水平存在较大差异。IS_CG的最小值为0.002，最大值为0.678，均值为0.133，中值为0.058，表明不同专精特新中小企业在产业链供应链治理水平上也存在较大差异。其他控制变量的描述性统计与已有研究基本符合，故不再赘述。

表4　主要变量描述性统计

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	中值	最大值
CO_INNOV	1 520	0.115	0.117	0.023	0.078	0.582
IS_CG	1 520	0.133	0.155	0.002	0.058	0.678
Klr	1 520	2.578	1.274	0.418	2.353	8.250
Age	1 520	2.898	0.263	2.197	2.890	3.434
Roa	1 520	0.052	0.059	−0.179	0.051	0.211
Mfee	1 520	0.088	0.056	0.006	0.074	0.356
Top1	1 520	0.315	0.126	0.073	0.298	0.663
TobinQ	1 520	2.472	1.454	1.092	2.009	9.059
Invt	1 520	3.149	2.728	0.541	2.401	17.263
Cr	1 520	0.660	0.145	0.325	0.668	0.935
Board	1 520	2.183	0.243	1.609	2.197	2.708
Indp	1 520	0.399	0.076	0.250	0.400	0.600
Property	1 520	0.062	0.242	0.000	0.000	1.000

表5报告了各变量间的Pearson系数检验结果。核心变量CO_INNOV和IS_CG的相关系数为0.090，且在1%的水平上显著，在一定程度上反映了专精特新中小企业产业链供应链治理与其融通创新正向相关。此外，变量间方差膨胀因子平均值为1.22，说明不存在严重的多重共线性问题。

（二）基准回归

表6列示了专精特新中小企业产业链供应链治理对其融通创新的影响。在列（1）中，不考虑控制变量时，IS_CG的回归系数在5%的水平上显著为正。列（2）加入控制变量后，IS_CG的回归系数仍在5%的水平上显著为正，表明专精特新中小企业产业链供应链治理有助于促进其融通创新。从经济含义分析，企业产业链供应链水平每增加1个标准差，融通创新水平将提升0.915%（$0.155\times0.059\times100\%$）。上述结果初步表明专精特新中小企业产业链供应链治理有助于促进其融通创新，假设1得以验证。

（三）机制检验

本文进一步考察专精特新中小企业产业链供应链治理影响其融通创新的具体作用机制。模型（9）和模型（10）的回归结果如表7所示，在列（1）中，IS_CG与FC的回归系数在1%水平上显著为负，表明专精特新中小企业产业链供应链治理能够降低企业自身融资约束，改善企业融资困境，从而促进其融通创新，假设2得到验证。在列（2）中，

中国财政杂志社

表 5 主要变量的 Pearson 相关系数

	CO_INNOV	IS_CG	Klr	Age	Roa	Mfee	Top1	TobinQ	Invt	Cr	Board	Indp	Property
CO_INNOV	1												
IS_CG	0.090***	1											
Klr	0.087***	0.038	1										
Age	0.017	0.017	−0.451***	1									
Roa	−0.049*	−0.053**	−0.265***	−0.024	1								
Mfee	0.020	−0.022	0.593***	−0.120***	−0.292***	1							
Top1	−0.048*	−0.147***	−0.141***	0.059***	0.111***	−0.044*	1						
TobinQ	0.077***	−0.050*	−0.019	−0.074***	0.262***	0.116***	−0.014	1					
Invt	−0.038	0.012	−0.359***	0.026	0.087***	−0.323***	0	−0.128***	1				
Cr	−0.028	−0.006	−0.090***	−0.090***	0.145***	−0.114***	0.091***	0.092***	−0.008	1			
Board	0.088***	−0.028	0.133***	−0.041	−0.063***	0.084***	−0.048*	0.025	−0.041	−0.017	1		
Indp	0.010	−0.039	−0.072***	0.031	0.011	−0.001	0.043*	−0.010	−0.014	0.005	−0.152***	1	
Property	0.051**	0.096***	0.0130	0.095***	−0.077***	−0.018	0.128***	0.0340	−0.028	0.096***	0.230***	−0.109***	1

注：***、**、* 分别表示系数在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表 6 基准回归结果

	(1) CO_INNOV	(2) CO_INNOV
IS_CG	0.057**	0.059**
	(2.47)	(2.45)
Klr		0.005
		(1.24)
Age		−0.007
		(−0.45)
Roa		−0.084
		(−1.23)
Mfee		0.013
		(0.14)
Top1		0.001
		(0.04)
TobinQ		0.009***
		(2.61)
Invt		−0.000
		(−0.19)
Cr		−0.026
		(−0.97)
Board		0.038***
		(2.83)
Indp		0.057
		(1.30)
Property		0.016
		(0.84)
Constant	0.107***	0.005
	(22.01)	(0.08)
行业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
样本量	1 520	1 520
Adj R^2	0.029	0.050

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的显著性水平，括号内为经企业层面聚类的 t 值，下同。

IS_CG 与 KA 的回归系数在 1% 水平上显著为正，表明专精特新中小企业产业链供应链治理能够提高企业自身人力资本要素投入，有效增强创新知识吸收能力和创新知识转化效率，进而促进融通创新，假设 3 得到验证。

为解决样本量不足可能导致的数据遗漏问题，借鉴 Preacher 等（2007）、温忠麟和叶宝娟（2014）的 Bootstrap 检验机制，在 95% 置信区间的基础上，重复抽样 5 000 次以验证中介效应是否稳健。回归结果显示，融资约束的间接效应在 1% 水平统计显著，人力资本要素的间接效应在 1% 水平统计显著，且置信区间中均不包括 0，表明中介效应较为稳健。

（四）稳健性检验

中国财政杂志社

1.内生性处理

（1）工具变量法

融通创新活动活跃的企业更可能主动升级产业链供应链，或因其技术优势被链主企业吸纳为关键节点，从而倒逼产业链供应链治理水平提升，故二者可能存在反向因果问题。本文选取同行业同年份其他企业的产业链供应链治理水平均值（M_IS_CG）作为工具变量，使用两阶段最小二乘法（2SLS）重新估计回归结果。一方面，企业产业链供应链治理水平容易受到同行业其他企业的产业链供应链治理的影响，满足工具变量的相关性条件；另一方面，产业链供应链治理同行业平均水平并不直接决定单独某个企业的融通创新水平，因而满足工具变量的外生性条件。2SLS的第一阶段回归结果如表8列（1）所示，M_IS_CG的回归系数在1%的水平上显著，Cragg-Donald Wald F值为107.057，Kleibergen-Paap rk Wald F值为34.151，大于 Stock-Yogo 弱工具变量检验10%显著性的临界值16.38，拒绝弱工具变量假设，满足相关性要求。列（2）的第二阶段回归结果显示，IS_CG的回归系数在5%的水平上显著为正，表明解决反向因果问题之后，专精特新中小企业产业链供应链治理仍能有效驱动其融通创新。因此，本文的研究结论依然成立。

表7　作用机制检验回归结果

	（1） FC	（2） KA
IS_CG	−0.110***	0.073***
	（−3.08）	（2.66）
Klr	−0.027***	0.004
	（−4.44）	（0.70）
Age	0.016	−0.075***
	（0.65）	（−3.19）
Roa	0.581***	−0.153*
	（5.74）	（−1.86）
Mfee	1.071***	0.498***
	（7.25）	（3.27）
Top1	0.015	−0.071
	（0.27）	（−1.57）
TobinQ	−0.017**	0.010**
	（−2.53）	（2.15）
Invt	−0.002	−0.003*
	（−0.77）	（−1.85）
Cr	0.222***	0.307***
	（5.10）	（9.12）
Board	0.004	−0.031
	（0.19）	（−1.40）
Indp	0.080	−0.017
	（1.34）	（−0.35）
Property	−0.035	−0.015
	（−0.80）	（−0.64）
Constant	0.535***	0.268***
	（5.09）	（2.62）
行业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
样本量	1 520	1 520
Adj R^2	0.191	0.256
Bootstrap 检验	[0.0057，0.0217] 间接效应成立	[0.0031，0.0142] 间接效应成立

表8　内生性处理回归结果

	（1）	（2）	（3）
	工具变量法		PSM
	第一阶段	第二阶段	
	IS_CG	CO_INNOV	CO_INNOV
IS_CG		0.147**	0.059*
		（1.99）	（1.87）
M_IS_CG	0.580***		
	（5.84）		
Klr	−0.001	0.005	0.004
	（−0.22）	（1.24）	（0.61）
Age	−0.004	−0.001	−0.009
	（−0.14）	（−0.08）	（−0.43）
Roa	0.022	−0.063	−0.205*
	（0.24）	（−0.91）	（−1.78）
Mfee	0.056	0.026	0.149
	（0.42）	（0.26）	（0.85）
Top1	−0.169***	0.018	0.042
	（−3.43）	（0.47）	（0.89）
TobinQ	−0.005*	0.009***	0.007
	（−1.71）	（2.86）	（1.46）
Invt	0.001	−0.001	−0.001
	（0.24）	（−0.48）	（−0.59）
Cr	−0.026	−0.013	−0.042
	（−0.65）	（−0.47）	（−1.13）
Board	−0.044*	0.045***	0.033
	（−1.92）	（3.20）	（1.61）
Indp	−0.051	0.075	0.010
	（−0.94）	（1.59）	（0.16）
Property	0.072**	−0.015	0.007
	（2.14）	（−0.94）	（0.32）
行业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	1 460	1 460	674
Pseudo R^2/Adj R^2	0.069	0.019	0.044

中国财政杂志社

（2）倾向得分匹配法（PSM）

本文采用倾向得分匹配法（PSM）进行内生性检验，以缓解可能存在的样本选择偏误。首先，以解释变量产业链供应链治理（IS_CG）年份–行业均值为标准设置处理样本数据，将样本分为处理组和对照组，将产业链供应链治理（IS_CG）水平较高的样本组设置为1，产业链供应链治理（IS_CG）水平低的组设置为0。其次，将控制变量作为匹配变量，用Logit模型估计倾向得分，并设置0.01卡钳值按照1∶1运用近邻匹配法进行匹配（匹配变量已通过PSM平衡性检验）。最后，使用匹配后的样本进行回归。结果如表8列（3）所示，经匹配后专精特新中小企业产业链供应链治理（IS_CG）与融通创新（CO_INNOV）的估计系数仍显著为正，与前文结果一致。

2. 安慰剂检验

进一步地，本文随机分配IS_CG变量，重复回归1 000次，进行安慰剂检验。图1核密度曲线显示了在1 000次随机分配IS_CG变量后的回归系数分布。其中，曲线呈正态分布且集中在0附近，这表明当解释变量（IS_CG）是完全随机分配时，其与CO_INNOV的回归系数也是围绕0波动的，无系统性效应。同时，右侧黑线明显偏离0，大部分散点都位于右侧黑线的同一侧，说明真实的回归系数与随机分配后的回归系数有显著差异，且大部分散点位于黑色横线上方，说明在大多数随机分配的情况下，回归系数并不显著，说明原结果不太可能是偶然发现。

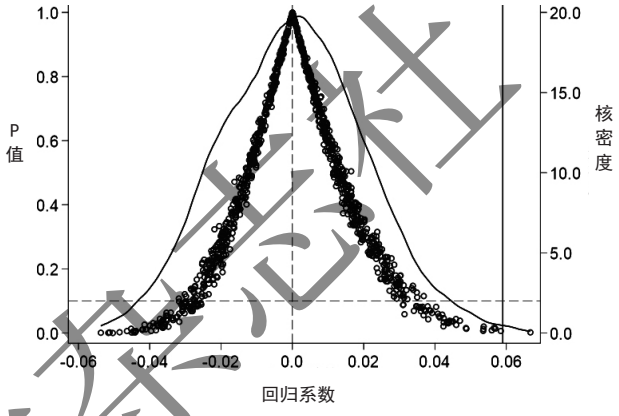

图1 核密度曲线

3. 增加其他固定效应

为排除其他因素对模型回归结果的干扰，本文采用增加其他固定效应方法，在固定行业和年度效应基础上，增加控制地区层面固定效应，结果如表9的列（1）所示。在控制省份固定效应后，产业链供应链治理（IS_CG）与融通创新（CO_INNOV）的估计系数仍然在10%的水平上显著。

4. 更换被解释变量测度方式

借鉴李晓翔和张树含（2023）、杜亚光和何瑛（2025）的研究，采用主成分分析法和等权平均法构建新的专精特新中小企业融通创新综合指标。结果如表9中列（2）和列（3）所示，专精特新中小企业产业链供应链治理对其融通创新仍具有显著正向影响，证实了结果的稳健性。

5. 滞后解释变量

考虑到专精特新中小企业产业链供应链治理（IS_CG）对融通创新（CO_INNOV）的促进作用可能存在滞后效应，本文将滞后一期的产业链供应链治理（LIS_CG）作为解释变量进行回归。回归结果如表9所示，列（4）列示了滞后一期产业链供应链治理（LIS_CG）与其融通创新的系数为0.064，在10%水平显著，本文结论仍然成立。

六、进一步分析

（一）异质性分析

1. 地区知识产权保护

融通创新的实现依赖于各类资源的高效融合与流动，然而知识、技术等要素的共享与转移亦伴随知识产权外溢与模仿风险（杨震宁和赵红，2020）。完善的知识产权保护通过赋予创新主体排他性权利，有效降低创新成果被侵权或模仿的风险，保障企业从创新中获取合理收益（程军，2017）。在此条件下，核心企业更倾向于开放技术平台，中小企业也更愿意投入专用资产开展联合研发，从而显著强化融通创新效果。相反，在知识产权保护水平较低的地区，创新主体面临较高的知识泄露风险，往往采取防御性策略以规避合作中的潜在损失，导致产业链供应链治理难以实

中国财政杂志社

表 9　其他稳健性检验回归结果

	（1） 增加省份固定效应 CO_INNOV	（2） 主成分分析法 CO_INNOV	（3） 等权平均法 CO_INNOV	（4） 滞后一期 CO_INNOV
IS_CG	0.045*	0.431***	0.056***	
	（1.91）	（3.62）	（3.15）	
LIS_CG				0.064*
				（1.81）
Klr	0.004	0.029	0.005	0.009*
	（0.90）	（1.57）	（1.56）	（1.68）
Age	−0.000	−0.180**	−0.029**	−0.015
	（−0.03）	（−2.39）	（−2.31）	（−0.69）
Roa	−0.040	1.220***	0.103*	−0.103
	（−0.59）	（3.19）	（1.72）	（−1.24）
Mfee	0.064	0.628	−0.037	0.016
	（0.62）	（1.40）	（−0.45）	（0.12）
Top1	−0.008	0.229	0.051*	0.009
	（−0.21）	（1.35）	（1.79）	（0.20）
TobinQ	0.008***	0.007	0.004	0.011**
	（2.60）	（0.39）	（1.65）	（2.38）
Invt	−0.001	0.004	−0.000	0.001
	（−0.61）	（0.61）	（−0.28）	（0.34）
Cr	−0.019	0.609***	0.043**	−0.024
	（−0.73）	（4.69）	（2.03）	（−0.67）
Board	0.041***	0.011	0.032***	0.041**
	（2.99）	（0.15）	（2.68）	（2.32）
Indp	0.058	−0.476**	0.004	0.038
	（1.33）	（−2.35）	（0.13）	（0.67）
Property	−0.005	0.232**	0.036**	0.007
	（−0.31）	（2.35）	（2.55）	（0.29）
Constant	−0.019	−0.081	0.246***	0.019
	（−0.30）	（−0.26）	（4.76）	（0.21）
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	未控制	未控制	未控制
样本量	1 520	1 520	1 520	752
Adj R^2	0.088	0.123	0.078	0.045

现深层次的知识融合与能力互补。因此，在制度保障不足的情况下，产业链供应链治理对融通创新的促进作用受到明显制约。

本文借鉴龙小宁等（2018）的方法，采用国家知识产权局发布的知识产权保护指数进行分组检验。表 10 列（1）和列（2）结果显示，在知识产权保护水平较高的地区，专精特新中小企业产业链供应链治理的系数在 10% 水平上显著为正；而在保护水平较低的地区，该系数则不显著。这表明，知识产权保护水平较高时，专精特新中小企业产业链供应链治理对其融通创新的促进作用越强。

2. 企业高新技术属性

高新技术企业通常处于技术密集型产业，其创新活动高度依赖上下游协同与知识外溢（毕晓方等，2017）。一方面，在产业链供应链治理中，高新技术企业通过建立高频次、深层次的研发协作机制、技术标准共享平台以及数据透明化系统，促进融通创新资源的跨组织整合；另一方面，高新技术企业可以通过治理机制将自身核心技术、创新

中国财政杂志社

标准渗透至上下游企业，推动供应链各环节围绕技术突破开展协同研发，从而放大融通创新的乘数效应。相较之下，部分专精特新企业属于非高新技术企业，本身技术密度低、知识基础相对薄弱，创新活动多表现为工艺改进、流程优化或服务模式调整，整体呈现渐进式特征，其产业链供应链治理更多通过提升交付效率和控制成本来维系供应链合作关系，对外部技术溢出的吸收与转化能力受限，难以推动技术层面的深度协同，边际效应也相对有限。

本文根据CSMAR数据库将样本划分为高新技术企业与非高新技术企业两组，以考察专精特新中小企业产业链供应链治理对融通创新的促进效应是否存在差异。表10列(3)和列(4)结果显示，在高新技术企业中，回归系数在5%水平上显著为正；而在非高新技术企业中，该系数不显著。这表明，当企业为高新技术企业时，专精特新中小企业产业链供应链治理对其融通创新的推动作用更强。

表10 异质性分组回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	知识产权保护水平		是否高新技术企业	
	高 CO_INNOV	低 CO_INNOV	是 CO_INNOV	否 CO_INNOV
IS_CG	0.061*	0.049	0.059**	0.076
	(1.84)	(1.53)	(2.38)	(1.44)
Klr	0.007	0.003	0.006	0.003
	(1.46)	(0.58)	(1.36)	(0.46)
Age	−0.003	−0.002	−0.009	−0.009
	(−0.15)	(−0.11)	(−0.54)	(−0.18)
Roa	−0.074	−0.092	−0.049	−0.726***
	(−0.91)	(−0.82)	(−0.71)	(−3.50)
Mfee	0.076	−0.078	0.003	0.069
	(0.62)	(−0.57)	(0.03)	(0.30)
Top1	0.022	−0.007	0.006	−0.062
	(0.44)	(−0.19)	(0.18)	(−0.79)
TobinQ	0.012***	0.002	0.009***	0.000
	(2.60)	(0.65)	(2.66)	(0.00)
Invt	0.001	−0.002	−0.001	−0.000
	(0.45)	(−1.40)	(−0.33)	(−0.06)
Cr	−0.025	−0.017	−0.021	0.016
	(−0.70)	(−0.46)	(−0.76)	(0.19)
Board	0.048***	0.024	0.038***	0.040
	(2.70)	(1.33)	(2.70)	(0.99)
Indp	0.095	0.016	0.052	0.215*
	(1.41)	(0.31)	(1.15)	(1.94)
Property	0.024	0.017	0.017	−0.020
	(0.71)	(0.89)	(0.81)	(−0.99)
Constant	−0.068	0.063	0.003	−0.015
	(−0.78)	(0.84)	(0.04)	(−0.09)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	902	617	1 412	106
Adj R^2	0.070	0.042	0.047	0.180

(二)调节效应

本文基于市场层面与供应链层面进行调节效应检验。具体地，市场层面聚焦于企业的市场竞争地位，供应链层面聚焦于企业供应链数字化水平。

1.基于市场竞争地位的调节效应

中国财政杂志社

随着企业市场竞争地位的提升，企业在市场中通常具备更强的议价能力和话语权（邢立全和陈汉文，2013），在产业链中往往占据相对主导地位，此时其产业链供应链治理通常已实现高度标准化与高效协同，带来的知识流动增量、协作效率提升或融通创新成果转化空间也相对有限，进而削弱产业链供应链治理对其融通创新的正向影响。相反，市场竞争地位较低的企业则面临更大压力和更多限制，往往具备更强烈的意愿参与产业链供应链治理，通过加强治理可显著提升跨环节技术融合、数据共享与利益协调效率，从而激发更大的融通创新潜力。

为验证这一调节效应是否成立，本文参考胡珺等（2023）的研究，使用勒纳指数衡量企业在市场中的竞争地位，具体计算公式为（企业营业收入－营业成本－销售费用－管理费用）/企业营业收入，其数值越大则说明企业市场竞争地位越高。表11列（1）显示专精特新中小企业产业链供应链治理IS_CG的回归系数依旧显著为正，但交乘项（IS_CG×Ler）的回归系数在5%的水平上显著为负，表明较高的市场竞争地位会弱化专精特新中小企业产业链供应链治理对其融通创新的正向影响，呈现一定的替代效应。

2.基于供应链数字化的调节效应

在供应链层面，企业间协作存在成本，创新要素的流动存在壁垒，供应链数字化凭借互联互通、信息透明、智能高效等特点（黄宏斌等，2023），能保障产业链供应链各环节的信息实时共享和推动要素高效流动，进而降低融通创新的协作成本。随着专精特新中小企业供应链数字化水平的提升，企业可依托工业互联网、大数据等数字平台自主对接资源，实现跨企业数据实时共享与流程自动化，信息透明度和协同效率大幅提升，参与开放式创新传统依赖关系嵌入的治理机制功能被部分替代，最终其产业链供应链治理对融通创新的边际效应则相对弱化。相反，供应链数字化水平较低的专精特新中小企业则面临较高的协同成本，产业链供应链治理能够通过建立长期契约、信任机制与协调关系，有效降低协作成本，进而强化融通创新能力和意愿。

为验证这一调节效应是否成立，本文参考贾俊伟（2024）的做法，基于词典法对上市公司年报管理层讨论与分析（MD&A）部分进行文本分析，统计得到供应链数字化词典中的关键词出现的频数，使用供应链数字化相关词的总词频除以MD&A语段长度测量企业供应链数字化程度（Dsc）。为方便表述，将该测量结果乘以100，其测量数值越大，表示企业供应链数字化程度越高。表11列（2）显示专精特新中小企业产业链供应链治理IS_CG的回归系数依旧显著为正，但交乘项（IS_CG×Dsc）的系数在1%的水平上显著为负，表明较高的供应链数字化水平会削弱专精特新中小企业产业链供应链治理对其融通创新的正向影响，呈现出一定的替代效应，与预期相符。

表11　调节效应回归结果

	（1） CO_INNOV	（2） CO_INNOV
IS_CG	0.058**	0.051**
	（2.43）	（2.14）
Ler	0.073	
	（1.58）	
IS_CG×Ler	−0.208**	
	（−2.13）	
Dsc		0.019
		（0.86）
IS_CG×Dsc		−0.502***
		（−2.71）
Klr	0.003	0.006
	（0.65）	（1.40）
Age	−0.004	−0.004
	（−0.28）	（−0.29）
Roa	−0.194*	−0.080
	（−1.90）	（−1.18）
Mfee	0.049	−0.002
	（0.49）	（−0.02）
Top1	0.002	0.001
	（0.07）	（0.04）
TobinQ	0.008**	0.009***
	（2.28）	（2.73）
Invt	0.000	−0.000
	（0.24）	（−0.11）
Cr	−0.028	−0.028
	（−1.06）	（−1.04）
Board	0.037***	0.040***
	（2.75）	（2.96）
Indp	0.059	0.057
	（1.34）	（1.30）
Property	0.019	0.012
	（1.03）	（0.65）
Constant	−0.005	−0.008
	（−0.08）	（−0.13）
行业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
样本量	1 520	1 520
Adj R^2	0.053	0.056

中国财政杂志社

七、结论与启示

专精特新中小企业积极参与产业链供应链治理，有助于加强与上下游创新主体之间的要素融合与流通，从而有效服务其高质量发展目标。本文以2013~2022年中国专精特新“小巨人”上市公司为样本，构建了微观企业层面的产业链供应链治理综合评价指标，实证检验了产业链供应链治理对其融通创新的影响及其具体作用机制。研究结果表明：专精特新中小企业产业链供应链治理显著促进其融通创新，该结论在经过一系列稳健性检验后依然成立；机制检验发现，专精特新中小企业产业链供应链治理通过缓解融资约束和提升人力资本要素投入两条路径推动其融通创新；异质性分析发现，在高知识产权保护水平地区的企业以及高新技术企业中，产业链供应链治理对其融通创新的促进作用更为明显；调节效应检验发现，较高的市场竞争地位和供应链数字化水平会弱化产业链供应链治理对融通创新的正向影响，市场竞争地位、供应链数字化水平分别会对产业链供应链治理呈现出一定程度的替代关系。基于以上研究结论，本文提出如下政策建议：

第一，政府层面，应着力构建以强化产业链供应链治理为核心、多方协同的政策支持体系。其一，超越传统普惠性政策，致力于打造“治理友好型”制度环境，通过设立治理能力提升专项基金与认证体系，重点支持供应链数字化水平低、市场竞争地位较弱的中小企业，推动其从被动参与者向治理规则的有效响应者与协同共建者转变，并将治理认证作为企业获取政策资源的重要依据。其二，聚焦人力资本要素的集聚与培养，进一步深化和健全“人才友好型”政策体系，支持专精特新中小企业与高校、科研机构合作，搭建人才交流平台，开展定制化人才培养项目，提升整个产业链的人才素质和创新能力。其三，推广“链式”信用评价与联合授信机制，为中小企业提供更便捷的融资渠道，同时，引导相关金融机构开展应收账款融资、订单融资等业务，为中小企业融资提供便利。此外，还可通过供应链数字化协同项目、“补链强基”专项计划实施弱势企业精准扶持与融通创新伙伴匹配，最大化治理带来的创新红利。

第二，产业链供应链层面，应致力于构建“共生共赢”的协同治理新生态。其一，强化“链主”企业的生态主导与治理责任，加快建设行业级工业互联网平台，实现订单、库存、研发进度等创新资源的适度共享，助力上下游中小企业数字化建设，提升中小企业在链上的可见性与响应能力，为融通创新提供数据支撑。其二，建立公平的创新收益分配与知识产权保护机制，激励中小企业参与深度创新合作。同时，积极培育第三方治理服务机构，如供应链金融科技公司、产业互联网平台及知识产权与法律服务机构，通过数字平台自主对接资源，为中小企业提供融资、信息、风控与法律等专业服务，推动实现跨企业数据共享与流程自动化，降低协作成本、增强网络信任，全面提升产业链协同创新效率与竞争力。

第三，企业层面，专精特新中小企业应积极转变角色，从被动参与者升级为主动治理者。应着力构建“双元治理”能力：一方面通过定制化复合型人才培养、促进技术人才跨组织交流与合作等方式，持续推进内部数字化转型，夯实协同创新基础；另一方面，应当主动与上下游企业建立长期稳定合作关系，在研发协同、订单管理、质量追溯等关键环节实现信息化升级，提升与上下游企业的数据对接能力，增强在供应链治理中的适应性与整合能力，实现合作制度化与资源获取常态化。同时，企业应将融通创新纳入核心战略，主动向“链主”企业展现技术能力与合作意愿，提出联合研发与市场开拓方案，努力实现从“商业伙伴”到“创新伙伴”的角色跃升，深度融入产业链创新网络，最终实现高质量发展。

中国财政杂志社

主要参考文献：

[1] 毕晓方，翟淑萍，姜宝强. 政府补贴、财务冗余对高新技术企业双元创新的影响 [J]. 会计研究，2017，(1)：46-52.

[2] 曹景林，郭熠倩，苏淼淼. 链主主导的产业链治理能够提升新质生产力吗——以战略性新兴产业上市公司为例 [J]. 科技

进步与对策，2024，(22)：13-24.
[3] 陈劲，李振东，张月遥. 融通创新视角下央地联动共破“卡脖子”技术问题的理论框架与长效机制 [J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版)，2023，52(1)：141-152.
[4] 陈劲，阳镇. 融通创新视角下关键核心技术的突破：理论框架与实现路径 [J]. 社会科学，2021，(5)：58-69.
[5] 程军. 知识产权保护与中小企业创新——来自新三板市场的证据 [J]. 财务研究，2017，(4)：86-96.
[6] 崔维军，孙成，陈光. 距离产生美？政企关系对企业融通创新的影响 [J]. 科学学与科学技术管理，2021，42(6)：81-101.
[7] 董志勇，李成明. “专精特新”中小企业高质量发展态势与路径选择 [J]. 改革，2021，(10)：1-11.
[8] 杜亚光，何瑛. 精一赢家战略对企业融通创新的影响研究 [J]. 科研管理，2025，46(6)：63-72.
[9] 冯华，聂蕾，施雨玲. 供应链治理机制与供应链绩效之间的相互作用关系——基于信息共享的中介效应和信息技术水平的调节效应 [J]. 中国管理科学，2020，28(2)：104-114.
[10] 傅元略. 产业链供应链融合及其价值管理数智化研究 [J]. 财务研究，2021，(3)：3-10.
[11] 葛鹏飞，黄秀路. 数字化转型、创新知识与制造业企业融通创新 [J]. 软科学，2024，38(9)：8-15.
[12] 何瑛. 数字化变革推动中小企业高质量发展的理论逻辑与实践路径 [J]. 求索，2023，(6)：53-62.
[13] 华连连，张诗苑，王建国，等. 供应链治理：理论基础、研究综述及展望 [J]. 供应链管理，2021，(8)：5-19.
[14] 黄孚，胡丹丹，巫强. 行业竞争与企业协同创新——基于江阴 598 家制造业企业的微观实证 [J]. 江苏社会科学，2021，(6)：221-230.
[15] 黄宏斌，张玥杨，许晨辉. 供应链数字化能促进链上企业间的融通创新吗——基于智慧供应链政策的准自然实验 [J]. 当代财经，2023，(8)：134-145.
[16] 吉迎东，赵铭，赵文. 基于扎根理论的产业链“链主”企业生态主导力评价：一个量表开发 [J]. 科技进步与对策，2024，41(6)：86-96.
[17] 贾俊伟，武瑛，何年初，等. 供应链数字化与企业生产率：要素配置和供应链治理视角 [J]. 管理科学，2024，37(3)：88-105.
[18] 李维安，李勇建，石丹. 供应链治理理论研究：概念、内涵与规范性分析框架 [J]. 南开管理评论，2016，19(1)：4-15.
[19] 李先军. 数字经济驱动大中小企业融通发展：机制、模式与路径 [J]. 当代财经，2023，(4)：3-14.
[20] 李晓翔，张树含. 数字化转型如何影响企业融通创新？[J]. 经济管理，2023，(4)：41-63.
[21] 刘欣. 供应链弹性中介作用下链主企业生态主导力对供应链创新绩效的影响研究 [D]. 重庆交通大学，2024.
[22] 卢强，刘贝妮，宋华. 中小企业能力对供应链融资绩效的影响：基于信息的视角 [J]. 南开管理评论，2019，22(3)：122-136.
[23] 马忠，芦雅琳. “链主”企业如何带动链上企业全要素生产率提升 [J]. 广东财经大学学报，2024，39(3)：52-65.
[24] 齐平，宋威辉. “链主”企业对中国制造业产业链高质量发展的影响 [J]. 南方经济，2023，20(5)：84-106.
[25] 盛朝迅. 推进我国产业链现代化的思路与方略 [J]. 改革，2019，(10)：45-56.
[26] 王靖宇，刘长翠，张宏亮. 产学研合作与企业创新质量——内部吸收能力与外部行业特征的调节作用 [J]. 管理评论，2023，35(2)：147-155.
[27] 王雷，鹿存旭. 企业风险投资、数字化转型与融通创新 [J]. 财经论丛(浙江财经大学学报)，2025，(8)：62-72.
[28] 王丽君，刘强，徐生霞. 制造业价值链升级：基于专精特新企业的培育机制与实现路径 [J]. 中国软科学，2025，(3)：140-150.
[29] 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.
[30] 夏清华，朱清. “专精特新”企业突破式创新的组态分析与范式选择 [J]. 外国经济与管理，2023，45(10)：20-34.
[31] 解学梅，左蕾蕾. 企业协同创新网络特征与创新绩效：基于知识吸收能力的中介效应研究 [J]. 南开管理评论，2013，(3)：47-56.
[32] 邢立全，陈汉文. 产品市场竞争、竞争地位与审计收费——基于代理成本与经营风险的双重考量 [J]. 审计研究，2013，(3)：50-58.
[33] 杨玲，田志龙，李连翔. 促进大中小企业融通创新的政府赋能机制——基于宜昌市依托龙头企业的公共技术服务中心

中国财政杂志社

的案例研究[J]. 中国软科学, 2023, (4) : 86-97.
[34]杨震宁, 赵红. 中国企业的开放式创新 : 制度环境、“竞合”关系与创新绩效[J]. 管理世界, 2020, 36 (2) : 139-160.
[35]叶海景. 龙头企业知识溢出、治理效应与产业集群创新绩效[J]. 治理研究, 2021, 37 (2) : 110-117.
[36]叶振宇, 庄宗武. 产业链龙头企业与本地制造业企业成长 : 动力还是阻力[J]. 中国工业经济, 2022, (7) : 141-158.
[37]于明洋, 吕可夫, 阮永平. 供应链网络位置与企业竞争地位[J]. 系统工程理论与实践, 2022, 42 (7) : 1796-1810.
[38]于苏, 于小悦, 王竹泉. “链主”企业的供应链治理与链上企业全要素生产率[J]. 经济管理, 2023, 45 (4) : 22-40.
[39]曾经莲, 周菁. 智能制造促进了企业融通创新吗? [J]. 首都经济贸易大学学报, 2024, 26 (6) : 79-93.
[40]张涛, 徐婷. 融资约束、政治关联与中小企业R&D投资——来自中小板高新技术上市公司的经验证据[J]. 财务研究, 2018, (5) : 81-88.
[41]张伟斌, 刘可. 供应链金融发展能降低中小企业融资约束吗? ——基于中小上市公司的实证分析[J]. 经济科学, 2012, (3) : 108-118.
[42]赵晶, 刘玉洁, 付珂语, 等. 大型国企发挥产业链链长职能的路径与机制——基于特高压输电工程的案例研究[J]. 管理世界, 2022, 38 (5) : 221-240.
[43]赵晶, 孙泽君, 程栖云, 等. 中小企业如何依托“专精特新”发展实现产业链补链强链——基于数码大方的纵向案例研究[J]. 中国工业经济, 2023, (7) : 180-200.
[44]中国社会科学院工业经济研究所课题组. 产业链链长的理论内涵及其功能实现[J]. 中国工业经济, 2022, (7) : 5-14.
[45]周开国, 卢允之, 杨海生. 融资约束、创新能力与企业协同创新[J]. 经济研究, 2017, (7) : 94-108.
[46]Bonatto, F., Resende, L.M. Pontes, J. Supply chain governance : A conceptual model[J]. Journal of Business & Industrial Marketing, 2022, 37 (2) : 309-325.
[47]Clauss, T., Bouncken, R. B. Social power as an antecedence of governance in buyer-supplier alliances[J]. Industrial Marketing Management, 2019, 77 : 75-89.
[48]Dolci, P. C., Maçada, A. C. G., Paiva, E. L. Models for understanding the influence of supply chain governance on supply chain performance[J]. Supply Chain Management : An International Journal, 2017, 22 (5) : 424-441.
[49]Lumineau, F., Henderson, J. E. The influence of relational experience and contractual governance on the negotiation strategy in buyer-supplier disputes[J]. Journal of Operations Management, 2012, 30 (5) : 382-395.
[50]Okamuro, H., Kato, M., Honjo, Y. Determinants of R&D Cooperation in Japanese Start-Ups[J]. Research Policy, 2011, 40 (5) : 728-738.
[51]Preacher, K. J., Rucker, D. D., Hayes, A.F. Addressing moderated mediation hypotheses : Theory, methods, and prescriptions[J]. Multivariate Behavioral Research, 2007, 42, 185-227.
[52]Tomlinson, P.R. Co-Operative Ties and Innovation : Some New Evidence for UK Manufacturing[J]. Research Policy, 2010, 39 (6) : 762-775.
[53]Tse, Y. K., Zhang, M., Tan, K. H., et al. Managing quality risk in supply chain to drive firm’s performance : The roles of control mechanisms[J]. Journal of Business Research, 2019, 97 : 291-303.
[54]Um, K.H., Kim, S.M. The effects of supply chain collaboration on performance and transaction cost advantage : The moderation and nonlinear effects of governance mechanisms[J]. International Journal of Production Economics, 2019, 217 : 97-111.
[55]Um, K.H., Oh, J. Y. The interplay of governance mechanisms in supply chain collaboration and performance in buyer-supplier dyads : Substitutes or complements[J]. International Journal of Operations & Production Management, 2020, 40 (4) : 415-438.
[56]Yang, Y., Fang, Y., Wang, N., et al. Mitigating Information Asymmetry to Acquire Venture Capital Financing for Digital Startups in China : The role of Weak and Strong Signals[J]. Information Systems Journal, 2023, 33 (6) : 1312-1342.

中国财政杂志社

Governance of Industrial Chain and Supply Chain and Co-Innovation: Empirical Evidence Based on Specialized and Sophisticated SMEs

HE Ying, HU Xinyi, DAI Xiuxiu

Abstract: With the accelerated advancement of economic globalization and industrial upgrading, small and medium-sized enterprises (SMEs), especially Specialized and Sophisticated SMEs, are playing an increasingly important role in promoting industrial innovation and economic structural transformation. This paper takes the data of China's specialized and sophisticated "Small Giants" SMEs listed companies with specialties from 2013 to 2022 as samples, and uses the entropy method to construct a comprehensive index of governance of industrial chain and supply chain, and empirically tests the impact of governance of industrial chain and supply chain on co-innovation. The results show that governance of industrial chain and supply chain of Specialized and Sophisticated SMEs can effectively promote the improvement of co-innovation. Mechanism analysis indicates that governance of industrial chain and supply chain promotes co-innovation by alleviating financing constraints and increasing human capital investment. The heterogeneity analysis reveals, the promotion effect of governance of industrial chain and supply chain on co-innovation is more obvious in Specialized and Sophisticated SMEs that are in regions with high levels of intellectual property rights protection or in high-tech enterprises; the moderating effect test reveals that a higher market competitive position and supply chain digitization level weaken the positive impact of governance of industrial chain and supply chain on co-innovation, the market competitive position and the level of the supply chain digitalization will exhibit a certain degree of substitution relationship towards the governance of the industrial chain and supply chain, respectively. Our study enriches the research on governance of industrial chain and supply chain and the co-innovation of Specialized and Sophisticated SMEs, providing a reference for achieving high-quality development and promoting the formulation of policies related to co-innovation.

Key words: governance of industrial chain and supply chain; co-innovation; Specialized and Sophisticated SMEs; financing constraints; human capital

（责任编辑　周愈博）

中国科技论坛杂志社