

技术要素市场化与企业全要素生产率

——基于国家技术转移中心设立的视角

刘晨¹, 吕可夫²

(1. 上海立信会计金融学院 会计学院, 上海 201600; 2. 中国农业大学 经济管理学院, 北京 100083)

摘 要: 技术要素市场化既是完善市场经济体制的重要内容,也是实现高水平科技自立自强、加快构建新发展格局的重要手段。本文以国家技术转移中心设立作为技术要素市场化的冲击场景,考察技术要素市场化对企业全要素生产率的影响。研究发现,技术要素市场化能够显著提升企业全要素生产率。机制检验发现,上述效应主要通过推动技术溢出、激励企业创新、深化专业化分工得以实现。异质性分析发现,对于获得政府补助较多、隶属高科技行业、所在行业竞争程度较高以及所在地区产品市场发育程度较高的企业,技术要素市场化对企业全要素生产率的促进作用更加明显。本文的研究结论具有重要的理论和实践意义,不仅为技术要素市场化的微观经济效应提供新的见解,也为政府部门推动企业生产效率提升提供经验证据。

关键词: 技术要素市场化; 技术转移; 全要素生产率; 企业专利

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2026)07-0082-18

一、引 言

在以创新驱动发展的时代背景下,技术要素作为核心生产要素,其市场化程度是决定一国经济增长潜力的关键(Acemoglu, 2002)。然而,与资本、劳动力等成熟要素市场相比,技术要素市场长期面临着供给方与需求方信息不对称、交易成本高昂以及产权保护不完善等结构性障碍,导致大量科技成果难以向现实生产力转化(安涌洁等, 2023)。如何有效破除技术要素流动的壁垒,构建一个高效、规范的技术要素市场,已成为推动中国经济从高速增长转向高质量发展的核心议题。

为探索技术要素市场发展的有效路径,我国自2013年起先后在北京、苏州、青岛等12个城市系统性部署国家技术转移中心。国家技术转移中心整合了企业、科研机构、金融机构与政府等多方创新主体,为其提供了从技术评估、中试孵化到商业对接的全链条式服务,是推动技术

收稿日期: 2025-08-15

基金项目: 北京市自然科学基金青年项目(9264029); 中国博士后科学基金面上资助项目(2024M763597); 上海立信会计金融学院“高地大”青年骨干教师创新团队建设项目(CXTD2024009)

作者简介: 刘晨(1995—),女,上海立信会计金融学院会计学院讲师;

吕可夫(1994—),男,中国农业大学经济管理学院讲师(通信作者,lvkefu@163.com)。

要素从研发到商业化的重要组织载体。同时,它构建了一个集知识产权保护、投融资对接和专业人才培育于一体的综合性服务平台(郭曼,2017),成为信息交汇和信任建立的关键节点,为广泛的技术交流合作创造必要的环境和机制,能够有效缓解技术供需双方的信息不对称、降低交易成本,精准破解制约技术要素市场化发展的结构性障碍。2022年,科技部将“建设一批国家技术转移区域中心”列为重点任务,旨在打造“枢纽型”技术交易市场,使其成为促进技术要素自由流动和高效配置的关键力量。因此,国家技术转移中心的设立,不仅是推动技术要素市场化的重要举措,也为深入探究技术要素市场化的经济效应打开了关键窗口。

关于技术要素市场化的经济效应研究,已有文献多从中观产业层面分析技术要素市场化对区域创新(叶祥松和刘敬,2018;韦钦文和孙宁华,2025)、产业升级(张汝飞等,2016;俞立平等,2021)等的影响。近期部分文献将研究视角下沉至微观企业,但多聚焦于创新产出(刘灿雷等,2024;郑曼妮等,2024),对于技术要素市场化如何影响企业全要素生产率的探讨略显不足。从理论上讲,技术要素市场化可能通过技术溢出、创新激励和分工深化三个渠道对企业全要素生产率产生积极影响。其一,在技术溢出渠道上,技术要素市场化通过构建高效的技术交易市场,使企业能够便捷地引用、吸收和再利用外部的先进技术(刘灿雷等,2024),从而显著提升其生产效率(吴虹仪和殷德生,2021)。其二,在创新激励渠道上,技术要素市场化为创新成果提供了清晰的价值实现路径和退出机制,对企业创新活动产生激励效应(郑曼妮等,2024;Han等,2025),并通过内部应用和持续迭代,转化为自身的生产优势。其三,在分工深化渠道上,技术要素市场化能够拓展企业间的协作边界,使企业依据自身的技术禀赋与认知优势,选择性地嵌入价值链的特定环节,而将非核心或已成熟的技术模块通过市场进行采购或外包,优化其资源配置(韦钦文和孙宁华,2025),实现全要素生产率的提升。

结合上述理论分析,本文基于国家技术转移中心设立这一准自然实验,探讨技术要素市场化如何影响企业全要素生产率及其中的传导机制。实证结果显示,技术要素市场化显著促进了企业全要素生产率的提高,该结论在经过多种稳健性检验后仍然成立。机制检验发现,技术要素市场化对企业全要素生产率的提升作用主要通过技术溢出、创新激励、分工深化三个渠道得以实现。异质性分析结果表明,对于获得政府补助较多、隶属高科技行业、所在行业竞争程度较高以及所在地区产品市场发育程度较高的企业,技术要素市场化对其全要素生产率的促进作用表现得更为突出。

与前人的研究相比,本文的贡献体现在三个方面。第一,从微观企业层面为技术要素市场化的经济效应研究做出补充。现有文献多集中于区域创新(叶祥松和刘敬,2018)、产业升级(俞立平等,2021)等中观产业层面,在微观企业层面,已有研究主要关注技术要素市场化对企业创新行为的影响,缺乏基于企业生产效率的可靠证据。技术要素市场化承载了将技术成果向现实生产力转化的重要功能,而企业全要素生产率反映了企业的整体生产效率,是技术要素市场化微观经济效应的重要表征,本文从企业全要素生产率角度对上述文献做出补充。第二,关于要素市场发展与企业生产率的文献,已有研究主要关注数据要素市场发展对企业生产率的影响(戴魁早等,2023;吴武清等,2024),对技术要素市场化配置的作用及其影响路径关注不足。技术要素作为企业重要的生产要素,对企业生产率的影响更为直接。对此,本文以国家技术转移中心的设立作为外生冲击,从技术溢出、创新激励和分工深化等方面剖析技术要素市场发展促进企业全要素生产率提升的实现机制。第三,本文从资源获取、创新禀赋、创新需求以及制度建设等多视角对技术要素市场化与企业全要素生产率的关系展开异质性分析,证实技术要素市场化并非“一刀切”的政策工具,其微观经济效果依赖于企业自身条件和外部制度环境的协同支撑,为政府部门深化技术要素市场改革、推动企业高质量发展提供政策启示。

二、制度背景、文献回顾与假设推演

(一)制度背景

推动技术要素市场化是中国深化科技体制改革、实施创新驱动发展战略的核心任务。为加速科技成果向现实生产力转化,1985年《关于科学技术体制改革的决定》正式出台,首次明确提出“开拓技术市场”;2012年,中共中央、国务院发布的《关于深化科技体制改革加快国家创新体系建设的意见》为技术要素市场建设提供重要指引;2013年,科技部发布《技术市场“十二五”发展规划》,提出构建“2+N”国家技术转移体系,开启技术要素市场的网络化布局;2017年,科技部印发的《“十三五”技术市场发展专项规划》将技术市场明确定位为重要的生产要素市场,并赋予其统筹配置创新资源、健全市场导向机制的核心使命,将技术要素市场化改革提升至国家战略高度。自技术要素市场化改革推行以来,我国积极探索建立集信息共享、服务集成、资源对接于一体的综合性技术要素服务平台,逐步搭建了以国家技术转移中心为枢纽的技术要素市场政策体系,在促进技术要素高效流动、优化创新资源配置、赋能经济高质量发展等方面发挥了关键作用。

作为推动技术要素市场化配置的关键载体和核心抓手,国家技术转移中心通过整合企业、科研机构与高校、金融机构、政府机构、专业化人才等多方资源,承担着优化创新资源配置、加速科技成果商业化和产业化的核心职能。自2013年科技部正式启动国家技术转移体系建设后,国家多部委相继出台一系列政策,以支持并推进国家技术转移中心建设工作。^①截至2023年12月,科技部已在12个城市批复建设国家技术转移中心^②。随着国家技术转移中心建设的不断深化与落实,我国技术交易规模持续扩大。公开数据显示,全国技术合同成交额从2012年的0.64万亿元持续增长至2023年的6.15万亿元,技术合同项数从2012年的28.2万项增长至2023年的94.6万项。此外,本文统计了在国家技术转移中心设立的前后3年内,中心所在省份的技术市场成交额增长率变化情况(见图1)。结果发现,在国家技术转移中心设立的下一年,中心所在省份的技术市场成交额增长率平均达到56.97%。可以说,国家技术转移中心的设立将当地技术市场活跃度提升到了一个新的高度。由此可见,国家技术转移中心的设立对促进技术要素高效流动、优化创新资源配置发挥了关键作用,这也为本文分析技术要素市场化的微观成效提供了良好的准自然实验场景。

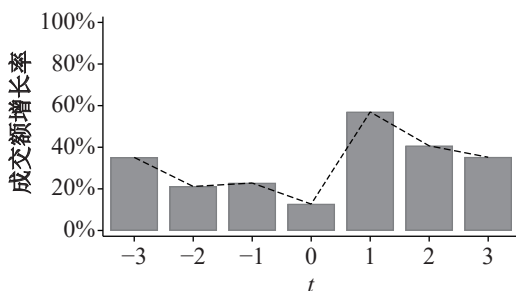


图1 国家技术转移中心设立前后的技术市场成交额增长率变化图

①2017年科技部印发的《“十三五”技术市场发展专项规划》提出建成国家技术转移区域中心11家,推动技术要素市场化配置,促进科技成果资本化和产业化。2018年科技部制定印发《关于技术市场发展的若干意见》,对技术要素市场发展、健全技术转移机制、促进科技成果产业化进行全面部署。2020年中共中央、国务院联合发布的《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》强调要健全科技成果产权激励机制、完善技术交易服务体系。

②具体包括国家技术转移集聚区(北京,2013年9月)、国家技术转移苏南中心(苏州,2014年2月)、国家技术转移海洋中心(青岛,2014年10月)、国家技术转移南方中心(深圳,2014年11月)、国家技术转移东部中心(上海,2015年4月)、国家技术转移东北中心(长春,2015年9月)、国家技术转移海峡中心(福州,2016年3月)、国家技术转移中部中心(武汉,2016年5月)、国家技术转移西北中心(西安,2016年5月)、国家技术转移郑州中心(郑州,2016年11月)、国家技术转移西南中心(成都,2016年12月)、国家技术转移海南中心(海口,2023年3月)。

(二)文献回顾

本文的研究议题主要与两支文献密切相关。第一支文献聚焦于技术要素市场化的经济效益。现有研究在此主题下已积累了较为丰富的成果,其分析层次与视角呈现出清晰的演进脉络。在产业层面,学者们普遍采用区域技术合同成交额等指标来度量技术市场发展水平,系统考察了其对产学研深度融合(邵汉华等,2022)、区域创新效率(叶祥松和刘敬,2018;韦钦文和孙宁华,2025)、产业创新与结构升级(张汝飞等,2016;俞立平等,2021;于荣光和王宏伟,2025)以及制造业生产率增长(戴魁早等,2023)的影响,揭示了技术要素流动在中观层面的作用效果。随着研究深入,视角逐步下沉至微观企业。部分文献开始关注专利流动、技术转让等具体市场活动对企业创新行为的影响。研究发现,通过获取外部专利,企业的创新表现能得到有效提升(高超和刘灿雷,2022;刘灿雷等,2024),但其对企业全要素生产率(TFP)的促进作用存在技术门槛,会随着企业技术能力接近前沿而衰减(吴虹仪和殷德生,2021),这暗示了技术要素市场化效果的异质性。值得注意的是,最近的研究开始利用外生的政策冲击来识别因果效应。例如,借助知识产权交易所成立(Han等,2025)、国家技术转移中心设立(郑曼妮等,2024)等准自然实验,学者们发现技术要素市场化能显著驱动企业高质量创新。这为本文的识别策略提供了直接参考,但现有微观研究多聚焦于创新产出,对技术要素市场化如何影响企业综合效率核心——全要素生产率的相关探讨仍显不足。

第二支文献广泛探讨了要素市场发展与企业生产率之间的关系。这支文献的演进体现了研究焦点随经济形态变化而转移的特点。早期研究深刻揭示了传统要素(如资本、劳动力)市场扭曲导致的要素价格扭曲,是制约企业乃至产业生产率提升的关键制度障碍(Hsieh和Peter,2009;罗德明等,2012)。近年来,随着数字经济崛起,学术关注点迅速向新兴要素市场延伸,其中数据要素成为研究热点。大量研究表明,公共数据开放(吴武清等,2024)与数据要素市场化(徐晔等,2025)能够通过优化资源配置、赋能生产决策等途径,有效提升企业生产效率。相关研究充分肯定了要素市场化配置对生产率的基础性作用(戴魁早等,2023;郭家堂,2025)。然而,在高度关注数据要素的同时,对于作为传统关键生产要素且在当前创新驱动发展中地位空前凸显的技术要素,其市场化配置如何直接影响企业全要素生产率,尚未得到与数据要素同等细致和系统的实证检验,这构成了一个重要的研究间隙。

由文献梳理可知,第一,关于技术要素市场化的经济效应研究,既有文献大多聚焦中观产业层面,相对忽视了技术要素市场化对企业全要素生产率的微观影响。第二,在要素市场发展与企业生产率的相关研究中,近期学者多围绕数据要素市场发展对企业生产率的影响这一主题,忽略了技术要素市场化配置在提升企业全要素生产率中的关键作用。对此,本文基于国家技术转移中心的设立这一准自然实验开展实证研究,深入分析技术要素市场化对企业全要素生产率的影响及作用机制。

(三)假设推演

基于内生增长理论,技术是经济增长的内生动力,是持续提高全要素生产率的关键机制(Jones,2022)。技术要素市场化能够加快技术要素流动,为企业提升全要素生产率注入核心动能。本文认为,技术要素市场化对企业全要素生产率的积极影响,可能通过以下渠道得以实现。

第一,技术溢出效应。技术要素市场化通过构建制度信任、明晰产权并优化信息匹配,引导企业探索基于外部市场获取所需的技术资源(韦钦文和孙宁华,2025)。首先,技术要素市场化为技术交易提供便利。企业可通过技术交易引进新技术以改进落后的生产方式,提升自身生产效率(戴魁早等,2023);其次,技术要素市场化有助于加强企业技术人员、高校研究员以及企业家的互动和交流,促进异质性知识的交换与碰撞,实现技术成果的溢出(Audretsch和Feldman,

1996; Bergh等, 2011)。例如, 产学研合作可帮助企业更敏锐地感知行业前沿, 有效探索新技术与新知识(Azagra-Caro等, 2017; 龙小宁等, 2023)。最后, 技术要素市场化提高了新知识的商业价值和需求, 促进科技人才在不同创新主体间的迁移(左京华, 1993)。这些科技人才所携带的隐性知识和先进技术也随之迁移, 从而加快技术在企业间的扩散。技术溢出所催生的知识融合效应, 能够增强企业知识沉淀与应用水平, 帮助企业持续改进生产技术与管理模式, 驱动企业全要素生产率提升(郭伟等, 2023)。

第二, 创新激励效应。技术要素市场化会影响企业创新投入和创新产出。从创新投入角度, 技术要素市场化有助于增强技术交易的信息透明度, 帮助企业技术成果更准确地匹配市场需求并实现商业价值, 为企业创造丰厚的经济利益, 从而激发企业增加创新投入的热情(张汝飞等, 2016)。与此同时, 由于创新活动具有投入大、周期长、不确定性高等特点(Messinis和Ahmed, 2013), 企业开展创新有赖于稳定且充足的资金支持。技术要素市场化能够有效引导各级政府设立更具针对性的研发补助与税收优惠, 并激励金融机构开发知识产权质押融资、科技保险等专项金融产品^①, 有助于缓解企业融资约束, 为其增加创新投入提供关键支撑。从创新产出角度, 技术要素市场化有助于实现技术供给方和需求方的高效匹配, 企业可根据市场需求开展技术创新, 能够有效避免研发活动与市场脱节所导致的资源浪费。此外, 技术要素市场化能够促进先进技术在企业中的运用和推广, 让企业可以通过公开的基础性技术商品为起点进行二次开发, 显著提升其创新效率, 催生出更高质量的技术成果(Tietze和Herstatt, 2010; 戴魁早, 2018)。优越的技术创新能力可以降低企业对资本和劳动要素的依赖, 降低生产成本(韩贤, 2025), 同时优化企业生产流程, 帮助企业持续迭代其产品与服务, 从而驱动企业全要素生产率的提升。

第三, 分工深化效应。一方面, 根据劳动分工理论, 市场规模的扩大是分工深化的前提条件。技术要素市场化为技术知识创造了广阔的市场空间, 提高技术市场的活跃度, 从而催生了专业化的分工生产网络(Lamoreaux和Sokoloff, 1996)。有赖于技术要素市场, 企业间的协作边界从传统的产品制造, 拓展至涵盖知识创造、技术研发到成果应用的全链条, 使企业能够依据自身的技术禀赋与认知优势, 选择性地嵌入价值链的特定环节, 实现“专而精”的战略定位与资源优化配置(韦钦文和孙宁华, 2025)。另一方面, 根据交易成本理论, 企业边界在于对外部市场交易成本与内部组织管理成本之间的权衡(Coase, 1937)。技术要素市场化推动了技术交易流程标准化、技术价值评估专业化和知识产权保护机制完善化的制度建设, 能够缓解技术交易摩擦(Han等, 2025), 从而降低企业获取外部技术的搜索、谈判和监督成本。当外部交易成本低于内部组织成本时, 企业便更愿意将非核心环节剥离并委托给市场中的专业机构, 从而将内部资源聚焦于构建与巩固自身最具竞争优势的核心业务, 实现分工深化。专业化分工使企业更专注于自身技术和资源的比较优势, 这有利于提高企业在产业链关键环节的地位, 进而推动企业全要素生产率的增长(张倩肖和段义学, 2023)。

据此, 本文提出如下假设。

H1: 技术要素市场化能显著提升企业全要素生产率。

^①科技部印发的《技术市场“十二五”发展规划》要求对通过技术交易市场和技术转移机构科技成果转移转化给予财政补贴。《“十三五”技术市场发展专项规划》提出统筹利用中央财政资金设立的技术创新引导专项基金, 通过技术交易后补助、引导基金、风险补偿等方式引导企业创新, 促进技术成果资本化和产业化, 并鼓励地方设立配套专项基金, 引导社会资本参与技术转移和成果转化。《“十四五”技术要素市场专项规划》支持金融机构设立专业化科技金融分支机构, 丰富投贷联动等融资服务模式, 加大对成果转化和创新创业人才的金融支持力度。地方政府积极响应上述政策要求, 为企业技术交易提供财政补助。例如, 成都市支持企业向高校研发团队或者个人购买技术成果, 按技术合同交易额的3%给予企业补贴, 单个技术合同补贴金额最高50万元, 每个企业单一年度补贴金额不超过200万元。武汉市对于向高校院所、医疗卫生机构、新型研发机构购买科技成果的企业, 按照上年度技术合同交易额的8%给予奖励, 每家企业每年最高可获得100万元。

三、研究设计

(一)样本与数据

本文的初始样本为2010—2023年中国A股上市公司。采取如下方式处理样本:(1)剔除证券、保险等金融业样本;(2)剔除ST公司;(3)剔除研究变量数据缺失的样本。最后,获得年度观测值40 758个。此外,本文对连续型变量进行上下1%的Winsorize处理。文中使用的企业专利数据来自CNRDS数据库,企业财务数据来自CSMAR数据库。

(二)模型设定与变量定义

为检验假设H1,本文构建以下模型:

$$TFP = \beta_0 + \beta_1 DT + \sum_{i=2}^{13} \beta_i Controls + \sum Firm + \sum Year + \varepsilon \quad (1)$$

其中, TFP 为被解释变量,指企业全要素生产率。参考黄勃等(2022)、Zhao等(2025)的做法,采用由OLS法和LP法计算得到的企业全要素生产率指标; DT 为解释变量,代表技术要素市场化,参考郑曼妮等(2024)的做法,根据企业所在省份是否设立国家技术转移中心进行度量; $Controls$ 为控制变量,参考Shive和Forster(2020)、黄勃等(2022)以及胡珺等(2023)的做法,引入公司规模、资产负债率、上市年限等一系列控制变量,变量的具体定义见表1。难以观测且不随时间变化的个体异质性可能导致本文研究存在遗漏变量问题,为了缓解该问题,全文采用的估计模型均为公司和年份双向固定效应模型。此外,本文在公司层面进行了聚类调整。

表1 变量定义表

变量名称	变量符号	变量计算
企业全要素生产率	TFP_OLS	采用OLS方法估计得到
	TFP_LP	采用LP方法估计得到
技术要素市场化	DT	若企业所在省份当年7月份之前设立国家技术转移中心,则企业当年及之后年份均取1,否则取0;若企业所在省份当年7月份及之后设立国家技术转移中心,则企业下一年及之后年份均取1,否则取0
公司规模	$Size$	$\ln(\text{总资产})$
资产负债率	Lev	总负债/总资产
上市年限	Age	$\ln(\text{公司上市年限}+1)$
总资产收益率	Roa	净利润/总资产
成长性	$Growth$	$(\text{当年营业收入}-\text{上一年营业收入})/\text{上一年营业收入}$
无形资产比率	$Intangible$	无形资产净额/总资产
董事会规模	$Board$	$\ln(\text{董事人数}+1)$
独董比例	$Indep$	独立董事人数/董事人数
经营活动产生的净现金流	Ocf	经营活动产生的现金流量净额/总资产
大股东持股比例	$Top1$	第一大股东持股数量/公司总股数
两职分离	$Dual$	若董事长和总经理不是同一人则取1,否则取0
产权性质	Soe	为国有企业则取1,否则取0

四、实证结果

(一)描述性统计

表2为描述性统计结果。结果显示, TFP_OLS 的均值为10.596,中位数为10.468; TFP_LP 的均值为8.328,中位数为8.232,表明基于OLS和LP法估算得到的全要素生产率数据无明显偏态,且数据分布与黄勃等(2022)^①、Zhao等(2025)^②的研究较为接近。 DT 的均值为0.481,表明约

①黄勃等(2022)样本的 TFP_LP 均值为9.067。

②Zhao等(2025)样本的 TFP_OLS 均值为10.0031。

48.1%的样本企业所在省份设立国家技术转移中心。控制变量数据分布在合理区间内,与Shive和Forster(2020)、黄勃等(2022)的研究较为接近。

表 2 描述性统计

变量	N	Mean	Std	Min	P25	Median	P75	Max
<i>TFP_OLS</i>	40 758	10.596	1.273	7.890	9.717	10.468	11.355	14.078
<i>TFP_LP</i>	40 758	8.328	1.070	6.010	7.595	8.232	8.965	11.193
<i>DT</i>	40 758	0.481	0.500	0	0	0	1	1
<i>Size</i>	40 758	22.105	1.303	19.643	21.171	21.916	22.839	26.168
<i>Lev</i>	40 758	0.423	0.214	0.051	0.250	0.411	0.579	0.960
<i>Age</i>	40 758	2.012	0.955	0.000	1.386	2.197	2.833	3.332
<i>Roa</i>	40 758	0.042	0.070	-0.263	0.014	0.041	0.076	0.234
<i>Growth</i>	40 758	0.173	0.436	-0.593	-0.031	0.107	0.272	2.823
<i>Intangible</i>	40 758	0.046	0.051	0.000	0.016	0.033	0.056	0.322
<i>Board</i>	40 758	2.236	0.175	1.792	2.079	2.303	2.303	2.708
<i>Indep</i>	40 758	0.376	0.053	0.333	0.333	0.364	0.429	0.571
<i>Ocf</i>	40 758	0.046	0.071	-0.170	0.007	0.045	0.087	0.247
<i>Top1</i>	40 758	0.343	0.147	0.088	0.228	0.321	0.442	0.743
<i>Dual</i>	40 758	0.295	0.456	0	0	0	1	1
<i>Soe</i>	40 758	0.329	0.470	0	0	0	1	1

(二)政策先验

为了验证国家技术转移中心设立是推动技术要素市场化的有效政策,本文采用专利流动性对此进行检验。专利流动性可直观反映企业参与技术市场交易的活跃度,是共性技术实现开发与扩散、技术市场逐步成熟的微观体现。本文采用企业转让专利数(*Transfer*)和受让专利数(*Obtain*)来衡量专利流动性。其中,*Transfer*等于企业当年转让的专利数量加1取自然对数,*Obtain*等于企业当年受让的专利数量加1取自然对数。表3报告了政策效果检验的结果。结果显示,*DT*与*Transfer*、*Obtain*均在5%水平上显著正相关,表明国家技术转移中心的设立有助于促进企业专利转让和受让,提高企业参与技术市场交易的积极性。上述结果为本文采用国家技术转移中心设立这一政策冲击来度量技术要素市场化的合理性提供了事实佐证。

表 3 技术要素市场化政策先验:专利流动性视角

变量	(1) <i>Transfer</i>	(2) <i>Obtain</i>
<i>DT</i>	0.040** (2.00)	0.042** (1.99)
<i>Controls</i>	YES	YES
<i>Firm FE</i>	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES
<i>Observations</i>	40 758	40 758
<i>Adj R²</i>	0.094	0.118

注:表格中括号内为t值,***、**、*分别表示在1%、5%、10%显著性水平下统计显著。下同。

(三)基准回归

表4列示了本文的基准回归结果。由列(1)和列(2)可知,当被解释变量为*TFP_OLS*时,在加入控制变量前后,*DT*的系数均显著为正。由列(3)和列(4)可知,当被解释变量为*TFP_LP*时,在加入控制变量前后,*DT*的系数均显著为正。就经济意义而言,在两种指标计算方法下,全要素生产率分别预期提高3.25%和3.36%^①,具有一定的经济显著性。

^①由于*TFP_OLS*、*TFP_LP*为对数全要素生产率,当以*TFP_OLS*作为被解释变量时,全要素生产率预期提高约3.25%($e^{0.032}-1$);以*TFP_LP*作为被解释变量时,全要素生产率预期提高约3.36%($e^{0.033}-1$)。

表 4 技术要素市场化与企业全要素生产率

变量	(1) <i>TFP_OLS</i>	(2) <i>TFP_OLS</i>	(3) <i>TFP_LP</i>	(4) <i>TFP_LP</i>
<i>DT</i>	0.080*** (3.26)	0.032** (2.11)	0.069*** (3.15)	0.033** (2.09)
<i>Controls</i>	NO	YES	NO	YES
<i>Firm FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	40 758	40 758	40 758	40 758
<i>Adj R²</i>	0.274	0.583	0.218	0.462

(四)稳健性检验

1.平行趋势检验

本文构建如下模型进行政策动态效果检验。

$$TFP = \beta + \sum_{i=1}^4 \beta_i Pre_i + \beta_0 Current + \sum_{i=1}^5 \beta_i Post_i + \sum_{i=6}^{17} \beta_i Controls + \sum Firm + \sum Year + \varepsilon \quad (2)$$

根据企业所在省份是否设立国家技术转移中心,本文将样本分为处理组(企业所在省份设立国家技术转移中心)和对照组(企业所在省份未设立国家技术转移中心)。其中, Pre_i 为虚拟变量组,表示处理组在技术转移中心设立前第*i*年, $Current$ 表示处理组在设立国家技术转移中心当年, $Post_i$ 表示处理组在国家技术转移中心设立后第*i*年。参照Li等(2016)和郑曼妮等(2024)的做法,本文将更早与更晚的期数分别进行归并,将事件窗口设定为 $[-5,+5]$,同时以 $t=-5$ 作为基期。其他变量定义与前文一致。

图2展示了技术要素市场化在时间层面上的政策效果变化。从中可知,企业所在省份设立国家技术转移中心当年及后一年,企业全要素生产率均显著提升,但随着时间推移,政策效果逐渐减弱。上述结果验证了本文的假说。

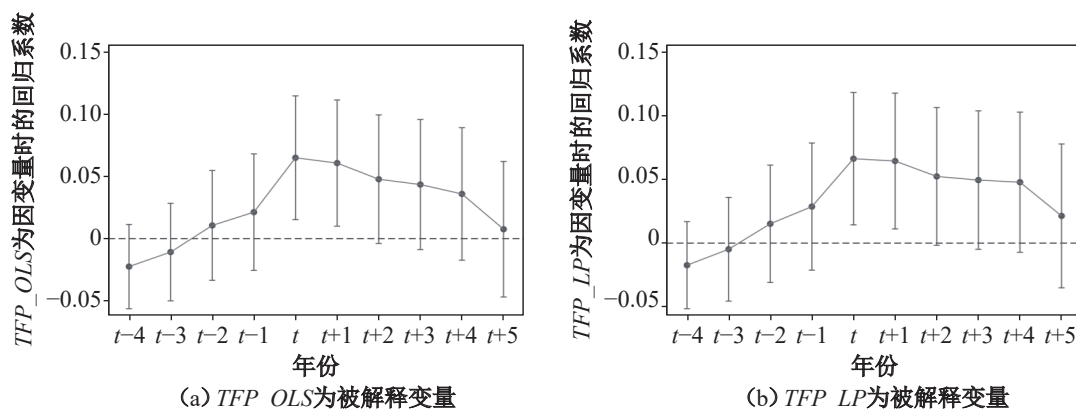


图 2 平行趋势检验

2.样本匹配法

考虑到所在省份设立国家技术转移中心和未设立国家技术转移中心的企业之间可能存在较大个体特征差异,这会导致样本选择问题。对此,本文利用前述控制变量作为匹配变量,对在省份设立国家技术转移中心和未设立国家技术转移中心的企业进行1:2近邻匹配。并且,借鉴Madsen和McMullin(2020)的研究,采用熵平衡匹配法(entropy balancing)减少变量选择产生的结果偏误。表5列示了经PSM和熵平衡匹配后的检验结果, DT 系数均显著为正,表明基准回归结果具有稳健性。

表 5 PSM和熵平衡匹配检验结果

变量	PSM匹配		EBM匹配	
	(1) <i>TFP_OLS</i>	(2) <i>TFP_LP</i>	(3) <i>TFP_OLS</i>	(4) <i>TFP_LP</i>
<i>DT</i>	0.037** (2.33)	0.038** (2.36)	0.027* (1.76)	0.026* (1.65)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Firm FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	30 339	30 339	40 758	40 758
<i>Adj_R²</i>	0.583	0.464	0.423	0.313

3.安慰剂检验

为排除随机性因素的干扰,本文开展安慰剂检验。对处理组的政策前样本进行随机抽样500次,构建随机提前政策时点的“伪政策虚拟变量”,代入模型(1)重新进行回归,观察其系数和P值的分布情况。结果如图3所示。*TFP_OLS*和*TFP_LP*对“伪政策虚拟变量”的回归系数均接近于0,且小于基准回归系数,表明企业全要素生产率的提升主要由技术要素市场化驱动,而非源于其他随机性因素的干扰,本文结论较为可靠。

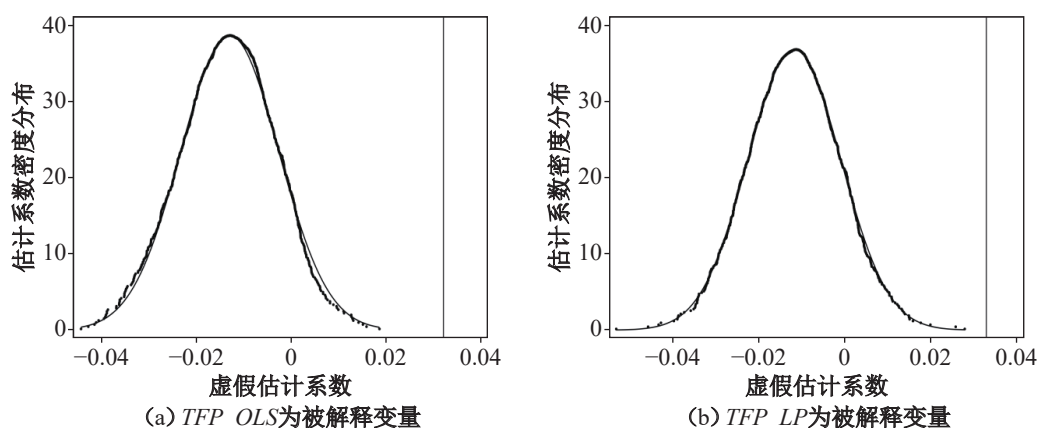


图 3 安慰剂检验

4.异质性处理效应

忽略异质性处理效应会使多时点双重差分估计结果产生偏误。对此,本文按照De Chaisemartin和D’Haultfoeuille(2020)和Goodman-Bacon(2021)的方法对处理效应进行权重分解。进一步地,本文利用Fuzzy DID方法估计技术要素市场化这一状态变动时的局部平均处理效应(LATE)。此外,本文还使用Butts和Gardner(2022)提出的两阶段DID估计量和Cengiz等(2019)的堆叠型DID(Stacked DID)方法进行检验。结果均表明,异质性处理效应对估计结果的影响较小,本文结论较为稳健(限于篇幅,上述结果未在正文中列示)。

5.政策外生性检验

在使用双重差分模型进行因果识别时,政策的实施需要具有一定的外生性,即受政策影响的样本不能预知其在未来是否会接受政策干预,且遴选进入试点的主体需要具有随机性。为检验国家技术转移中心设立是否满足该条件,本文借鉴Gao和Lei(2021)的思路,以省份是否设立国家技术转移中心作为被解释变量,以省份的经济发展水平、专利申请情况和基础设施条件等指标作为解释变量,构造Probit模型进行回归。为避免反向因果,我们使用政策最开始实施前一

年(2012年)、前两年(2011年)、前三年(2010年)的数据分别进行回归。结果显示,各变量系数均不显著,这意味着国家技术转移中心设立省份的遴选和实施时点并非严格基于这些先决条件,而是遵循了一定的外生性原则(限于篇幅,上述结果未在正文中列示)。

6. 替换变量

为了进一步提高结果的稳健性,本文替换被解释变量和解释变量后对模型(1)重新进行回归,结果如表6所示。首先,以固定效应法测算的全要素生产率(*TFP_FE*)作为被解释变量重新估计,由列(1)可知,*DT*的系数仍显著为正。其次,为考察政策效果随距离衰减的特征,构建了企业至最近国家技术转移中心的距离变量作为替代解释变量,包括250公里及500公里内的虚拟变量(*DTD1*和*DTD2*)与距离连续变量(*Distance*)。上述距离指标的计算依据为各个国家技术转移中心的经纬度和企业注册地经纬度。由列(2)至(5)可知,*DTD1*与*DTD2*系数均显著为正,且*DTD2*的系数大小与显著性均弱于*DTD1*;由列(6)和列(7)可知,*Distance*的系数显著为负,这表明技术要素市场化的政策效果确实存在地理衰减效应。

表 6 替换变量

变量	替换被解释变量			替换解释变量 ^①			
	(1) <i>TFP_FE</i>	(2) <i>TFP_OLS</i>	(3) <i>TFP_LP</i>	(4) <i>TFP_OLS</i>	(5) <i>TFP_LP</i>	(6) <i>TFP_OLS</i>	(7) <i>TFP_LP</i>
<i>DT</i>	0.035** (2.223)						
<i>DTD1</i>		0.031** (2.096)	0.031** (2.05)				
<i>DTD2</i>				0.027* (1.75)	0.025* (1.65)		
<i>Distance</i>						-0.003** (-2.047)	-0.003* (-1.69)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Firm FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	40 758	40 758	40 758	40 758	40 758	35 286	35 286
<i>Adj R²</i>	0.761	0.747	0.462	0.583	0.462	0.757	0.436

五、拓展性检验

(一) 作用机制检验

前文已在研究假设中提出,技术要素市场化对企业全要素生产率可能的影响渠道在于推动技术溢出、激励企业创新、深化专业化分工。据此,本文参考温忠麟等(2004)的做法,构建中介效应模型进行检验。

$$Mediator = \beta_0 + \beta_1 DT + \sum_{i=2}^{13} \beta_i Controls + \sum Firm + \sum Year + \varepsilon \quad (3)$$

$$TFP = \beta_0 + \beta_1 DT + \beta_2 Mediator + \sum_{i=3}^{14} \beta_i Controls + \sum Firm + \sum Year + \varepsilon \quad (4)$$

*Mediator*代表机制变量,其余变量的定义与前文一致。

1. 技术溢出渠道

企业创新活动中的专利引用行为,是量化技术溢出效应的有效途径。引用专利的规模越大,通常表明该创新吸收和整合的外部知识与技术资源更为广泛,其技术溢出效应更显著。具

^①最早的国家技术转移中心设立时间为2015年,因此,采用企业与最近的国家技术转移中心之间的地理距离连续变量(*Distance*)作为解释变量时,样本为2015—2023年,导致样本量略小于基准回归。

体而言,若引用的专利数量越多,则说明该创新与科技前沿的关联程度越大(谢红军等,2021);若引用的文献越多,则说明创新成果是以更多技术研究成果为基础展开,包含的现有技术更多,创新质量越高(Harhoff等,2003;Lanjouw和Schankerman,2004)。对此,本文参考郑曼妮等(2024)的做法,采用发明专利引用的专利数量(自然对数变换, $Fcitation1$)和文献数量(自然对数变换, $Fcitation2$)来度量技术溢出水平。回归结果如表7所示。由列(1)和列(4)可知, DT 的系数均显著为正,表明技术要素市场化显著提高了技术溢出水平。由列(2)和列(3)可知, $Fcitation1$ 和 DT 的系数均显著为正;由列(5)和列(6)可知, $Fcitation2$ 和 DT 的系数均显著为正,表明技术溢出有助于企业全要素生产率的提升。综上所述,技术要素市场化能促进技术溢出,进而实现企业全要素生产率的提升,技术溢出渠道成立。

表 7 技术溢出渠道

变量	(1) $Fcitation1$	(2) TFP_OLS	(3) TFP_LP	(4) $Fcitation2$	(5) TFP_OLS	(6) TFP_LP
DT	0.076* (1.76)	0.030** (2.01)	0.032** (2.02)	0.092*** (3.07)	0.029* (1.94)	0.031** (1.97)
$Fcitation1$		0.024*** (8.99)	0.016*** (5.91)			
$Fcitation2$					0.030*** (9.43)	0.022*** (6.99)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Firm FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	40 758	40 758	40 758	40 758	40 758	40 758
<i>Adj R²</i>	0.210	0.586	0.464	0.154	0.585	0.464

2.创新激励渠道

本文参考王嘉鑫(2020)的做法,采用企业及其子公司当年申请的发明专利数量加1取自然对数($Patent1$)和企业及其子公司当年获得的发明专利数量加1取自然对数($Patent2$)来度量企业创新水平。回归结果如表8所示。由列(1)和列(4)可知, DT 的系数均显著为正,表明技术要素市场化有助于提高企业创新水平。由列(2)和列(3)可知, $Patent1$ 和 DT 的系数均显著为正;由列(5)和列(6)可知, $Patent2$ 和 DT 的系数均显著为正,表明企业创新有助于提升其全要素生产率。综上所述,技术要素市场化具有创新激励效应,能提高企业创新水平,进而实现企业全要素生产率的提升,创新激励渠道成立。

表 8 创新激励渠道

变量	(1) $Patent1$	(2) TFP_OLS	(3) TFP_LP	(4) $Patent2$	(5) TFP_OLS	(6) TFP_LP
DT	0.059** (2.01)	0.029* (1.94)	0.031** (1.97)	0.099*** (3.46)	0.029* (1.91)	0.031** (1.96)
$Patent1$		0.048*** (11.10)	0.033*** (7.57)			
$Patent2$					0.033*** (8.46)	0.021*** (5.38)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Firm FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	40 758	40 758	40 758	40 758	40 758	40 758
<i>Adj R²</i>	0.200	0.587	0.465	0.240	0.585	0.463

3.分工深化渠道

本文参考袁淳等(2021)的方法来度量企业专业化分工水平, VSI =采购额/(主营业务收入-税后净利润+正常利润)^①。其中,正常利润采用两种方法进行衡量,包括企业净资产与企业所在行业的净资产收益率均值的乘积、企业净资产与企业所在行业过去3年的净资产收益率均值的乘积,分别代入 VSI 的计算公式,得到 $VSI1$ 和 $VSI2$ 。回归结果如表9所示。由列(1)和列(4)可知, DT 的系数均显著为正,表明技术要素市场化有助于提高企业专业化分工水平。由列(2)和列(3)可知, $VSI1$ 和 DT 的系数均显著为正;由列(5)和列(6)可知, $VSI2$ 和 DT 的系数均显著为正,表明企业专业化分工有助于提升其全要素生产率。综上所述,技术要素市场化具有分工深化效应,提高企业专业化分工水平,进而实现企业全要素生产率的提升,分工深化渠道成立。

表9 分工深化渠道

变量	(1) $VSI1$	(2) TFP_OLS	(3) TFP_LP	(4) $VSI2$	(5) TFP_OLS	(6) TFP_LP
DT	0.010** (2.02)	0.026* (1.79)	0.027* (1.78)	0.010** (2.03)	0.025* (1.75)	0.026* (1.75)
$VSI1$		0.623*** (20.67)	0.617*** (20.01)			
$VSI2$					0.697*** (21.99)	0.686*** (21.21)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Firm FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	40 758	40 758	40 758	40 758	40 758	40 758
<i>Adj_R²</i>	0.0175	0.604	0.488	0.0167	0.607	0.492

(二)异质性检验

企业自身的技术创新条件、需求及其所处制度环境的不同,均可能影响技术要素市场化积极作用的发挥。因此,本文进一步从企业资源获取、创新禀赋、创新需求和制度建设视角,检验技术要素市场化对企业全要素生产率的异质性影响。需要说明的是,为能够有效避免因政策冲击导致的内生性问题,本文参考余明桂等(2022)、徐巍等(2025)等文献的做法,根据处理组企业在政策试点前一年的特征构建虚拟变量进行异质性分析。

1.资源获取视角

政府补助可为企业带来丰裕的现金流入,是企业获取的重要外部资源。技术要素市场化对企业全要素生产率的提升效果可能因企业获得政府补助的差异而呈现异质性结果。一方面,政府补助可通过转移支付的方式直接为企业 provide 资金支持(吕桁宇等,2024),激励企业开展创新活动,同时能有效弥补企业因自发投资引致的市场失灵等不利影响(Karhunen和Huovari, 2015),推动技术成果转化。另一方面,根据信号理论,企业获得政府补助能够向市场传递“技术认可”和“监管认可”的积极信号,提高市场声誉(吴伟伟和张天一,2021),增强其获取关键资源的能力(Montmartin和Herrera, 2015)。因此,相比于获得政府补助较少的企业,技术要素市场化对获得政府补助较多的企业全要素生产率的提升效果可能更好。鉴于此,本文参考彭韶兵等(2018)的做法,将企业获得的政府补助水平采用当期政府补助额占总资产的比重来衡量,该指标越大表明企业获得的资源越多。在此基础上,本文根据国家技术转移中心设立前一年企业获得的政府补助的中位数设置虚拟变量 $Subsidy$,若国家技术转移中心设立前一年企业获得的政

①采购额=(购买商品、接受劳务支付的现金+期初预付账款-期末预付账款+期末应付账款-期初应付账款+期末应付票据-期初应付票据)/(1+采购商品的增值税率)+期初存货-期末存货。

府补助大于该指标中位数,则 $Subsidy$ 取1,否则取0,并将其与技术要素市场化政策变量进行交乘($DT \times Subsidy$),引入基准回归模型。由表10的列(1)和列(2)可知,交乘项 $DT \times Subsidy$ 显著为正,说明当企业资源获取越多时,技术要素市场化越能有效提升其全要素生产率。

表 10 异质性分析

变量	资源获取		创新禀赋		创新需求		制度建设	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP_OLS	TFP_LP	TFP_OLS	TFP_LP	TFP_OLS	TFP_LP	TFP_OLS	TFP_LP
DT	-0.000 (-0.01)	-0.003 (-0.17)	-0.002 (-0.11)	0.007 (0.40)	-0.020 (-1.17)	-0.017 (-0.94)	0.008 (0.46)	0.011 (0.60)
$DT \times Subsidy$	0.070*** (3.05)	0.078*** (3.26)						
$DT \times Tech$			0.089*** (3.89)	0.066*** (2.73)				
$DT \times Market$					0.111*** (4.65)	0.105*** (4.24)		
$DT \times Policy$							0.050** (2.11)	0.046* (1.84)
$Controls$	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$Firm\ FE$	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$Year\ FE$	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$Observations$	40 758	40 758	40 758	40 758	40 758	40 758	40 758	40 758
Adj_R2	0.583	0.463	0.584	0.463	0.584	0.464	0.583	0.463

2.创新禀赋视角

高科技企业的核心竞争力在于技术创新,具有创新资源和平台优势(薛镭等,2011),通常拥有更高的创新禀赋。技术要素市场化对企业全要素生产率的提升效果可能因企业是否属于高科技行业而存在差异,呈现异质性结果。一方面,高科技行业具有技术更新迭代快、产品生命周期短等特征,属于高科技行业的企业通常对技术前沿动态、技术成果转化的感知和反应更为敏锐,其参与技术要素市场交易的动机更加强烈。另一方面,在强大的研发团队和先进的技术基础的支撑下,属于高科技行业的企业能够借助技术要素市场化快速实现新技术的吸收和应用,有效利用技术信息、人才、资金等关键资源,实现全要素生产率的提升。因此,相比于非高科技行业,技术要素市场化对属于高科技行业的企业全要素生产率的提升效果可能更好。鉴于此,本文参考石琦等(2020)的做法区分企业是否属于高科技行业。在此基础上,本文根据国家技术转移中心设立前一年企业是否属于高科技行业设置虚拟变量 $Tech$,若国家技术转移中心设立前一年企业属于高科技行业,则 $Tech$ 取1,否则取0,并将其与技术要素市场化政策变量进行交乘($DT \times Tech$),引入基准回归模型。由表10的列(3)和列(4)可知,交乘项 $DT \times Tech$ 显著为正,说明当企业属于高科技行业时,技术要素市场化更能有效提升其全要素生产率。

3.创新需求视角

面对激烈的市场竞争,企业更有动力开展技术创新,以保持自身竞争优势,应对已有企业和潜在进入者的竞争威胁(张济建等,2017)。而技术要素市场化可为企业提供丰富的信息交流渠道、人才引进机会以及与高校和科研机构开展产学研合作的平台,加速企业技术进步。因此,在竞争激烈的市场环境下,企业创新需求更高(张杰等,2014),更有动力借助技术要素市场化实现技术突破和生产率的跨越式提升。鉴于此,本文采用企业市场份额来衡量企业面临的市场竞争程度,其等于营业收入与行业合计营业收入的比值,该指标越小表明企业面临的市场竞争越激烈。在此基础上,本文根据国家技术转移中心设立前一年企业市场份额的中位数设置虚拟变

量 $Market$,若国家技术转移中心设立前一年企业市场份额小于该指标中位数,则 $Market$ 取1,否则取0,并将其与技术要素市场化政策变量进行交乘($DT \times Market$),引入基准回归模型。由表10的列(5)和列(6)可知,交乘项 $DT \times Market$ 显著为正,说明当企业面临的市场竞争较为激烈时,技术要素市场化更能有效提升其全要素生产率。

4.制度建设视角

产品市场是区域制度环境的重要组成部分,更是“有效市场”是否建成的关键表征(邱煜等,2023)。在产品市场发育程度较高的市场中,地方保护壁垒消解、竞争机制公开透明、市场需求信号清晰(秦悦等,2025),这为企业精准识别技术需求、高效配置研发资源并快速将技术转化为生产力创造了优越条件。因此,发育程度较高的产品市场能够优化创新激励与回报机制,为技术要素市场化提升企业全要素生产率提供制度保障。对于地区产品市场发育程度,本文参考曹春方和贾凡胜(2020)的做法,采用产品市场发育分项指数进行度量,该指标越大表明该地区产品市场发育程度越高。在此基础上,本文根据国家技术转移中心设立前一年地区产品市场发育程度的中位数设置虚拟变量 $Policy$,若国家技术转移中心设立前一年地区产品市场发育程度大于该指标中位数,则 $Policy$ 取1,否则取0,并将其与技术要素市场化政策变量进行交乘($DT \times Policy$),引入基准回归模型。由表10的列(7)和列(8)可知,交乘项 $DT \times Policy$ 显著为正,说明当企业所在地区产品市场发育程度较高时,技术要素市场化更能有效提升其全要素生产率。

六、研究结论与启示

技术作为驱动现代经济增长的核心要素,其市场化发展直接关系到企业生产力的提升。本文利用国家技术转移中心设立这一准自然实验场景,旨在识别技术要素市场化对企业全要素生产率的影响,并深入剖析其内在的作用机制,尝试从技术要素市场化角度为企业全要素生产率提升提供经验证据和政策建议。本文研究发现,第一,国家技术转移中心的设立是推动技术要素市场化的重要举措,能够促进企业全要素生产率的提升,这一结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。第二,机制检验发现,技术要素市场化主要通过技术溢出、创新激励和分工深化三个渠道提升企业全要素生产率。第三,异质性分析发现,在获得政府补助较多、属于高科技行业、所处行业竞争激烈以及所在地区产品市场发育程度较高的企业中,技术要素市场化更能有效提升其全要素生产率。该结果表明,较强的资源获取能力、创新禀赋、创新需求以及较为完善的制度建设是技术要素市场化促进企业全要素生产率提升的重要保障。根据上述结论,本文提出以下政策建议和微观启示。

第一,坚定推进技术要素市场化改革,持续优化国家技术转移中心的功能布局与网络建设。本文结论证实,以国家技术转移中心为代表的市场化改革举措是提升企业全要素生产率的有效路径。这表明,破除技术要素流动壁垒、构建高效规范的技术市场是推动经济高质量发展的关键抓手。因此,政策层面应坚定不移地持续推进技术要素市场化改革。一方面,需扩大国家技术转移中心的覆盖范围。从国家技术转移中心的现有布局来看,半数以上集中在东部地区,未来可向中西部以及东北地区创新资源薄弱但具潜力的区域延伸,形成全国性的技术交易枢纽体系。另一方面,需持续提升国家技术转移中心的服务能力,向价值创造者转型。国家技术转移中心未来需强化针对区域特色产业的供需对接,持续优化技术评估、孵化与金融等高附加值服务的能力,真正成为驱动区域经济发展的核心引擎。

第二,强化市场机制与政策支持的协同配合,精准施策放大技术要素市场化的积极效应。本文异质性分析发现,技术要素市场化的效果会受到企业自身特质与外部环境的显著影响,这表明技术要素市场化的经济效果发挥不能仅依赖于市场平台的搭建,更需要精准的配套政策

来协同发力。首先,应优化政府创新资源的配置方式。对于获得政府补助较多的企业,应建立以绩效为导向的动态调整机制,引导其将补助资金更多地用于通过技术市场引进、消化和吸收先进技术,从而最大化技术溢出效应。其次,应聚焦高科技行业和竞争性行业。针对高科技企业,可设立专项技术转移基金,鼓励其通过技术市场进行前沿技术的收购与合作研发;对于竞争激烈的行业,应鼓励企业通过技术市场进行非核心技术的采购与外包,深化专业化分工,集中资源打造核心竞争力。最后,应深化市场化改革,营造公平竞争的营商环境。地方政府应减少对市场的干预,保护知识产权,维护公平竞争,让市场机制在技术要素配置中真正发挥决定性作用,为企业通过技术市场提升生产效率创造良好的外部环境。

第三,引导企业主动融入技术要素市场,将外部市场机遇转化为内生增长动力。本文的机制检验揭示了技术溢出、创新激励和分工深化是企业借助技术要素市场化提升全要素生产率的关键路径,这为企业利用技术要素市场实现自身发展明确了方向。企业应摒弃“闭门造车”的传统思维,主动将国家技术转移中心等市场化平台视为自身创新生态的重要组成部分。首先,企业可建立专门的技术对接团队,常态化监测技术市场动态,积极搜寻能够弥补自身技术短板、提升生产工艺的外部技术,通过技术许可、转让等方式低成本、高效率地获取技术溢出红利。其次,企业应将技术市场视为创新成果价值实现的重要渠道。对于内部研发形成的成熟技术模块,可以通过技术市场进行授权或出售,这不仅能够直接带来经济收益,更能激励研发团队形成“研发—转化—收益—再投入”的良性循环。最后,企业应基于自身核心优势,主动运用技术市场进行专业化分工。企业可将非核心的研发、生产环节外包给市场上更具效率的机构,自身则专注于价值链最高端的核心环节,通过资源优化配置,在激烈的市场竞争中构建效率优势。

主要参考文献

- [1]戴魁早,王思曼,黄姿.数据交易平台建设如何影响企业全要素生产率[J].经济动态,2023,(12):58-75.
- [2]高超,刘灿雷.企业创新的外在动力:公共科研机构技术转让的驱动效应[J].世界经济,2022,45(11):201-224.
- [3]郭家堂.公共数据开放与中国绿色全要素生产率:数据要素的视角[J].经济研究,2025,60(2):56-72.
- [4]胡琨,方祺,龙文滨.碳排放规制、企业减排激励与全要素生产率——基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J].经济研究,2023,58(4):77-94.
- [5]黄勃,李海彤,江萍,等.战略联盟、要素流动与企业全要素生产率提升[J].管理世界,2022,38(10):195-211.
- [6]龙小宁,刘灵子,张靖.企业合作研发模式对创新质量的影响——基于中国专利数据的实证研究[J].中国工业经济,2023,(10):174-192.
- [7]吕桁宇,马春爱,汤桐,等.政府创新补助对工业企业碳强度影响路径研究——一个链式多重中介模型检验[J].会计研究,2024,(4):150-164.
- [8]邱煜,伍勇强,唐曼萍.数字化转型与企业供应链依赖[J].中国软科学,2023,(10):215-224.
- [9]邵汉华,王瑶,罗俊.技术市场发展促进了产学研深度融合吗?[J].管理评论,2022,34(11):99-108.
- [10]石琦,肖淑芳,吴佳颖.股票期权及其要素设计与企业创新产出——基于风险承担与业绩激励效应的研究[J].南开管理评论,2020,23(2):27-38,62.
- [11]王嘉鑫.强制性内部控制审计、企业创新与经济增长[J].会计研究,2020,(5):166-177.
- [12]韦钦文,孙宁华.技术市场发展赋能高技术企业创新效率的效应与机制研究[J].管理学报,2025,22(7):1289-1297.
- [13]吴伟伟,张天一.非研发补贴与研发补贴对创新创业创新产出的非对称影响研究[J].管理世界,2021,37(3):137-160.
- [14]谢红军,张禹,洪俊杰,等.鼓励关键设备进口的创新效应——兼议中国企业的创新路径选择[J].中国工业经济,2021,(4):100-118.
- [15]徐巍,梁上坤,钱宇航.资本市场出清与实体经济投资——基于上市公司强制退市的实证研究[J].管理世界,2025,41(8):185-200.
- [16]余明桂,王俐璇,赵文婷,等.专利质押、融资约束与企业劳动雇佣[J].数量经济技术经济研究,2022,39(9):70-93.

- [17]于荣光, 王宏伟. 技术市场对我国高技术产业创新链的影响[J]. *经济与管理*, 2025, 39(1): 58-68.
- [18]袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. *中国工业经济*, 2021, (9): 137-155.
- [19]郑曼妮, 黎文靖, 谭有超. 技术转移与企业高质量创新[J]. *世界经济*, 2024, 47(3): 66-93.
- [20]Acemoglu D. Directed technical change[J]. *The Review of Economic Studies*, 2002, 69(4): 781-809.
- [21]Audretsch D B, Feldman M P. R&D spillovers and the geography of innovation and production[J]. *The American Economic Review*, 1996, 86(3): 630-640.
- [22]Azagra-Caro J M, Barberá-Tomás D, Edwards-Schachter M, et al. Dynamic interactions between university-industry knowledge transfer channels: A case study of the most highly cited academic patent[J]. *Research Policy*, 2017, 46(2): 463-474.
- [23]Bergh P, Thorgren S, Wincent J. Entrepreneurs learning together: The importance of building trust for learning and exploiting business opportunities[J]. *International Entrepreneurship and Management Journal*, 2011, 7(1): 17-37.
- [24]Caviggioli F, Ughetto E. The drivers of patent transactions: Corporate views on the market for patents[J]. *R&D Management*, 2013, 43(4): 318-332.
- [25]Cengiz D, Dube A, Lindner A, et al. The effect of minimum wages on low-wage jobs[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(3): 1405-1454.
- [26]Coase R H. The nature of the firm[J]. *Economica*, 1937, 4(16): 386-405.
- [27]De Chaisemartin C, D'Haultfoeuille X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(9): 2964-2996.
- [28]De Marco A, Scellato G, Ughetto E, et al. Global markets for technology: Evidence from patent transactions[J]. *Research Policy*, 2017, 46(9): 1644-1654.
- [29]De Rassenfosse G, Grazzi M, Moschella D, et al. International patent protection and trade: Transaction-level evidence[J]. *European Economic Review*, 2022, 147: 104160.
- [30]Ding X G, Sheng Z L, Appolloni A, et al. Digital transformation, ESG practice, and total factor productivity[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2024, 33(5): 4547-4561.
- [31]Du H B, Liang X J, Yu M Y, et al. How does ESG dimensional imbalance affect firm innovation?[J]. *Technovation*, 2026, 150: 103439.
- [32]Fang H S, Zhang X F, Guo L. Productivity effects of corporate income tax: Evidence from China[J]. *The World Economy*, 2023, 46(6): 1815-1842.
- [33]Figueroa N, Serrano C J. Patent trading flows of small and large firms[J]. *Research Policy*, 2019, 48(7): 1601-1616.
- [34]Galasso A, Schankerman M, Serrano C J. Trading and enforcing patent rights[J]. *The RAND Journal of Economics*, 2013, 44(2): 275-312.
- [35]Gao P, Lei Y H. Communication infrastructure and stabilizing food prices: Evidence from the telegraph network in China[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2021, 13(3): 65-101.
- [36]Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254-277.
- [37]Han P F, Liu C R, Tian X. Does trading spur specialization? evidence from patenting[J]. *Management Science*, 2026, 72(5): 4419-4434.
- [38]Harhoff D, Scherer F M, Vopel K. Citations, family size, opposition and the value of patent rights[J]. *Research Policy*, 2003, 32(8): 1343-1363.
- [39]Hegde D, Luo H. Patent publication and the market for ideas[J]. *Management Science*, 2018, 64(2): 652-672.
- [40]Jin P Z, Mangla S K, Song M L. The power of innovation diffusion: How patent transfer affects urban innovation quality[J]. *Journal of Business Research*, 2022, 145: 414-425.
- [41]Jones C I. The past and future of economic growth: A semi-endogenous perspective[J]. *Annual Review of Economics*, 2022, 14(1): 125-152.
- [42]Karhunen H, Huovari J. R&D subsidies and productivity in SMEs[J]. *Small Business Economics*, 2015, 45(4): 805-823.

- [43]Kong D M, Lin C, Wei L, et al. Information accessibility and corporate innovation[J]. *Management Science*, 2022, 68(11): 7837-7860.
- [44]Kwon S. How does patent transfer affect innovation of firms?[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2020, 154: 119959.
- [45]Lai S J, Yang L F, Wang Q, et al. Judicial independence and corporate innovation: Evidence from the establishment of circuit courts[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2023, 80: 102424.
- [46]Lanjouw J O, Schankerman M. Patent quality and research productivity: Measuring innovation with multiple indicators[J]. *The Economic Journal*, 2004, 114(495): 441-465.
- [47]Lemley M A, Feldman R. Patent licensing, technology transfer, and innovation[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(5): 188-192.
- [48]Li H J, Zhang Y, Li Y. The impact of the digital economy on the total factor productivity of manufacturing firms: Empirical evidence from China[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2024, 207: 123604.
- [49]Li P, Lu Y, Wang J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 18-37.
- [50]Liu W W, Tao Y, Bi K X. Capturing information on global knowledge flows from patent transfers: An empirical study using USPTO patents[J]. *Research Policy*, 2022, 51(5): 104509.
- [51]Madsen J M, McMullin J L. Economic consequences of risk disclosures: Evidence from crowdfunding[J]. *The Accounting Review*, 2020, 95(4): 331-363.
- [52]Messinis G, Ahmed A D. Cognitive skills, innovation and technology diffusion[J]. *Economic Modelling*, 2013, 30: 565-578.
- [53]Montmartin B, Herrera M. Internal and external effects of R&D subsidies and fiscal incentives: Empirical evidence using spatial dynamic panel models[J]. *Research Policy*, 2015, 44(5): 1065-1079.
- [54]Shen H J, Coreynen W, Huang C. Prestige and technology-transaction prices: Evidence from patent-selling by Chinese universities[J]. *Technovation*, 2023, 123: 102710.
- [55]Shive S A, Forster M M. Corporate governance and pollution externalities of public and private firms[J]. *The Review of Financial Studies*, 2020, 33(3): 1296-1330.
- [56]Wu X K, Yu J P. Does dialect difference impede patent transaction? Evidence from China's inter-city patent license data[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2023, 187: 122197.
- [57]Yu M Y, Hu M, Du H B, et al. Green manufacturing lists and firms' green and low-carbon technological innovation: Evidence from China[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2026, 62(2): 624-636.
- [58]Zhao X, Liu G Q, Zhao X R. Tax incentives, financial subsidies and high-quality development of enterprises[J]. *Finance Research Letters*, 2025, 86: 108350.

Technological Factor Marketization and Corporate Total Factor Productivity: A Perspective Based on the Establishment of National Technology Transfer Centers

Liu Chen¹, Lyu Kefu²

(1. College of Accounting, Shanghai Lixin University of Accounting and Finance, Shanghai 201600, China;
2. College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China)

Abstract: Technological factor marketization is a cornerstone of refining the market economy and a key instrument for achieving high-level tech self-reliance and fostering a new development paradigm.

Taking the establishment of National Technology Transfer Centers as a quasi-natural experiment, this paper examines the impact of technological factor marketization on corporate total factor productivity (TFP). The results show that technological factor marketization significantly boosts TFP. Mechanism testing indicates that this effect is mainly achieved through enhanced technology spillovers, increased corporate innovation, and a deeper division of labor. Heterogeneity analysis reveals that the promotion effect is more pronounced for firms with higher government innovation subsidies, those in high-tech and highly competitive industries, and those located in regions with a more mature market for technological outcomes. The findings of this paper not only offer novel insights into the microeconomic consequences of technological factor marketization, but also provide robust empirical evidence to guide policy-making aimed at fostering firm growth.

Key words: technological factor marketization; technology transfer; TFP; corporate patents

(责任编辑:王 孜)