

doi:10.20270/j.cnki.1674-117X.2026.2008

# 制造业转型升级对区域科技创新能力影响研究

刘丁蓉, 孙仕

(广东财经大学 公共管理学院, 广东 广州 510320)

**摘要:** 基于2006—2023年制造业A股上市公司数据与城市面板数据, 实证检验制造业转型升级对区域科技创新能力的影响效应及作用机制。研究发现: 制造业转型升级对区域科技创新能力产生促进作用, 且创新资源集聚、知识溢出效应均发挥中介作用, 呈现“制造业转型升级→创新资源集聚→知识溢出效应→区域科技创新能力”的链式中介结构; 另外, 市场需求与金融支持均发挥非线性调节作用。据此, 应在加大科技支出、调控市场需求与保持适度金融支持的基础上, 持续推进制造业转型升级, 以促进区域科技创新能力提升。

**关键词:** 制造业转型升级; 区域科技创新能力; 创新资源集聚; 知识溢出效应; 科创支持力度

**中图分类号:** F424; F124.3      **文献标志码:** A      **文章编号:** 1674-117X(2026)02-0061-11

## The Impact of the Transformation and Upgrading of Manufacturing Industry on Regional Scientific and Technological Innovation Capacity

LIU Dingrong, SUN Shi

(School of Public Administration, Guangdong University of Finance and Economics, Guangzhou 510320, China)

**Abstract:** Based on the data of A-share listed manufacturing companies and urban panel data from 2006 to 2023, this paper empirically examines the impact and mechanisms of manufacturing transformation and upgrading on regional scientific and technological innovation capacity. The research finds that the transformation and upgrading of the manufacturing industry promotes the regional scientific and technological innovation capacity, with both the agglomeration of innovation resources and the knowledge spillover effect serving as mediators. This presents a chain mediation structure from manufacturing transformation and upgrading to agglomeration of innovation resources, and then to regional innovation capacity through knowledge spillover effect. In addition, market demand and financial support exhibit non-linear moderating effects. Therefore, efforts should be made to continuously advance manufacturing transformation and upgrading, supported by increased investment in science and technology, well-regulated market demand and appropriate financial support, to enhance regional scientific and technological innovation capacity.

**Keywords:** transformation and upgrading of manufacturing industry; regional scientific and technological innovation capacity; innovation resource agglomeration; knowledge spillover effect; science and innovation support

**收稿日期:** 2025-10-10

**基金项目:** 教育部人文社会科学研究基金项目“数据要素驱动乡村产业高质量发展路径及差异化调控研究: 生产要素协同视角”(23YJC790078)

**作者简介:** 刘丁蓉, 女, 湖南益阳人, 广东财经大学副教授, 博士, 硕士生导师, 研究方向为政策创新和技术经济。

科学技术是第一生产力,创新是引领发展的第一动力。全球科技竞争加剧,科技创新能力已成为衡量综合实力的关键指标。改革开放以来,我国在科技创新领域取得了举世瞩目的显著成就。截至2024年底,我国研发经费投入强度达2.68%,研发人员总数连续多年位居世界第一。颠覆性科创成果不断涌现,5G通信、量子信息、航空航天等核心技术领域实现重大突破。然而,内陆地区与沿海地区在科创资金投入、创新成果产出等多方面均存在较大差距。企业作为科创主体,也存在科创动力不足、科创能力薄弱等问题。正因如此,增强自主创新能力,提升区域科技创新能力,已成为当前我国实现经济社会高质量发展的迫切任务之一。

制造业是我国经济命脉所系,是立国之本、强国之基<sup>[1]</sup>。近年来,我国制造业在“中国制造2025”等诸多制造强国战略的驱动下,逐步向智能化、绿色化与服务化转型升级。截至2024年底,我国制造业规模已实现连续15年全球第一,智能制造装备产业规模已达3.2万亿元。制造业转型升级可以优化产业结构、增强经济韧性,并显著提升社会就业质量与民生福祉。由此可见,制造业作为科创主战场,其转型升级产生的创新效应值得进一步挖掘,也为提升区域科技创新能力创造了新契机。那么,制造业转型升级对区域科技创新能力产生何种影响、有何种作用机制,对该问题的解答,有助于了解制造业转型升级的经济社会效应,进而为制造业转型升级及科创能力提升提供理论参考。

既有研究中,学者们探讨了制造业转型升级与区域科技创新能力提升的赋能要素。技术变革与制度创新<sup>[2]</sup>、数据要素<sup>[3]</sup>、新质生产力<sup>[4]</sup>、DeepSeek等生成式人工智能<sup>[5]</sup>等,均被认为有利于促进传统制造业的转型升级;而高等教育国际化产生的人力资本积累效应<sup>[6]</sup>、区域科技创新中心建设政策所产生的创新资金汇流和创新技术聚合<sup>[7]</sup>以及财政科技投入<sup>[8]</sup>等,则可推动科技创新能力提升。

在研究制造业转型升级与区域科技创新能力的影响关系时,学界普遍认为,提升区域科技创新能力可以促进制造业转型升级。然而,反向探讨制造业转型升级对区域科技创新能力将产生何

种影响、存在何种作用机制的文献较少。少量研究证实,第三产业的产业升级能有效促进国家和区域自主创新能力提升<sup>[9]</sup>;数字化与智能化制造转型可以显著提升制造业企业价值链升级<sup>[10]</sup>,并促进企业技术创新能力提升<sup>[11]</sup>;制造业智能转型有利于增强企业的融资能力、组织韧性和风险承担能力,从而推动制造业企业的创新质量提升<sup>[12]</sup>。但反向探讨制造业转型升级将产生何种经济社会效益的文献仍相对较少,制造业转型升级能否真正反向促进区域科技创新能力提升,仍需进一步深入研究。故而,本文将进一步剖析制造业转型升级对区域科技创新能力产生的影响效应及作用机制,从而加深对两者关系的认知,为探索区域科技创新能力提升路径提供理论参考,也为差异化的制造业转型升级和区域科技创新能力提升提供依据。

## 一、理论分析与研究假设

### (一) 制造业转型升级与区域科技创新能力

Romer<sup>[13]</sup>的内生增长理论认为,技术进步与知识积累是驱动经济增长的内生动力,其发生机制深嵌于产业技术变革与创新网络演化之中。于制造业而言,其转型升级有利于重塑区域创新网络、强化协同创新能力、提升自主创新能力,进而推动区域科技创新能力跃升。第一,当行业龙头企业率先引入新兴技术时,会借助供应链协同效应产生的紧密联结<sup>[14]</sup>、示范带动作用引发的企业技术模仿效应<sup>[15]</sup>、市场竞争压力引导的倒逼作用<sup>[16]</sup>,推动新兴技术向产业链上下游中小企业扩散,通过涟漪效应形成区域创新网络<sup>[17]</sup>。第二,制造业向高附加值领域转型,其本质是产业价值链重构的过程。由于高附加值领域对先进技术、高端生产要素的需求对周边创新要素具有虹吸效应,可通过地理邻近性促进企业交流与共享,缓解信息不对称现象,并借助产业配套与人才协同来降低交易成本,促进区域协同创新能力提升<sup>[18]</sup>。第三,制造业向研发设计、品牌运营的转变,意味着其在产业分工体系中的价值链升级<sup>[19]</sup>。企业为突破技术瓶颈、获取竞争优势,同样会积极构建全球创新网络,将外部技术、知识等要素与自身创新资源融合,通过内化改造与创新,有效提升区域自主创新能力。基于上述理论逻辑,本文提出假

设 1。

假设 1: 制造业转型升级可以促进区域科技创新能力提升。

## (二) 创新资源集聚与知识溢出效应的中介作用

制造业转型升级促进创新资源集聚。制造业转型升级通过提升技术复杂度和产业附加值, 加速产业链与创新链的深度融合, 构建技术、资本与人才的协同生态, 通过集聚效应有效引导创新人才、资本和技术的流入<sup>[19]</sup>。具体而言, 在制造业向智能化、绿色化转型过程中, 为突破传统生产模式, 对技术研发、工艺改进和数字化管理的需求将激增, 从而倒逼地方政府、市场主体加大创新资源投入, 促使创新资源向具备技术突破潜力的区域集中。同时, 产业链分工会催生专业化配套需求, 推动制造业从单点突破转向链式创新, 形成技术共享、数据互通的紧密协作网络, 吸引更多创新主体加入创新生态系统。此外, 制造业转型升级过程中, 技术突破会吸引风险资本涌入, 资本投入又反哺技术研发, 在税收优惠、人才引进等相关政策的加持下, 持续吸引创新要素, 巩固集聚优势。

创新资源集聚强化知识溢出效应。知识溢出理论强调, 空间距离、市场结构、技术关联度、制度环境等均是影响知识溢出效率的重要因素。创新资源在地理空间上的集聚通过缩短知识传播物理距离、增强主体间互动频率、降低信息不对称成本, 显著放大知识的溢出与辐射效应<sup>[20]</sup>。企业、高校、科研机构因产业链关联和空间邻近性形成“创新共同体”, 使专利技术、生产工艺、市场信息等通过人员流动、产学研合作或竞争模仿等方式在特定区域迅速扩散<sup>[21]</sup>。同时, 公共服务平台通过整合数据资源与技术服务, 也显著降低了企业的知识获取成本。而开放包容的区域文化则以多元价值理念, 促进跨学科、跨行业知识交融, 进一步激发隐性知识溢出。此外, 企业间管理经验共享、商业模式创新, 将推动知识流动从技术层面向组织管理、市场运营等维度延伸, 持续扩大知识溢出的广度与深度。

知识溢出效应推动区域科技创新能力提升。知识的非排他性、累积性与可传播性决定了其天然的扩散倾向, 当其实现跨主体、跨行业的溢出效

应后, 便能增强产业创新链韧性, 推动区域科技创新能力提升<sup>[22]</sup>。首先, 当知识溢出效应在区域内持续积累时, 制造业企业可通过低成本吸收外部技术而实现渐进式变革, 甚至催生颠覆性技术创新。其次, 知识扩散的正外部性也会通过技术共享、经验溢出等方式, 显著降低中小企业研发成本与试错风险, 助力其聚焦细分领域的技术攻坚, 加速培育高附加值“专精特新”制造业企业群。最终, 知识溢出通过提升区域技术转化率、扩大高技术产业规模、增强技术标准话语权等途径, 显著强化区域科技创新能力。基于上述理论逻辑, 本文提出假设 2。

假设 2: 制造业转型升级通过创新资源集聚放大知识溢出效应, 实现区域科技创新能力提升。

## (三) 市场需求与金融支持的调节作用

市场需求。需求是经济活动的起点。制造业转型之际, 市场需求通过扩张产生的规模效应、技术扩散效应显著提升区域创新能力<sup>[23]</sup>。尤其当制造业向高技术领域转型时, 新兴技术产品的市场需求将激增, 倒逼企业加大研发投入以满足多样化需求, 吸引产业链上下游协同创新。此时, 市场需求在制造业转型升级与区域科技创新能力之间发挥正向调节作用。然而, 当市场需求趋于饱和或出现结构性失衡时, 其调节作用可能转为负向效应。具体而言, 过度依赖短期需求的制造业企业易陷入技术路径锁定困境, 其技术创新的利润空间被压缩、研发投入边际收益递减, 易导致其技术创新动力缺失。同时, 市场需求过大也会催生无序竞争, 挤压中小型企业利润, 抑制其创新投入<sup>[24]</sup>。此外, 消费级产品过剩与工业级产品需求缺口并存的结构需求错配, 也会扭曲资源流动方向, 导致资源错配与创新效率下降, 形成创新挤出效应, 削弱区域科技竞争力。

金融支持。资金是驱动产业转型的核心要素。制造业转型初期, 银行信贷、风险投资等多源资金的注入, 可降低制造业企业的技术试错风险, 加速其技术成果产业化, 促进区域科技创新能力提升。此时, 金融支持在制造业转型升级与区域科技创新能力之间发挥正向调节作用。但随着金融支持规模的扩大, 其调节作用可能出现边际递减效应甚至转为抑制效应。一方面, 过度金融化会增大资源的脱实向虚风险, 部分制造业企业受

短期套利驱动,融资资金易偏离研发主业,转向股票、理财等金融资产配置领域;另一方面,地方保护主义下的僵尸企业贷款等低效金融支持会扭曲市场资源配置效率,挤占优质创新企业的融资空间,抑制其创新能力成长。而且,当金融体系忽视制造业长周期研发项目而过度偏好短期回报项目时,也可能导致区域创新生态失衡,阻碍区域科技创新能力提升。基于以上理论逻辑,本文提出假设3与假设4。

假设3:市场需求在制造业转型升级影响区域科技创新能力进程中发挥非线性调节作用。

假设4:金融支持在制造业转型升级影响区域科技创新能力进程中发挥非线性调节作用。

## 二、研究设计与方法

### (一) 变量测度

#### 1. 被解释变量

区域科技创新能力( $STI$ )为被解释变量。参考孙文明等<sup>[8]</sup>的方法,采用城市每万人专利授权数(加1取自然对数)进行衡量。专利是创新产出的直接成果,可较好地反映区域科技创新能力。同时,将绿色发明专利授权数(加1取自然对数)作为区域科技创新能力的替代变量用于后续稳健性检验。

#### 2. 解释变量

制造业转型升级( $MTU$ )为核心解释变量。参考陈春明等<sup>[25]</sup>的方法,从产出、劳动力和技术三个维度测算制造业转型升级水平。其中,产出水平( $MTU_1$ )采用制造业中高技术产业营业收入占总体制造业营业收入的比例进行衡量;劳动力水平( $MTU_2$ )采用制造业中高技术产业从业员工数占总体制造业从业员工数的比例进行衡量;技术水平( $MTU_3$ )采用制造业中高技术产业研发投入额占总体制造业研发投入额的比例进行衡量。本文采用制造业A股上市公司数据测算制造业转型升级水平,其有两点优势:第一,上市公司在内部治理、创新投入等方面更具主动性,其业务模式、技术水平能反映该领域整体发展状况和趋势,在技术研发等方面的强度更大,更具产业转型代表性;第二,上市公司数据作为微观数据,可较好地弥补宏观数据颗粒度不足的缺陷,避免研究层面过于宽泛。

测算制造业转型升级水平的具体步骤如下:第一,根据《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2017),从A股上市公司筛选出制造业企业,并根据其所属城市进行分类,获取初始样本城市353个;第二,根据《高技术产业(制造业)分类(2017)》,将属于高技术产业六大类的A股上市公司进行标记;第三,根据指标、城市与年份,将高技术产业与总体制造业的主营业务收入、从业员工数、研发投入总额进行分类汇总,最后按衡量方法测算出产出水平、劳动力水平与技术水平的指标数据,并按相等权重求和,得到制造业转型升级指数。

### 3. 中介变量

创新资源集聚( $IRA$ )与知识溢出效应( $KSE$ )均为中介变量。第一,参考傅利平等<sup>[26]</sup>的方法,从人才、机构、资本与数字创新四个层面构建创新资源集聚评估指标体系(见表1),并通过主成分分析法(PCA)提取综合得分作为新变量。相关数据来源于《中国城市统计年鉴》。各指标的相关性检验结果显示, $KMO$ 值为0.819,Bartlett球形度检验显著性P值小于0.01,表明创新资源集聚各指标适用于主成分分析。因子分析结果显示,提取的前2个主成分累积方差贡献率达到78.76%,表明前2个主成分( $IRA_1$ 与 $IRA_2$ )能较好地解释原始变量信息。因此,为增加检验结果的可信度,本文分别使用 $IRA_1$ 与 $IRA_2$ 作为创新资源集聚的变量数据开展链式中介效应检验。第二,采用上市公司及子公司合营联营公司专利被引用次数衡量知识溢出效应,并通过上市公司所在城市进行分类汇总并加1取自然对数,整理得到城市面板数据。专利被引用次数是衡量知识扩散的经典指标,反映创新成果的外部性。相关数据来源于CSMAR专利被引用数据库。

表1 创新资源集聚的测度指标

变量	维度	指标含义
创新人才集聚	创新人才	全市普通高等学校在校学生/人
	集聚	全市第三产业科学研究和技术服务业就业人员/人
创新机构集聚	创新机构	全市普通高等学校/所
	集聚	全市规模以上工业企业/个
创新资本集聚	创新资本	全市R&D内部经费支出/万元
	集聚	全市科学技术支出/万元
数字创新资源集聚	数字创新	全市互联网宽带接入用户/万户
	资源集聚	全市信息传输计算机服务和软件业就业人员/人

#### 4. 调节变量

市场需求 ( $MD$ ) 与金融支持 ( $FS$ ) 均为调节变量。第一, 市场需求采用社会消费品零售总额 (万元) 的自然对数进行衡量。社会消费品零售总额是衡量区域消费能力的核心指标, 反映消费市场与技术成果的活跃程度。第二, 金融支持采用年末金融机构人民币各项贷款余额 (万元) 的自然对数进行衡量。贷款余额代表区域内金融机构对企业等经济主体的信贷支持规模, 直接反映制造业升级所需技术研发的资金投入状况。另外, 本文对市场需求与金融支持的变量数据进行去中心化处理, 以避免自变量与调节变量交乘项加入回归模型后带来的多重共线性问题。

#### 5. 控制变量

参考已有研究, 本文从经济社会发展角度选择控制变量, 具体为经济发展水平 ( $pgdp$ )、科创支持力度 ( $pste$ )、对外开放程度 ( $pfdi$ )、产业结构水平 ( $rsti$ ) 及教育发展水平 ( $pefe$ ), 分别采用人均 GDP 的自然对数、科技支出占财政支出的比例、外商直接投资额占 GDP 的比例、第二产业产值与第三产业产值的比值、教育支出占一般公共预算支出的比例进行表征。

#### (二) 模型设定

为验证前文中所提出的研究假设, 本文构建如下检验模型:

第一, 基准回归模型。

$$STI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MTU_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

第二, 中介效应模型。

$$IRA_{it} = \beta_0 + \beta_1 MTU_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

$$KSE_{it} = \chi_0 + \chi_1 IRA_{it} + \chi_2 MTU_{it} + \chi_3 Controls_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

$$STI_{it} = \delta_0 + \delta_1 KSE_{it} + \delta_2 IRA_{it} + \delta_3 MTU_{it} + \delta_4 Controls_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

第三, 调节效应模型。

$$STI_{it} = \kappa_0 + \kappa_1 (Mo_{it} \times MTU_{it}) + \kappa_2 (Mo_{it}^2 \times MTU_{it}) + \kappa_3 (Mo_{it}^3 \times MTU_{it}) + \kappa_4 Mo_{it} + \kappa_5 Mo_{it}^2 + \kappa_6 Mo_{it}^3 + \kappa_7 MTU_{it} + \kappa_8 Controls_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

以上各式中:  $STI_{it}$  表示第  $i$  个城市第  $t$  年的科技创新能力;  $MTU_{it}$  表示第  $i$  个城市第  $t$  年的制造业转型升级水平;  $Controls_{it}$  表示控制变量;  $IRA_{it}$  与  $KSE_{it}$  为中介变量, 即创新资源集聚与知识溢出效

应;  $Mo_{it}$  表示调节变量, 即市场需求与金融支持;  $Mo_{it} \times MTU_{it}$  表示调节变量与制造业转型升级的交乘项;  $\mu_i$  与  $v_t$  分别表示城市固定效应与年份固定效应;  $\varepsilon_{it}$  表示随机误差项。

#### (三) 数据来源

解释变量的原始指标数据采集于 CCER 经济金融数据库中 2006—2023 年 A 股上市公司财务数据、员工结构数据。经过城市分类与数据筛选, 剔除缺失值较多的样本后, 得到有效城市样本 224 个。被解释变量、各控制变量的原始指标数据均来源于《中国城市统计年鉴》、中国研究数据服务平台 (CNRDS) 及 EPS 数据库。另外, 各变量的  $VIF$  值均未超过 2, 且  $VIF$  平均值为 1.38, 表明各变量不存在严重的多重共线性问题, 满足回归模型对变量的要求。各变量的描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 变量描述性统计结果

变量	样本量	最大值	最小值	均值	标准差
$STI$	4032	6.258	0.051	1.868	1.186
$MTU$	4032	2.667	0.000	0.189	0.304
$MTU_1$	4032	1.000	0.000	0.176	0.300
$MTU_2$	4032	1.000	0.000	0.200	0.354
$MTU_3$	4032	1.000	0.000	0.190	0.317
$IRA_1$	4032	14.006	-1.391	0.000	1.000
$IRA_2$	4032	5.468	-3.471	0.000	1.000
$KSE$	4032	11.043	0.000	2.791	2.525
$MD$	4032	19.051	11.959	15.628	1.088
$FS$	4032	20.640	13.188	16.507	1.312
$pgdp$	4032	13.056	8.296	10.687	0.729
$pste$	4032	0.937	0.001	0.035	0.031
$pfdi$	4032	0.209	0.000	0.020	0.020
$rsti$	4032	7.633	0.187	1.244	0.611
$pefe$	4032	2.531	0.036	0.445	0.260

### 三、实证结果分析

#### (一) 基准回归结果

表 3 所示为基准回归结果。列 (1) 中未加入控制变量与双固定效应。列 (2) 中仅加入控制变量, 制造业转型升级的回归系数显著为正。列 (3) 中加入控制变量与双固定效应后, 制造业转型升级的回归系数显著为正, 且稳健标准误减小, 可证实制造业转型升级显著驱动区域科技创新能力提升。控制变量中的经济发展水平、科创支持力度、

对外开放程度均对区域科技创新能力产生正向作用,该结果符合预期。产业结构水平、教育发展水平对区域科技创新能力产生抑制效应,反映出当前产业发展存在过度依赖传统产业、教育与产业需求脱节等问题,从而阻碍科技创新。同理,

列(4)~(6)中同时加入控制变量与双固定效应后,制造业转型升级产出水平、劳动力水平与技术水平的回归系数均通过显著性检验,呈现技术水平 > 产出水平 > 劳动力水平的差序格局。基于上述分析结果,假设1得到验证。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>STI</i>					
<i>MTU</i>	0.765***(0.066)	0.135***(0.035)	0.155***(0.029)			
<i>MTU</i> <sub>1</sub>				0.145***(0.025)		
<i>MTU</i> <sub>2</sub>					0.079**(0.035)	
<i>MTU</i> <sub>3</sub>						0.201***(0.025)
<i>pgdp</i>		1.126***(0.034)	1.044***(0.040)	1.045***(0.040)	1.043***(0.040)	1.041***(0.039)
<i>pste</i>		5.421***(1.524)	2.661**(1.037)	2.677**(1.042)	2.705**(1.055)	2.598**(1.016)
<i>pfdi</i>		1.935***(0.673)	1.798***(0.504)	1.791***(0.504)	1.886***(0.507)	1.789***(0.500)
<i>rsti</i>		-0.353***(0.018)	-0.246***(0.018)	-0.247***(0.018)	-0.249***(0.018)	-0.244***(0.018)
<i>pefe</i>		-0.402***(0.067)	-0.434***(0.064)	-0.436***(0.064)	-0.434***(0.064)	-0.438***(0.063)
City FE	否	否	是	是	是	是
Year FE	否	否	是	是	是	是
常数项	1.724***(0.020)	-9.799***(0.353)	-8.944***(0.413)	-8.953***(0.415)	-8.925***(0.417)	-8.925***(0.407)
样本量	4 032	4 032	4 032	4 032	4 032	4 032
adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.038	0.752	0.853	0.853	0.853	0.855

注:括号内为标准误,\*\*\*、\*\*分别表示在1%、5%的水平上显著,下同。

## (二) 内生性与稳健性检验

### 1. 反向因果问题处理

区域科技创新能力较强的地区,其科研基础更强、科研人才更多且创新氛围更活跃,可能会反向推动制造业转型升级。为避免反向因果关系的影响,本文采用制造业转型升级  $t-1$  期滞后项作为工具变量,开展进一步检验。首先,制造业转型升级  $t-1$  期会因路径依赖而与当期的制造业转型升级存在天然关联性,符合工具变量相关性要求。其次,当期的区域科技创新能力不可能影响上一期的制造业转型升级,符合工具变量外生性要求。表4中列(1)的检验结果显示,工具变量的回归系数显著为正,同时该阶段  $F$  统计量大于10,表明不存在弱工具变量问题;列(2)中工具变量对制造业转型升级预测值的回归系数显著为正,该阶段识别不足  $LM$  统计量通过显著性检验,表明模型设定合理、工具变量符合外生性要求。以上结果说明,阻断反向因果后,制造业转型升级对区域科技创新能力产生赋能效应。

### 2. 替换被解释变量

按前文设定,将绿色发明专利授权数( $GIP$ )作为区域科技创新能力的替代变量进行稳健性检验。绿色发明专利作为整体专利授权的子集,其聚焦于低碳环保领域的创新,反映政策导向下的创新方向与区域可持续发展的科技能力。表4中列(3)的检验结果显示,制造业转型升级的回归系数显著为正,与基准结论基本一致。

### 3. 替换解释变量

参考刘国亮等<sup>[27]</sup>的方法,采用DEA-Malmquist指数法测度制造业企业全要素生产率( $TFP$ ),并作为解释变量的替代变量进行稳健性检验。表4中列(4)的检验结果显示,替换解释变量后,回归结果依然与基准回归结果一致,证明了基准回归结果的稳健性。

### 4. 调整样本时期

2010年国务院颁布《关于加快培育和发展战略性新兴产业的决定》,标志着以战略性新兴产业为核心的产业升级政策正式启动。将数据周期

更改为 2010—2023 年, 可覆盖政策实施周期。表 4 中列 (5) 的检验结果显示, 制造业转型升级的回归系数在 1% 的水平上显著提升, 进一步增强了基准回归结果的可靠性。

5. 排除政策干扰

2015 年出台的“中国制造 2025”政策, 是中国为推动产业转型升级、增强科技创新能力、实现经济高质量发展而实施的一项重要战略部署; 2010 年《关于进一步推进创新型城市试点工作的

指导意见》中指出, 要加快推进自主创新, 充分发挥城市在推进自主创新中的核心引领作用。本文以 2016—2020 年“中国制造 2025”试点城市公布时间、国家创新型城市试点公布时间为基准, 设置两个虚拟变量 ( $CM\_policy$ 、 $IC\_policy$ ), 加入回归模型进行检验, 相关检验结果如表 4 中列 (6) 所示。由检验结果可知, 排除两项政策的影响后, 仍可证实制造业转型升级对区域科技创新能力产生赋能效应。

表 4 内生性与稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	IV-2SLS		替换被解释变量	替换解释变量	调整样本时期	排除政策干扰
	$MTU$	$STI$	$GIP$	$STI$	$STI$	$STI$
$MTU$		0.046*** (0.012)	0.139** (0.063)		0.174*** (0.031)	0.147*** (0.027)
$MTU(t-1)$	0.108*** (0.020)					
$TFP$				0.002*** (0.000)		
$CM\_policy$						0.343*** (0.040)
$IC\_policy$						0.431*** (0.034)
控制变量	是	是	是	是	是	是
City FE	是	是	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.498** (0.204)	-8.883*** (0.353)	-12.108*** (0.782)	-7.601*** (0.363)	-9.041*** (0.469)	-7.504*** (0.338)
弱工具变量 $F$ 统计量	28.870***	28.868***				
识别不足 $LM$ 统计量	29.110***	29.109***				
样本量	2556	2556	4032	4032	3136	4032
adj. $R^2$	0.173	0.852	0.727	0.870	0.841	0.869

(三) 作用机制检验

1. 链式中介效应

链式中介效应检验结果如表 5 所示。其中, 列 (1) 中制造业转型升级的回归系数显著为正;

列 (2) 中创新资源集聚第一个主成分的回归系数也显著为正, 说明创新资源集聚第一个主成分在该路径中发挥中介作用; 列 (3) 中控制了制造业转型升级、创新资源集聚第一个主成分后, 知识

表 5 链式中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$MTU \rightarrow IRA_1$	$IRA_1 \rightarrow KSE$	$KSE \rightarrow STI$	$MTU \rightarrow IRA_2$	$IRA_2 \rightarrow KSE$	$KSE \rightarrow STI$
	$IRA_1$	$KSE$	$STI$	$IRA_2$	$KSE$	$STI$
$MTU$	0.112*** (0.027)	0.871*** (0.109)	0.049** (0.024)	0.176*** (0.042)	0.831*** (0.106)	0.055** (0.024)
$IRA_1$		0.377*** (0.040)	0.184*** (0.015)			
$IRA_2$					0.464*** (0.033)	0.070*** (0.012)
$KSE$			0.094*** (0.004)			0.096*** (0.005)
控制变量	是	是	是	是	是	是
City FE	是	是	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是	是	是
常数项	-3.363*** (0.524)	-15.508*** (1.135)	-6.757*** (0.310)	-7.214*** (0.650)	-13.430*** (1.282)	-6.831*** (0.356)
样本量	4 032	4 032	4 032	4 032	4 032	4 032
adj. $R^2$	0.638	0.631	0.880	0.407	0.643	0.874

溢出效应的回归系数显著为正。以上结果初步证实,  $MTU \rightarrow IRA_1 \rightarrow KSE \rightarrow STI$  该链式中介效应存在。采用 Bootstrap 法重复抽样 1000 次后的检验结果显示, 各路径的回归系数均在 5% 及以上水平上显著, 三种中介效应 95% 置信区间均包含了中介效应值。中介路径  $MTU \rightarrow IRA_1 \rightarrow STI$  的中介效应值为 0.021, 即  $0.112 \times 0.184 \approx 0.021$ ; 中介路径  $MTU \rightarrow KSE \rightarrow STI$  的中介效应值为 0.082, 即  $0.871 \times 0.094 \approx 0.082$ ; 中介路径  $MTU \rightarrow IRA_1 \rightarrow KSE \rightarrow STI$  的中介效应值为 0.004, 即  $0.112 \times 0.377 \times 0.094 \approx 0.004$ ; 因此, 总中介效应值为 0.107, 即  $0.021+0.082+0.004=0.107$ 。由于直接效应路径  $MTU \rightarrow STI$  的效应值为 0.049, 求得总中介效应占总效应的比例为 68.4%。按上述方法, 结合列(4)~(6)的检验结果, 同样可证实  $MTU \rightarrow IRA_2 \rightarrow KSE \rightarrow STI$  该链式中介效应存在, 其总中介效应占比为 64.4%。于此, 假设 2 得以验证。

2. 非线性调节效应

调节效应检验结果如表 6 所示。其中, 列(1)中仅加入制造业转型升级与市场需求的交乘项; 列(2)中继续加入制造业转型升级与市场需求二次项的交乘项, 此时可证明市场需求发挥正向调

节作用; 列(3)中继续加入制造业转型升级与市场需求三次项的交乘项, 其回归系数显著为负, 表明市场需求产生显著的非线性调节作用。因此, 假设 3 得以验证。根据列(3)的检验结果, 调节效应函数可表示为  $f(MD)=0.252 \times MD+0.074 \times MD^2-0.055 \times MD^3$ , 通过调节效应为 0 的临界点函数  $f(MD)=0$ , 求得 MD 三个 z-score 临界点分别为 -1.568、0 和 2.905, 使用市场需求(MD)均值和标准差(实际取值=均值+z值×标准差)转换得到实际取值为 13.921、15.628 和 18.789。如图 1a 所示, 市场需求的非线性调节作用分为四个阶段, 即  $MD < 13.922$  时为正向调节作用;  $13.922 \leq MD < 15.628$  时为负向调节作用;  $15.628 \leq MD < 18.789$  时为正向调节作用;  $MD \geq 18.789$  时为负向调节作用。结合样本城市 2023 年市场需求数据可知, 75% 的城市处于 [15.628, 18.789) 的正向调节阶段, 23.21% 的城市仍处于 [13.922, 15.628) 的负向调节阶段。

同理, 表 6 列(4)~(6)的检验结果也表明, 金融支持产生显著的非线性调节作用。因此, 假设 4 得以验证。根据列(6)的检验结果, 调节效应函数可表示为  $f(FS)=0.092 \times FS+0.053 \times FS^2-$

表 6 调节效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>STI</i>					
<i>MTU</i>	0.132***(0.024)	0.096***(0.027)	0.078***(0.028)	0.107***(0.023)	0.127***(0.025)	0.076***(0.026)
<i>MTU</i> × <i>MD</i>	0.263***(0.027)	0.117***(0.028)	0.252***(0.040)			
<i>MD</i>	0.189***(0.013)	0.213***(0.013)	0.202***(0.016)			
<i>MTU</i> × <i>MD</i> <sup>2</sup>		0.025(0.018)	0.074***(0.022)			
<i>MD</i> <sup>2</sup>		0.064***(0.006)	0.068***(0.007)			
<i>MTU</i> × <i>MD</i> <sup>3</sup>			-0.055***(0.012)			
<i>MD</i> <sup>3</sup>			0.003(0.004)			
<i>MTU</i> × <i>FS</i>				0.172***(0.021)	0.044*(0.024)	0.092***(0.032)
<i>FS</i>				0.269***(0.011)	0.255***(0.011)	0.289***(0.015)
<i>MTU</i> × <i>FS</i> <sup>2</sup>					-0.026**(0.012)	0.053***(0.016)
<i>FS</i> <sup>2</sup>					0.063***(0.004)	0.065***(0.004)
<i>MTU</i> × <i>FS</i> <sup>3</sup>						-0.020***(0.007)
<i>FS</i> <sup>3</sup>						-0.010***(0.002)
控制变量	是	是	是	是	是	是
City FE	是	是	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是	是	是
常数项	-6.820***(0.274)	-6.462***(0.269)	-6.453***(0.268)	-5.803***(0.265)	-5.725***(0.256)	-5.669***(0.255)
样本量	4 032	4 032	4 032	4 032	4 032	4 032
adj. <i>R</i> <sup>2</sup>	0.871	0.877	0.877	0.883	0.891	0.892

注: \* 表示在 10% 的水平上显著。

0.020 × FS<sup>3</sup>, 求得 FS 三个 z-score 临界点分别为 -1.194、0 和 3.773, 使用金融支持 (FS) 实际均值和标准差转换得到实际取值为 14.941、16.507 和 21.456。如图 1b 所示, 金融支持的非线性调节作用同样分为四个阶段, 即 FS < 14.941 时为正向调节作用; 14.941 ≤ FS < 16.507 时为负向调节作用; 16.507 ≤ FS < 21.456 时为正向调节作用; FS ≥ 21.456 时为负向调节作用。由于 21.456 已超过本文 FS 的实际最大值, 因此第四阶段的负向调节尚不存在。结合样本城市 2023 年数据可知, 80.8% 的城市处于 [16.507, 21.456) 的正向调节阶段, 18.75% 的城市仍处于 [14.941, 16.507) 的负向调节阶段。

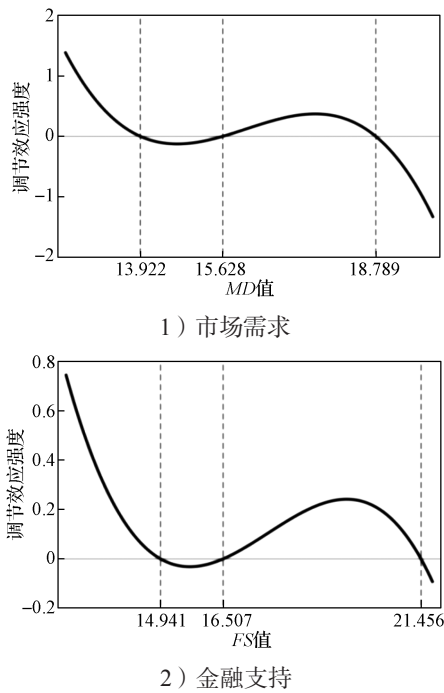


图 1 市场需求与金融支持的非线性调节效应

#### (四) 异质性讨论

##### 1. 区位异质性

按《中国海洋统计年鉴》对沿海地区与沿海城市的定义, 将样本城市划分为沿海城市、内陆城市两个组别, 进行区位异质性检验。表 7 中列 (1)~(2) 的检验结果显示, 相比于内陆城市, 制造业转型升级对区域科技创新能力的赋能效应在沿海城市中表现更突出。具体而言, 沿海城市作为对外开放的前沿阵地, 其依托港口枢纽与对外贸易通道, 在制度创新、政策供给与营商环境优化方面具有先行先试优势, 更易构建开放型经济新体制, 促进创新要素的跨境流动。

##### 2. 时间异质性

2014 年 5 月习近平总书记首次提出“新常态”概念, 表明我国开始进入追求“质”的发展阶段。因此, 基于样本数据周期, 本文将其分为规模扩张期 (2006—2013) 与质量变革期 (2014—2023) 两个组别, 进行时间异质性检验。表 7 中列 (3)~(4) 的检验结果显示, 在规模扩张期, 制造业转型升级发挥显著正向影响, 表明制造业规模扩张会通过规模效应初步带动区域科技创新能力提升, 这可能与该期间 4 万亿元投资驱动的产能扩张策略相关, 但此时政策工具以税收优惠为主, 创新生态系统尚未成熟; 进入质量变革期, 制造业转型升级回归系数有所提升, 反映经济发展新常态、供给侧结构性改革背景下, “中国制造 2025”等政策推动智能制造升级, 促使产业创新, 产生了创新协同效应。

##### 3. 主体异质性

本文以 2023 年各城市教育支出占财政支出比

表 7 异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	沿海城市	内陆城市	规模扩张期	质量变革期	人力资本高水平	人力资本低水平
	STI					
MTU	0.255***(0.074)	0.061**(0.028)	0.137***(0.041)	0.162***(0.035)	0.075***(0.029)	0.102**(0.047)
控制变量	是	是	是	是	是	是
City FE	是	是	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是	是	是
常数项	-4.435***(0.709)	-8.934***(0.427)	-9.341***(0.408)	-8.883***(0.579)	-3.588***(0.412)	-7.355***(0.695)
样本量	864	3168	1792	2240	1869	2163
adj. R <sup>2</sup>	0.849	0.864	0.818	0.836	0.844	0.865

例的中位数为标准,将城市样本分为人力资本高水平城市与低水平城市两个类别,进行主体异质性检验(相关指标数据来源于《中国城市统计年鉴》)。表7中列(5)~(6)的检验结果显示,人力资本低水平城市的制造业转型升级回归系数反而高于人力资本高水平城市。这与传统认知相悖,但符合技术追赶效应的描述,即人力资本低水平城市或地区通过承接产业转移、扩大技术引进范围等方式快速提升科技创新能力,而人力资本高水平地区已进入自主研发阶段,颠覆性技术的创新成本升高,转型升级的边际收益递减。

#### 四、结论与建议

本文基于2006—2023年制造业A股上市公司数据及城市面板数据,考察了制造业转型升级影响区域科技创新能力的具体效应及其作用机制。得到如下结论:第一,制造业转型升级对区域科技创新能力产生显著促进作用。其中,技术水平维度的促进作用最强,呈现技术水平>产出水平>劳动力水平的差序格局。第二,制造业转型升级、创新资源集聚、知识溢出效应、区域科技创新能力提升总体表现为“制造业转型升级→创新资源集聚→知识溢出效应→区域科技创新能力”的链式中介路径;市场需求、金融支持在制造业转型升级影响区域科技创新能力过程中均发挥“正→负→正→负”的非线性调节作用。第三,制造业转型升级对区域科技创新能力的赋能效应在沿海城市、人力资本低水平城市表现更突出,在2014年经济发展进入新常态后的质量变革期更为显著。

结合以上研究结论,本文提出以下对策建议:

第一,通过设立专项技术改造基金,支持企业引进先进工艺与智能装备,引导和鼓励制造业向智能制造、绿色制造转型升级。鼓励龙头企业牵头组建技术创新联盟,推动人才、资本及技术等创新资源向重点区域集聚。同时,完善产学研深度融合机制,促进创新资源集聚过程中知识在企业、高校与科研机构间的流动与转化,通过知识溢出效应,推动区域形成技术突破、成果转化再到产业升级的良性循环,实现区域科技创新能力提升。

第二,对沿海城市,应发挥其区位与开放优势,推动先进制造业与全球创新网络对接,建设国际

科技创新合作平台。对人力资本薄弱城市,应加大教育与培训投入,实施制造业人才引育计划,通过校企合作定向培养技术技能人才。同时,引导东部技术成果向中西部转移转化,借助制造业升级弥补人力资本短板,激发其科技创新后发优势,缩小区域创新差距,实现协同共进。

第三,在市场需求处于正向调节阶段的城市,鼓励企业扩大创新投入,抢占市场先机;接近调节效应阈值时,引导其优化产品结构,避免过度竞争。对金融支持,应防范初期过度融资导致的资源错配,推动金融资源从粗放信贷转向股权投资、科技保险等多元模式。建立金融支持强度预警机制,确保其持续处于正向区间。

#### 参考文献:

- [1] 中共工业和信息化部党组. 坚决扛牢实现新型工业化这个关键任务[J]. 求是, 2024(1): 54-60.
- [2] 刘新争, 曹宇彤. 新技术范式下制造业转型升级的理论逻辑、现实困境与制度变革[J]. 经济纵横, 2023(11): 71-79.
- [3] 吴海军, 郭琏. 数据要素赋能制造业转型升级[J]. 宏观经济管理, 2023(2): 35-41, 49.
- [4] 徐政, 张姣玉. 新质生产力促进制造业转型升级: 价值旨向、逻辑机理与重要举措[J]. 湖南师范大学社会科学学报, 2024, 53(2): 104-113.
- [5] 宋丹, 徐政, 郑霖豪. DeepSeek 驱动制造业转型升级: 内在机理与路径选择[J]. 新疆社会科学, 2025(3): 34-43.
- [6] 李小红, 蒋雄琼, 周光礼, 等. 高等教育国际化对中国科技创新的影响研究: 基于2008—2018年的面板数据分析[J]. 清华大学教育研究, 2025, 46(2): 95-108.
- [7] 蒋瑜洁, 郝鑫. 区域科技创新中心建设政策对区域科技创新能力的影响: 基于省级面板数据的实证分析[J]. 改革, 2025(3): 142-158.
- [8] 孙文明, 刘琪, 陈旭. 财政科技投入提升科技创新能力的机制分析[J]. 经济问题探索, 2023(6): 177-190.
- [9] FU T H, SHAO P B. Research on the Influence of Industrial Upgrading on Independent Innovation Ability in China: Based on Inter-Provincial Panel Data[J]. Open Journal of Business and Management, 2019, 7(4): 1962-1982.
- [10] LI T. Does Smart Transformation in Manufacturing Promote Enterprise Value Chain Upgrades?[J]. Finance Research Letters, 2024, 69: 106124.
- [11] ZANG J X, TERUKI N, ONG S Y Y, et al. Does the Digital Transformation of Manufacturing Improve the

- Technological Innovation Capabilities of Enterprises? Empirical Evidence from China[J]. *Sustainability*, 2025, 17(5): 2175.
- [12] LIU X Y, ZHENG Q H, DENG Y, et al. How Intelligent Transformation Empowers Innovation Quality Improvement in Manufacturing Enterprises: A Resource Orchestration Perspective[J]. *Systems*, 2025, 13(2): 116.
- [13] ROMER P M. Increasing Returns and Long-Run Growth[J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(5): 1002-1037.
- [14] TIAN H Q, SHI T. Corporate Digital Transformation and Supply Chain Synergy Effects[J]. *Finance Research Letters*, 2024, 62: 105247.
- [15] 尹新悦, 谢富纪. 中国后发企业技术赶超中技术模仿强度对企业绩效的影响: 创新能力的中介作用 [J]. *软科学*, 2020, 34(1): 31-37.
- [16] YOUNAS M Z, REHMAN F U. Competitive Pressure and Firm-Level Innovation: The Perspective of a Developing Economy[J]. *Journal of Applied Economics and Business Studies*, 2020, 4(3): 35-54.
- [17] IVANOV D, DOLGUIA, SOKOLOV B. The Impact of Digital Technology and Industry 4.0 on the Ripple Effect and Supply Chain Risk Analytics[J]. *International Journal of Production Research*, 2019, 57(3): 829-846.
- [18] LI Y, SUN F, LI M Y. Innovative Talent Agglomeration, Spatial Spillover Effects and Regional Innovation Performance: Analyzing the Threshold Effect of Government Support[J]. *PLOS One*, 2024, 19(10): e0311672.
- [19] 李少林, 代洋洋, 朱家奇. 产业承接、创新要素流动与企业新质生产力: 来自国家级承接产业转移示范区的证据 [J]. *山西财经大学学报*, 2025, 47(5): 68-82.
- [20] 张玉梅, 吴先明, 高厚宾. 资源“集聚”与“辐射”视角下国际创新中心的成长机制研究: 以粤港澳大湾区为例 [J]. *中国工业经济*, 2022(11): 97-115.
- [21] WANG W J, LU S. University-Industry Innovation Community Dynamics and Knowledge Transfer: Evidence from China[J]. *Technovation*, 2021, 106: 102305.
- [22] 侯光文, 田丹. 知识溢出能否提升高技术产业创新链韧性 [J]. *科技进步与对策*, 2025, 42(22): 103-114.
- [23] DAWID H, PELLEGRINO G, VIVARELLI M. The Role of Demand in Fostering Product vs Process Innovation: A Model and an Empirical Test[J]. *Journal of Evolutionary Economics*, 2021, 31: 1553-1572.
- [24] CUI W J, CHEN G, FU Y. Competition Order and Innovation Behaviors of Enterprise in China[J]. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, 2020, 11: 3869356.
- [25] 陈春明, 李朝阳, 陈佳馨. 数字经济、技术进步与制造业转型升级 [J]. *经济问题*, 2024(4): 29-36.
- [26] 傅利平, 张思泽, 黄旭. 创新资源集聚、区域协同创新与京津冀高质量发展 [J]. *科学学与科学技术管理*, 2024, 45(2): 35-50.
- [27] 刘国亮, 付凡, 杨蕙馨. 数字技术如何驱动制造业升级?: 基于 WIOD 跨国数据的经验证据 [J]. *山东大学学报 (哲学社会科学版)*, 2024(6): 129-141.

责任编辑: 徐海燕