

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20250723.401

技术交易的“数实融合”:数字技术交易网络与制造业全要素生产率

杨震宁, 安温婕

(对外经济贸易大学 国际商学院, 北京 100029)

摘要:数字技术是制造业企业核心战略资源,技术交易日渐成为数实融合的重要路径。本文选取2011—2023年A股制造业上市公司作为研究样本,基于资源依赖理论,从网络嵌入视角剖析数字技术交易网络与制造业全要素生产率间的作用机制。研究发现,数字技术交易网络嵌入程度高能够显著提升制造业企业全要素生产率水平。数字技术交易网络嵌入程度影响制造业全要素生产率的作用机制包括创新实力增长机制、竞争能力提升机制和信息传递对齐机制。高融资约束程度能够强化技术供给方数字技术交易网络高嵌入程度的全要素生产率提升效应,而对技术需求方的强化作用不明显。异质性分析表明,数字技术交易网络嵌入程度对全要素生产率的促进作用,在处于技术供给方、地区知识产权保护水平较高、采取防御型战略的制造业上市公司中更为显著。研究结论不仅拓展了资源依赖理论的应用范围,还为数字技术跨边界流动赋能制造业高质量发展提供了理论依据和实践指导。

关键词:数字技术;技术交易;复杂网络;全要素生产率;数实融合

中图分类号:F270 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-4950(2025)11-0099-18

一、引言

当今时代,人工智能、大数据、区块链等底层数字技术不断涌现,深刻影响着产业体系变革和企业运行发展。《“十四五”数字经济发展规划》指出“推动数字技术在数据流通中的应用”“提升数据交易流通效率”“促进数字技术向经济社会和产业发展各领域广泛深入渗透”。已有研究表明数字技术的持续升级提升了传统行业的数字化程度(戚聿东和蔡呈伟,2020),赋能了中国企业高质量发展(黄勃等,2023)。但从数字技术需求侧来看,企业在自身资源基础、创新能力禀赋等方面存在异质性,实际数字技术的应用困难重重。面对创新困境,越来越多的企业将目光投向了外部,利用数字技术交易形成数字技术资源跨组织流动,以减少重复性研发投入,提高生产效率(戴魁早,2018)。从数字技术供给侧来看,数字技术的快速迭代特征决定了企业可以

收稿日期:2024-12-12

基金项目:国家自然科学基金面上项目(72172035)

作者简介:杨震宁(1976—),男,对外经济贸易大学国际商学院教授,博士研究生导师;

安温婕(1995—),女,对外经济贸易大学国际商学院博士研究生(通信作者,15210972143@163.com)。

售出非核心数字技术以获得货币化的收益(许和连等,2024),作为下一轮研发资金,实现企业内部现金流良性循环和研发资源再配置。

数字技术交易的形式除了非专利技术成果的使用权、转让权让渡外,主要为数字专利转让和许可。国家知识产权局专利数据库显示,2011—2023年,转让的发明专利申请总数为1244440件,其中,转让的数字经济核心产业发明专利申请总数为616743件,占比49.56%。许可的发明专利申请总数为72766件,许可的数字经济核心产业发明专利申请总数为35650件,占比48.99%。可见数字技术交易在整个技术交易市场中占据半壁江山。如图1所示,转让的数字经济核心产业发明专利申请数从2011年到2023年增长了近5倍;许可的数字经济核心产业发明专利申请数增长了近2.5倍。从数字专利交易双方看,嵌入在数字技术交易网络中的主要技术供给方(转让人或许可人)包括中兴、华为、阿里巴巴等核心数字技术开拓者;主要技术需求方(受让人或被许可人)不乏国家电网、诺基亚、微软等制造业、服务业企业。越来越频繁的数字专利转让和许可活动使得数字技术交易呈现更加密集的网络化趋势。那么,嵌入数字技术交易网络中的企业能否通过获取稀缺数字资源,推进数字化转型和自身高质量发展?

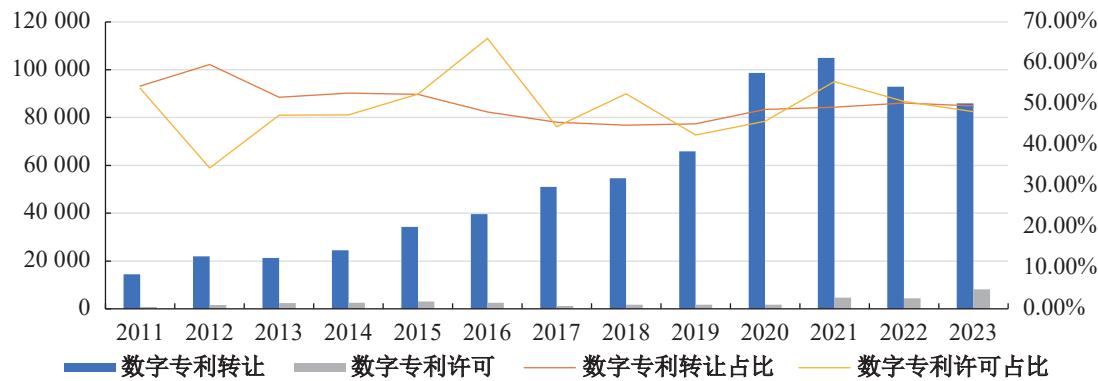


图1 2011—2023年我国数字专利交易情况

现有文献探讨了诸多外部性资源整合活动产生的影响。数字并购是将数字技术为关键业务要素的公司视为主要标的方的并购(Hanelt等,2021),其对企业绩效可能产生影响(唐浩丹等,2022)。除数字并购之外,数字技术引用(Mukherji和Silberman,2021)、数字技术咨询和服务等都是数字技术流动的形式。而数字技术交易作为所有权转移的外部资源整合方式,也能帮助企业快速获得数字资产,从而控制交易成本,提高企业生产率。技术市场交易是多方主体在网络中的互动行为(许和连等,2024)。当前越来越多的研究通过构建网络来解释商业行为,如贸易网络、创新网络等(Freeman,1991;杨震宁等,2021)。在专利网络中,合作、引用、转让专利构成的网络,节点和联结不一致,其作用效果也存在不同(孙田阳和成丽红,2020)。因此单独分析技术交易网络十分必要(许和连等,2024)。与其他创新网络相比,数字技术交易伴随着资金、人才、信息等与数字化相关的资源和要素的流动,通过不同的节点主体和正式契约关系缔结的纽带构成数字技术交易网络。然而,较少文章探究企业如何通过嵌入数字技术交易网络影响其生产效率。

本文从数字技术交易网络角度切入,试图探索数字技术交易网络嵌入程度是否能够提升制造业企业全要素生产率,发挥“数实融合”成效这一现实问题。具体地,本文从上市公司嵌入数字技术交易网络的程度特征出发,利用2011—2023年中国上市公司数据与数字专利转让及许可数据进行匹配,构建了双向固定效应模型进行基准回归。实证结果表明,在数字技术交易

网络中的嵌入程度高对上市公司具有长期持续的生产效率提升效应,融资约束程度对数字技术交易网络的生产率提升起到调节作用,但技术流动方向不同会产生不同的调节效果。稳健性检验和内生性检验表明本文实证结果稳健可靠。进一步地,本文通过影响机制检验发现,数字技术交易网络高嵌入程度对企业生产率的提升效应可以通过增强创新能力、提升市场竞争能力和对齐数字技术相关信息三重潜在影响机制实现。最后,企业的数字技术流动方向特征、知识产权保护水平差异、资源配置战略差异对基准回归结果具有异质性影响。

本文的创新点主要体现在以下几个方面:第一,在推进企业数字化转型的大背景下,嵌入数字技术交易网络能够通过数字资源的跨组织流动推进企业数字化转型进程,从而对企业的生产率提升产生影响。不同于以往利用年报文本分析测度数字化转型(赵宸宇,2021;吴非等,2021)、数字并购角度衡量数字资源流动(刘玉斌等,2024)等研究,本文较早从数字技术交易这一可能影响企业数字资源配置的外源性因素切入,从网络视角探究数字技术交易的技术转移特征和经济价值创造。基于微观技术交易反映企业在丰富的数字资源环境中利用和整合数字技术推进自身数字化转型的程度,补充了社会网络分析和资源依赖理论在数字经济创新领域的应用。第二,在数实融合进程中,较之已有从专利融合视角测量数实产业技术融合的相关研究(黄先海和高亚兴,2023),本文探究了数字技术交易与实体产业的代表制造业生产率之间的关系,丰富了数字经济时代关于“数实融合”程度和方式的研究,也为解释制造业上市企业的全要素生产率差异提供了新的视角,为政府和企业开展数字技术这一先进生产力的优化配置以加速“数实融合”进程提供参考。第三,本文将技术交易的相关研究细化到数字技术这一前沿技术领域,提出了与技术交易网络推进企业高质量发展有所区别的机制效应,将融资约束等相关因素引入研究框架,并探究了具有数字技术特色和技术交易特征的异质性影响,是对数字经济、技术转移与制造业企业绩效表现相关研究的有益补充。

本文其余部分的安排如下:第二部分阐述理论分析与研究假设;第三部分基于理论分析,构建数字技术交易网络,并识别交易网络结构特征;第四部分为本文研究设计;第五部分开展实证分析;第六部分为研究结论与政策启示。

二、理论分析与研究假设

(一)资源依赖视角下的数字技术交易网络

技术转移或交易是促进技术要素优化配置,破解科技和经济“两张皮”的重要一环(吴虹仪和殷德生,2021)。早期关于技术交易的探讨集中在技术交易成本(Teece,1977)、国家间技术转移(Krugman,1979)等方面,随着开放式创新范式的不断深化,学者们更倾向于探究产学研协同层面的技术转移行为(Arqué-Castells和Spulber,2022)。目前已有文献利用是否发生技术转让行为(刘灿雷等,2024)、是否设立国家技术转移中心(郑曼妮等,2024)、技术要素市场化指数(戴魁早等,2023)、国内外技术转移(叶云岭,2023)等方式和角度探究技术交易可能带来的知识溢出效应、市场表现提升效应和空间地理层面集聚效应。但结合社会网络分析的研究较少,尤其是缺少对于数字技术这一先进生产力在技术交易层面的网络化测度。

资源依赖理论强调组织与外部环境的依赖关系(Reitz,1979)。组织的生存和发展依赖于同外部环境中的其他主体进行资源交换(Hillman等,2009)。根据资源依赖理论,数字技术交易网络中的交易双方遵循嵌入逻辑,利用交易关系引致联合行动。网络中交易主体间紧密或松散的联系代表交易主体的关系嵌入程度(Gulati和Sytch,2007)。关系嵌入程度是指交易主体在网络中关系连接的强度(Rowley等,2000),关系嵌入程度越高,企业在网络中的关系资源越多,越有可能在数字技术交易网络中抢占优势位置进行潜在的技术交流,掌握行业内更先进的数

字技术信息(Hallen等,2014),提高获取外部优质数字技术的可能性。因此,在资源依赖理论指导下,企业嵌入数字技术交易网络中吸纳和整合现有数字技术信息,有选择地开展数字技术交易,能够在一定程度上促进数字技术资源的有序流动,尤其是帮助网络中的企业获取互补性数字资产,不断将外部数字技术信息优势转化为市场竞争能力和核心竞争力(李维安等,2016),推动数字技术创新价值涌现(王歌等,2024)。

(二)数字技术交易网络嵌入程度与制造业全要素生产率

全要素生产率(TFP)反映企业生产效率,定义为技术升级、效率提升和非恒定规模报酬引致的生产效益(Solow,1957)。已有研究探究了信息技术与企业全要素生产率的关系,部分学者提出信息化并不必然导致生产率提升,即“生产率悖论”(朱沛华和陈林,2020)。技术要素的扩张是否影响生产率的提升可能与其技术含量有关(Bloom等,2012)。随着信息技术的不断发展,信息技术与劳动力结构优化形成互补效应,能够突破“生产率悖论”(何小钢等,2019)。随后其他学者探究了人工智能等变革性数字技术能否突破生产率增速下降和GDP停滞的新困境(宋德勇和陈梁,2024)。但大多数研究仍集中在单一数字技术对生产率的影响上,鲜少关注数字技术交易对企业生产效率的技术赋能作用。

数字技术交易阶段的特征表现为数字技术溢出和扩散。嵌入数字技术交易网络帮助企业实现数字资产的所有权更替及数字资源重组,进而增强其数字技术要素配置水平(张庆国,2024)。企业参与数字技术转让、许可的过程本质上是数字技术溢出或扩散的过程,能够帮助技术需求方改进原有的生产方式(戴魁早和刘友金,2016)。这个过程涉及多次转让或许可,一次转让或许可可能出现在技术开发企业与技术应用企业之间,二次转让或许可可能出现在不同的技术应用企业之间,以此促进数字先进技术在企业之间的传播和扩散(戴魁早等,2023)。技术溢出或扩散是企业生产率增长的重要推动力(Acemoglu等,2007)。

数字技术交易后对企业的影响表现为数实产业技术融合。作为数字技术跨边界交互的重要途径,数字技术在实体产业间的置换和流通为数实产业技术融合提供了先决条件(马健,2002),尤其是当交易主体创新能力差距较大时更利于技术融合(刘晓燕等,2024)。嵌入数字技术交易网络的制造业企业通过数字技术的转移和潜在应用促进企业研发、劳动、销售等其他要素与数字技术融合,构成了推进企业数字化转型的基本条件(吴非等,2021)。此后其他学者进一步证实了数字化转型对制造业全要素生产率的促进作用(朱长宁和李宏伟,2024)。数字技术交易网络通过数字技术转移提高数实融合速度,提升企业生产效率。

因此,本文提出:

假设1:数字技术交易网络嵌入程度高能够提升制造业企业全要素生产率水平。

(三)数字技术交易网络嵌入程度影响制造业全要素生产率的作用机制

1.创新实力增长机制。一是自主创新机制。一方面,为了突破制造业企业内部研发可能遭遇的创新瓶颈,企业在市场中搜寻所需的技术信息,利用数字技术交易获得其他企业的创新知识溢出(戴魁早,2018),提高企业全要素生产率。同时,交易获取的数字技术有可能帮助研发人员发散思维、打破惯性,获得更加高效的创新产出(Sears,2018),实现产出与效率的大幅提升。另一方面,数字技术交易行为也可帮助企业向其他未涉足的数字技术领域发展,降低新进入数字技术领域的创新门槛(程新生和王向前,2023),促进自身数字知识价值的增值(Yoo等,2010,2012),为提升全要素生产率奠定坚实基础。二是联合创新机制。数字技术交易帮助人工智能、大数据等数字技术进入企业内部,助力实现上下级业务协同、上下游互联互通,平台、互补者和用户发挥数据网络效应,进而构建企业数字生态(焦勇,2020)。结合资源的动态正反馈机制,数字技术交易网络中的主体建立起对数字生态中其他主体的信任,企业更倾向于与生态

内主体发挥技术协同效应,形成协同互补、风险共担的研发伙伴关系,增强高质量数字技术成果的研发效率,赋能企业全要素生产率(Impullitti等,2022)。三是商业模式创新机制。数字技术交易网络为嵌入其中的主体提供的数字创新技术在技术开发过程中可能引发颠覆式的产品与服务商业化创新(李东红等,2021),强化了企业长期生产率的提升。数字技术对创新活动的影响体现在产品或服务数字化、破解与消费者之间的信息壁垒和降低经营成本三个方面(Nambisan,2017)。企业通过嵌入数字技术交易网络,有效利用获得的数字技术催生商业价值创造,赋能生产率提升。

2.竞争能力提升机制。企业在数字技术交易网络中便于吸收和转化技术相似度高的前沿数字技术,这些数字技术一方面可以应用到追踪需求端的动态变化中,实现对市场需求的动态把控;另一方面,可以结合消费者需求快速调整自身的生产业务,提高供需匹配程度,以快速适应瞬息万变的市场变化,降低企业运营风险(Yoo等,2012)。通过数字技术交易,企业能够了解数字技术市场动向,引进和学习先进数字技术以拓宽自身业务边界;同时新兴业务领域的规模化和细分程度帮助企业规避原有“拥挤赛道”,抢占新兴领域竞争优势。在此基础上,企业有机会推出更具优势和迎合市场需求的新产品(黄先海和高亚兴,2023),赢得全要素生产率提升的先机。

3.信息传递对齐机制。信息的传递与获取是影响组织运行的重要因素(彭聪等,2020),是获取全要素生产率提升所需资源的重要渠道。古典经济学认为市场能够在信息完全公开透明的情况下达到均衡,然而现实中交易双方拥有的信息却高度不一致(于蔚等,2012)。数字技术交易网络是重要的信息传递渠道,网络位置表征企业信息渠道的多寡(Mazzola等,2015)。本文提出的信息传递对齐机制是指在信息高度不一致的情况下,当数字技术交易网络中某一主体拥有的技术信息优于其他主体时,会引起其他主体的效仿(李英等,2025),通过网络嵌入引致的信息传递使得其他主体拥有的技术信息与优势主体对齐,缓解网络主体之间技术信息获取的不对称程度。根据资源依赖理论,制造业上市企业依靠其在数字技术交易网络中的深度嵌入,有机会和优势获得更多的异质性信息,包括行业前沿趋势、消费者需求动态等,与网络内的领先企业对齐数字技术相关的信息颗粒度。这种信息传递优势不但能降低搜寻成本,提高市场响应速度和获取前沿数字技术资源的速度,而且能稳固客户关系,增强品牌价值,加速全要素生产率的提升(姚德权等,2025)。

因此,本文提出:

假设2:数字技术交易网络嵌入程度影响制造业全要素生产率的作用机制包括创新实力增长机制、竞争能力提升机制和信息传递对齐机制。

(四)融资约束程度对数字技术交易网络影响制造业全要素生产率的调节效应

数字技术交易本质上是一种现金流动行为,企业做出数字技术交易决策对于融资约束程度不同的企业产生的影响可能有所不同。融资约束程度高的企业可能期望通过数字技术交易行为缓解融资约束,增强现金流动能力,提高企业生产效率。而融资约束程度较低的企业具备更丰富的资金,能够通过技术交易网络获得更先进、更匹配的数字技术,优化内部资源配置,为企业的生产率提升谋划布局。同时,企业全要素生产率的高低受到企业融资约束程度的影响(Hsieh和Klenow,2009)。数字技术交易网络的高嵌入程度对生产率的积极影响主要通过降低搜寻成本,提高交易效率实现。因而,融资约束程度越高,数字技术交易网络高嵌入程度带来的交易成本降低的边际效用越大(刘春蕊等,2024),对生产率的提升效应也会更加明显。进一步地,企业处于技术交易不同位置时,融资约束的调节效应可能有所差异。融资约束较强的技术供给方企业通过卖出非核心数字技术获得流动资金,增强自身现金流循环能力,实现降本增效,促进生产率提升。而技术需求方做出购进数字技术获得先进技术资源的决策本身就需要充

足的资金支持,融资约束程度高的技术需求方开展数字技术交易,现金流动能力有所削弱,购买数字技术流出的现金可能与嵌入数字技术交易网络获得的隐性收益相抵消,难以传导至生产率提升。

因此,本文提出:

假设3a:高融资约束程度能够强化技术供给方数字技术交易网络高嵌入程度的全要素生产率提升效应。

假设3b:高融资约束程度不能强化技术需求方数字技术交易网络高嵌入程度的全要素生产率提升效应。

图2为本文理论框架。

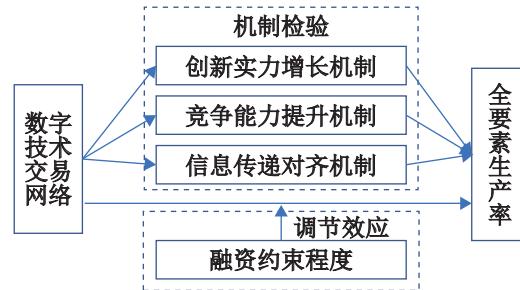


图2 理论框架

三、数字技术交易网络特征事实

(一)数字技术交易网络的构建

首先,本文从Incopat数据库中筛选出上市公司出现转让、许可行为的发明专利,接着利用专利申请的IPC主分类号与国家知识产权局发布的《数字经济核心产业分类与国际专利分类参照关系表(2023)》进行对照(黄先海和高亚兴,2023),识别数字发明专利。其次,本文利用发生转让、许可行为的数字专利构建数字技术交易网络(许和连等,2024)。一方面,从清洗情况看,存在同一专利公开号的数字发明专利不同年份多次、同年份多次转让或许可的情况,我们分别将其拆分,且不重复地归类为相应年份所属网络。拆分保留的内容为交易日期(转让执行日或许可合同备案日)、交易供给方(转让人或许可人)、交易需求方(受让人或被许可人)、转让或许可类型等。另一方面,数字专利交易的双方大多数都并非一对一,可能存在两个或两个以上的交易供给方或交易需求方,在构建网络时采取两两交叉的方式将每一条数字技术交易拆分成多个交易主体配对。拆分规则如表1所示,得到多条技术供给方—技术需求方一对一的交易配对(刘晓燕等,2024)。剔除双边技术交易主体均为个人的配对(许和连等,2024)。最后,本文构建了以技术转让方和需求方为节点,交易为边,次数为权重的有向网络。

表1 拆分规则

转让许可方式	$A \rightarrow AB$	$AB \rightarrow C$	$AB \rightarrow ABC$	$A \rightarrow BC$	$ABC \rightarrow ABD$	$A \rightarrow ABC$	$AB \rightarrow AC$	$AB \rightarrow A$
拆分规则	$A \rightarrow B$	$A \rightarrow C, B \rightarrow C$		$A \rightarrow B, A \rightarrow C$	$A \rightarrow D, B \rightarrow D, C \rightarrow A, C \rightarrow B, C \rightarrow D$	$A \rightarrow B, A \rightarrow C$	$A \rightarrow C, B \rightarrow A, B \rightarrow C$	$B \rightarrow A$

(二)数字技术交易网络的结构特征

表2报告了2011—2023年我国上市公司整体数字技术交易网络的拓扑结构特征。从表中可以看出,数字技术交易网络节点数基本呈现扩增的状态,从2011年的643个增加到2023年的3314个,如图3和图4所示。但在2017年出现了波动,原因可能是2017年国家知识产权局扩大知识产权质押融资试点范围,企业可能通过增加专利转让或许可的次数盘活无形资产,缓解资金压力。网络直径、平均路径长度表征网络的联通性,平均聚类系数表征网络“三角聚类”数量。可见整体网络规模扩大趋势明显,数字专利交易日趋频繁,网络闭合和联通程度虽有提升但网络离散程度也随之加大,“三角聚类”数量虽有增多但网络结构仍趋于松散。

表2 2011—2023年上市公司整体数字技术交易网络的特征

年份	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
节点数	643	701	674	909	989	1314	2738	1819	1989	2480	2596	2782	3314
边数	438	524	548	765	797	1128	2553	1684	1555	2090	2346	2414	2886
平均度	0.681	0.748	0.813	0.842	0.806	0.858	0.932	0.926	0.782	0.843	0.904	0.868	0.871
平均出度	0.340	0.374	2.840	0.421	0.403	0.429	0.466	0.463	0.391	0.421	0.452	0.434	0.435
平均入度	0.340	0.374	2.840	0.421	0.403	0.429	0.466	0.463	0.391	0.421	0.452	0.434	0.435
平均加权度	2.087	2.133	5.68	3.848	4.145	3.293	2.745	3.501	3.195	4.674	5.112	4.854	3.694
网络直径	3	3	5	9	4	5	7	6	5	6	10	5	5
平均路径长度	1.068	1.114	1.423	3.175	1.366	2.091	2.239	1.714	1.457	1.698	2.166	1.642	1.481
平均聚类系数	0.011	0.064	0.063	0.055	0.049	0.049	0.036	0.055	0.050	0.044	0.058	0.062	0.051

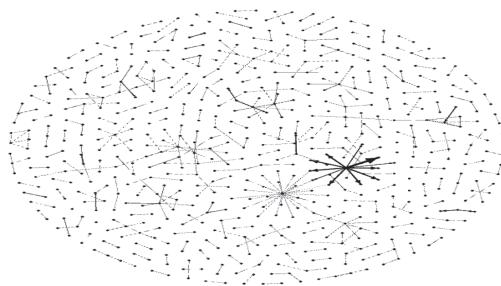


图3 2011年数字技术交易网络

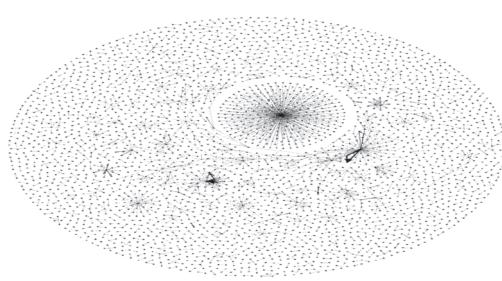


图4 2023年数字技术交易网络

表3列示了2011—2023年嵌入数字技术交易网络的制造业上市公司数量,嵌入数字技术交易网络的制造业上市公司从2011年的67家增长到2023年的635家,增长了近十倍,说明制造业上市公司嵌入到数字技术交易网络中并非偶然行为,越来越多的公司做出数字技术交易决策。从制造业上市公司嵌入数字技术交易网络的频次来看,711家制造业上市公司嵌入数字交易网络的频次为1年,仅有许继电气股份有限公司1家嵌入频次为13年,说明发生持续性数字技术转让、许可的制造业上市公司占比不高,数字技术交易网络仍然呈现分散化状态。

表3 2011—2023年嵌入数字技术交易网络的制造业上市公司数量统计

年份	嵌入网络的观测值数量	嵌入网络的频次	对应观测值数量
2011	67	1年	711
2012	90	2年	290
2013	93	3年	160
2014	139	4年	103
2015	134	5年	64
2016	190	6年	55
2017	251	7年	28
2018	261	8年	19
2019	348	9年	18
2020	404	10年	11
2021	480	11年	10
2022	544	12年	5
2023	635	13年	1
总计	3 636	加权合计	3 636

四、研究设计

(一)模型构建

为检验上市公司嵌入数字技术交易网络的程度对其全要素生产率的影响,本文构建了如下实证模型:

$$TFP_LP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{deg}_{i,t-1} + \alpha_2 X_{it} + \sigma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下角标*i*和*t*分别代表上市企业和年份。 TFP_LP 代表上市企业的全要素生产率, $Indeg$ 代表数字技术交易网络嵌入程度。 X_{it} 为控制变量, σ_i 和 μ_t 分别为企业和年份固定效应, ε_{it} 为残差项。由于网络嵌入程度对企业全要素生产率的影响可能存在滞后性,本文将自变量、调节变量、工具变量等相关变量进行滞后处理。

为检验数字技术交易网络嵌入对制造业全要素生产率的三种机制效应,我们采用两步法构建机制模型(许和连等,2024):

$$Med_{it} = \theta_0 + \theta_1 Indeg_{i,t-1} + \theta_2 X_{it} + \sigma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$TFP_LP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Med_{it} + \gamma_2 Indeg_{i,t-1} + \gamma_3 X_{it} + \sigma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, Med_{it} 分别代表创新实力增长、竞争能力提升和信息传递对齐机制变量。

为检验制造业上市公司融资约束程度对主效应的调节作用,本文构建如下实证模型:

$$TFP_LP_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 Indeg_{i,t-1} + \lambda_2 KZ_{i,t-1} + \lambda_3 Indeg_{i,t-1} \times KZ_{i,t-1} + \lambda_4 X_{it} + \sigma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, KZ 表示融资约束程度, $Indeg \times KZ$ 表示数字技术交易网络与融资约束程度的交乘项。

(二)数据来源

本文的数据来源分为以下几类:一是上市公司数据,来源于CSMAR上市公司财务数据库,仅保留2011—2023年的A股制造业上市公司样本,剔除股票交易状态异常(ST或ST*)的公司样本;剔除财务指标异常、核心指标缺失的公司样本;部分数据通过CNRDS、Wind、中国城市统计年鉴等进行补充和核验。二是专利转让、许可数据,来自中国专利数据库与Incopat数据库。将此数据与CSMAR数据库中制造业上市公司数据相匹配,根据数字技术交易双方的名称、年份加总,最终得到17761个观测值。本文在1%水平上对变量进行双边缩尾处理。

(三)变量说明

本文选取制造业企业全要素生产率(TFP_LP)作为被解释变量,基准回归使用LP法测算。LP法在OP法基础上,通过替换变量解决样本损失的问题,使用中间品投入作为代理变量,可获得更一致、有效的估计。为降低方法选择偏误,本文使用OP法测算的全要素生产率进行稳健性检验。

本文采用的解释变量为数字技术交易网络嵌入程度(deg)。由于Incopat数据库和中国专利数据库中未统计数字专利转让、许可的交易金额,本文在计算交易双方连结的权重时采用关系数量来衡量。本文利用绝对度中心性衡量关系嵌入程度(许和连等,2024),计算公式如下:

$$Indeg_{i,t-1} = \ln (odeg_{i,t-1} + ideg_{i,t-1} + 1) \quad (5)$$

其中, $odeg$ 为出度中心性,表示网络中从节点*i*出发的连接之和。 $ideg$ 为入度中心性,表示网络中到节点*i*的连接之和。由于仍有部分制造业上市公司未开展数字技术转让、许可,故本文对该指标进行加1取对数处理。

本文使用KZ指数作为调节变量来衡量企业融资约束程度。

为了尽量减少遗漏变量带来的内生性问题,本文设置了以下控制变量(黄先海和高亚兴,2023;许和连等,2024;夏太彪等,2024),包括资产收益率(ROA)、企业规模($lnSize$)、现金流状况($Cash$)、企业存续时间($lnage$)、流动资产周转率($CATO$)、存货周转率(ITO)、资产负债率(Lev)、市场集中度(HHI)、资本密集度(ppc)和公司年度营业收入增长率($ReveGrow$)。相关变量的描述性统计见表4。

表4 描述性统计

变量	(1) 观测值	(2) 平均值	(3) 标准差	(4) 最小值	(5) 最大值
<i>TFP_LP</i>	17 761	8.0000	0.9021	5.0475	12.2926
<i>L.Indeg</i>	17 761	0.1486	0.3923	0.0000	6.9363
<i>L.KZ</i>	17 570	1.0109	2.1098	-12.7873	10.8847
<i>lnage</i>	17 761	2.3352	0.6010	1.3863	3.4012
<i>Lev</i>	17 761	0.3952	0.1822	0.0506	0.8253
<i>lnSize</i>	17 761	7.7963	1.1204	5.0173	10.8035
<i>ROA</i>	17 761	0.0391	0.0606	-0.1901	0.2136
<i>Cash</i>	17 761	0.2024	0.1326	0.0257	0.7161
<i>ReveGrow</i>	17 761	0.1306	0.2839	-0.4477	1.5289
<i>CATO</i>	17 761	1.1621	0.7195	0.2006	4.4179
<i>ITO</i>	17 761	4.2970	3.5687	0.4398	21.0539
<i>HHI</i>	17 761	0.1085	0.0898	0.0000	0.4502
<i>ppe</i>	17 761	2.0911	1.1949	0.4890	7.8530

五、实证分析

(一) 基准回归

表5报告了基准回归结果,从(1)—(3)分别汇报了仅包含解释变量、控制年份和企业固定效应、控制双向固定效应并加入控制变量的逐步回归结果。可以看出,制造业上市企业前一年嵌入在数字技术交易网络的程度(*L.Indeg*)对其当年全要素生产率(*TFP_LP*)的影响均在1%的置信水平上显著为正。第(3)列结果表明,在加入控制变量、并控制年份和企业双向固定效应后,制造业企业在数字技术交易网络中的绝对度中心性每增加1个标准差,其全要素生产率水平平均提高约2.12%,并在1%的置信水平上显著为正,假设1成立。这表明制造业企业数字技术交易网络嵌入程度高显著正向提升了全要素生产率,技术交易的“数实融合”作用显著。

表5 基准回归结果

变量	(1) <i>TFP_LP</i>	(2) <i>TFP_LP</i>	(3) <i>TFP_LP</i>
<i>L.Indeg</i>	0.1537*** (0.0094)	0.0356*** (0.0091)	0.0212*** (0.0061)
<i>Controls</i>	否	否	是
<i>Year</i>	否	是	是
<i>Firm</i>	否	是	是
观测值	17761	17761	17761
<i>R</i> ²	0.0131	0.0144	0.7350

注:回归结果在企业层面聚类处理,括号内为稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,下表同。

(二) 机制分析

1. 创新实力增长机制

本文利用制造业上市公司自主申请数字发明专利数量的对数(*Indigpatent_self*)和联合申请数字发明专利数量的对数(*Indigpatent_unit*)分别测度制造业上市公司的数字技术自主和联合创新能力。表6第(1)列中自主创新与解释变量的回归系数在1%的置信水平上显著,第(2)列被解释变量分别与解释变量和机制变量的回归系数在5%的置信水平及以上显著。同理,第(3)、(4)列显示数字技术联合创新机制成立。进一步地,本文使用年报“管理层讨论与分析”文本中的“业务创新”“流程创新”出现的频率代表商业模式(周鹏等,2024)。再除以该部分文字全

部字数后乘以10 000,取对数后得到商业模式创新变量(*lnbusinno*)。表6第(5)列显示,企业数字技术交易网络嵌入程度滞后项显著正向影响其商业模式创新,第(6)列显示,解释变量与机制变量同全要素生产率的回归系数均在10%的置信水平以上正向显著。

表6 创新机制分析

变量	(1) 数字技术自主创新		(3) 数字技术联合创新		(4) 商业模式创新	
	<i>lndigpatent_self</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>lndigpatent_unit</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>lnbusinno</i>	<i>TFP_LP</i>
<i>lndigpatent_self</i>		0.0154*** (0.0037)				
<i>L.Indeg</i>	0.0773*** (0.0246)	0.0150** (0.0062)	0.0987*** (0.0253)	0.0142** (0.0062)	0.0351** (0.0163)	0.0212*** (0.0062)
<i>lndigpatent_unit</i>				0.0192*** (0.0042)		
<i>lnbusinno</i>					0.0093* (0.0047)	
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Firm</i>	是	是	是	是	是	是
观测值	14 065	14 065	14 065	14 065	17 552	17 552
<i>R</i> ²	0.1216	0.7422	0.0739	0.7422	0.1489	0.7338

2.竞争能力提升机制

本文采用学术界较为常用的勒纳指数衡量市场竞争能力,勒纳指数的计算公式为企业营业收入与营业成本、管理和销售费用的差值再除以营业收入(陈志斌和王诗雨,2015)。表7第(1)列中市场竞争能力(*lnlnzs*)与网络绝对度中心性滞后项的系数在10%的置信水平上正向显著,第(2)列中市场竞争能力和网络绝对度中心性滞后项的系数均在1%的置信水平上正向显著。

表7 其他机制分析

变量	(1) 市场竞争能力提升机制		(3) 信息传递对齐机制		(4)	
	<i>lnlnzs</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>ASY</i>	<i>TFP_LP</i>		
<i>L.Indeg</i>	0.0227* (0.0123)	0.0187*** (0.0059)	0.0407*** (0.0111)	0.0142** (0.0058)		
<i>lnlnzs</i>		0.0260*** (0.0056)				
<i>ASY</i>				0.1728*** (0.0121)		
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Firm</i>	是	是	是	是	是	是
观测值	16 482	16 482	17 760	17 760		
<i>R</i> ²	0.3421	0.7398	0.3580	0.7092		

3.信息传递对齐机制

本文对流动性比率等三个指标进行主成分分析测度企业信息不对称程度(于蔚等,2012)。由于该指标越高,企业之间信息传递对齐的程度越低。为合理测度信息传递对齐机制的正向效应,本文将该逆向指标正向化(叶宗裕,2003),得到信息传递对齐指标。表7第(3)、(4)列显示信息传递对齐指标(*ASY*)与数字技术交易网络嵌入程度滞后项的系数在1%水平上显著为正,全

要素生产率对自变量在5%的水平上显著为正,对机制变量在1%的水平上显著为正。三个机制均成立,验证了假设2。

(三)内生性控制

1.双重差分法(DID)

为克服变量因果带来的内生性问题,本文将样本区间内处理组企业首次嵌入数字技术交易网络的行为作为冲击,发生过数字技术转让或许可行为的企业作为处理组,其他样本企业作为对照组,构建多期DID模型:

$$TFP_LP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} \times Post_{it} + \delta X_{it} + \sigma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, $Treat$ 表示该企业是否为处理组,是取值为1,否则为0。 $Post$ 代表实验组企业是否发生数字技术交易行为,发生数字技术交易行为当年及之后的年份取值为1,否则取值为0。[表8](#)第(1)列报告了回归结果, $Treat \times post$ 变量系数在1%的置信水平上显著为正。

表8 内生性控制

变量	(1) DID检验 <i>TFP_LP</i>	(2) PSM-DID <i>TFP_LP</i>	(3) Heckman两阶段 <i>TFP_LP</i>	(4) 工具变量 <i>L.Indeg</i>	(5) <i>TFP_LP</i>
$Treat \times post$	0.0449*** (0.0102)	0.0356*** (0.0103)			
$L.perinter \times L.avgdeg$				0.7161*** (0.1443)	
$L.Indeg$			0.1676*** (0.0094)		1.2135*** (0.2827)
IMR			-0.9592*** (0.0768)		
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是	是
<i>Firm</i>	是	是	是	是	是
<i>Kleibergen-Paap rk LM检验</i>					21.530
<i>LM检验P值</i>					0.0000
<i>Kleibergen-Paap rk Wald F检验</i>					24.616
观测值	21 269	13 267	17 761	14 809	{16.38}
<i>R</i> ²	0.6278	0.6324	0.7195		14 809

2.动态效应检验

本文构建模型(7)探究数字技术交易行为对全要素生产率的动态影响:

$$TFP_LP_{it} = \beta_0 + \sum \beta_n Treat_{it} \times Post_{(9)}_{it} + \delta X_{it} + \sum Year + \sum Firm + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, $Post(9)$ 表示样本窗口期为事件发生前后9年。为了避免多重共线性,在回归中省略事件发生前一期变量。[图5](#)结果显示事前的系数在95%的置信区间不显著,事后的系数均显著为正,说明制造业上市企业做出嵌入数字技术交易网络的决策有助于提升其全要素生产率,且这一提升效应具有一定的持续性。

3.PSM-DID方法

为保证处理组与对照组企业在事件前后特征一致,本文使用倾向得分匹配(PSM)方法,以处理组企业前一年的控制变量为基准([黄勃等,2023](#)),将处理组样本依据0:1的最近邻匹配原则,与对照组样本进行1:1无放回匹配。在进行倾向得分匹配后,按照模型(6)进行双重差分检

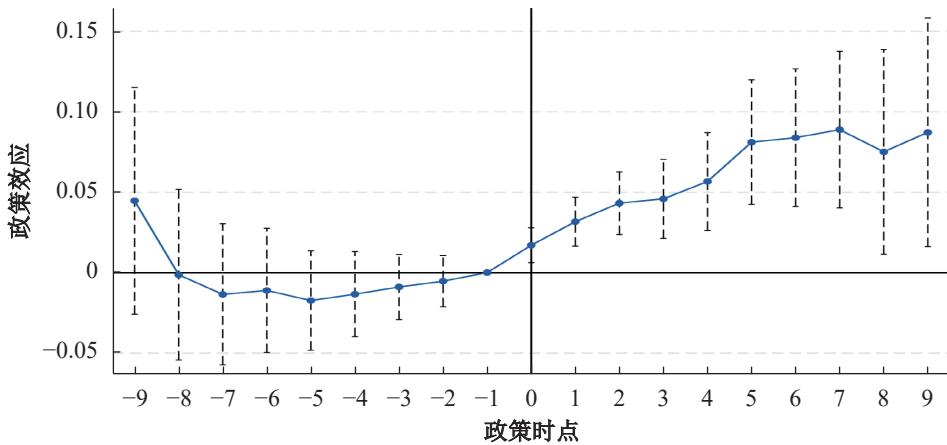


图 5 动态效应检验

验。[表8](#)第(2)列汇报了回归结果, *Treat*×*post*变量系数仍然在1%的置信水平上显著为正。

4. Heckman两阶段检验

第一阶段,本文以企业是否发生数字技术交易行为构造0—1变量作为因变量([周鹏等,2024](#)),加入基准回归中的一系列控制变量的滞后项构建Probit模型估计逆米尔斯比率(*IMR*)。第二阶段,将*IMR*加入基准回归,[表8](#)第(3)列结果显示,数字技术交易网络滞后绝对度中心性(*L.Indeg*)和逆米尔斯比率(*IMR*)的系数均在1%的置信水平上显著,潜在的自选择偏差对本文基准回归的结果无干扰。

5. 工具变量检验

本文采用地市级互联网宽带接入用户数([方冬莉,2023](#))除以户籍人口数与前一年相同规模其他企业平均水平([尹志锋等,2023](#))的交乘项(*L.perinter*×*L.avgdeg*)构建工具变量,以缓解内生性问题。地市级的互联网宽带接入用户数除以户籍人口数(*perinter*)反映了地区数字经济发展情况和普及程度,将其他企业平均水平与地市互联网接入用户数交乘,满足固定效应模型年度和个体同时变化的要求。本文选取的工具变量对于不同制造业上市公司是否做出数字技术交易决策产生潜在影响,但对于单个企业的全要素生产率只能通过该企业嵌入数字技术交易网络的程度传导,工具变量本身对因变量并无本质影响,一定程度上贴合工具变量相关性和排他性的选取原则。

回归采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归,[表8](#)结果显示, *Kleibergen—Paap rk LM*检验 *p*值为0.0000,拒绝工具变量识别不足假设, *Kleibergen—Paap rk Wald F*检验统计量大于10%水平临界值,说明弱工具变量问题不存在。[表8](#)第(4)、(5)列显示两阶段回归系数均在1%的水平上显著为正。上述内生性控制方法均说明基准回归的结论可靠。

(四)稳健性检验

①更换被解释变量。本文改用OP法重新测算制造业上市公司全要素生产率。[表9](#)第(1)列显示数字技术交易网络绝对度中心性的回归系数在1%的置信水平上显著为正。②替换解释变量。本文替换了其他不同类型的中心性指标进行稳健性检验,具体指标包括制造业上市公司是否发生数字技术转让或许可行为的哑变量滞后项(*L.bc*)、相对度中心性滞后项(*L.rdeg*)、加权度中心性滞后项(*L.Inwdeg*)、接近中心性滞后项(*L.clo*),具体计算指标公式及定义见[表10](#)。[表9](#)第(2)—(5)列报告了替换解释变量后的回归结果,全部回归结果均在10%及以上的置信水平上正向显著。③替换解释变量滞后两期。企业嵌入数字技术交易网络对全要素生产率的影响

可能具有长期的时滞性,因而本文构造了数字技术交易网络绝对度中心性滞后两期($L2.lndeg$),进行基准回归,表11第(1)列报告了回归系数在1%的置信水平上显著为正。^④调整回归样本。本文根据1:2与1:5近邻匹配原则重新构造回归样本,表11第(2)、(3)列汇报了回归结果,数字技术交易网络绝对度中心性滞后项均在1%的置信水平上显著为正。^⑤排除知识产权运营平台政策的干扰。本文根据各运营中心建设省份及年份构造了虚拟变量(*policy*),即制造业上市公司所处省份在批复当年及以后年份取值为1,其余情况为0。表11第(4)列将解释变量(*lndeg*)与虚拟变量(*policy*)的滞后交乘项加入回归,结果显示解释变量滞后项(*L.lndeg*)的系数仍在10%的水平上显著为正,交乘项不显著。^⑥排除2017年网络波动因素的干扰。数字技术交易网络的结构特征显示2017年网络节点数出现了波动,本文将2017年的数据删除重新回归,表11第(5)列显示系数在1%的水平上显著为正。上述稳健性分析证明基准回归结果稳健。

表9 稳健性检验

变量	更换被解释变量		更换解释变量		(5)
	(1) <i>TFP_OP</i>	(2) <i>TFP_LP</i>	(3) <i>TFP_LP</i>	(4) <i>TFP_LP</i>	
<i>L.lndeg</i>	0.0291*** (0.0065)				
<i>L.bc</i>		0.0235*** (0.0059)			
<i>L.rdeg</i>			0.0102* (0.0060)		
<i>L.lnwdeg</i>				0.0140*** (0.0034)	
<i>L.clo</i>					0.0134** (0.0063)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是	是
<i>Firm</i>	是	是	是	是	是
观测值	17761	17761	17761	17761	17761
<i>R</i> ²	0.6877	0.6875	0.7347	0.7351	0.7348

表10 其他网络中心性指标计算公式及定义

指标	计算公式	定义
相对度中心性	$rdeg_{i,t-1} = \frac{ideg_{i,t-1} + odeg_{i,t-1}}{N-1}$	节点 <i>i</i> 的出度中心性和入度中心性之和与节点总个数N-1的比值,衡量节点的相对重要程度
加权度中心性	$lnwdeg_{i,t-1} = \ln \sum_{i \neq x}^N w_{ix}$	节点 <i>i</i> 经历的数字技术交易总数的对数值,表示节点在网络中的交易频率
接近中心性	$Clo = \frac{N-1}{\sum_{j=1}^N d_{ij}}$	节点 <i>i</i> 在数字技术交易网络中到其余节点平均距离的倒数,反映节点的重要性

(五)调节效应检验

表12第(1)列显示,数字技术交易网络与融资约束的滞后交乘项(*L.lndeg*×*L.KZ*)在1%的置信水平上显著为正,说明融资约束程度较高的制造业上市公司嵌入数字技术交易网络中能够获得更高的生产率提升。进一步地,本文区分了技术需求方与技术供给方在数字技术交易网络中的绝对中心性,分别加入回归,表12第(2)、(3)列显示,出度中心性与KZ指数的滞后交乘项在1%的置信水平上正向显著,入度中心性与KZ指数的滞后交乘项不显著。说明融资约束程

度越高的技术供给方嵌入数字技术交易网络的生产率提升作用明显,而融资约束程度越高的技术需求方嵌入网络的生产率提升作用不显著。假设3a和3b成立。

表 11 稳健性检验

变量	(1) 解释变量滞后 两期 <i>TFP_LP</i>	(2) 更换样本1:2 近邻匹配 <i>TFP_LP</i>	(3) 更换样本1:5 近邻匹配 <i>TFP_LP</i>	(4) 排除知识产权运 营平台政策干扰 <i>TFP_LP</i>	(5) 删除2017年 样本 <i>TFP_LP</i>
<i>L2.Indeg</i>	0.0226*** (0.0061)				
<i>L.Indeg</i>		0.0196*** (0.0060)	0.0210*** (0.0061)	0.0133* (0.0080)	0.0210*** (0.0063)
<i>L.Indeg</i> × <i>L.policy</i>				0.0133 (0.0102)	
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是	是
<i>Firm</i>	是	是	是	是	是
观测值	14 839	15 758	17 480	17 761	16 526
<i>R</i> ²	0.7324	0.7413	0.7357	0.7350	0.7435

表 12 调节效应

变量	(1) 融资约束 <i>TFP_LP</i>	(2) 技术供给方 <i>TFP_LP</i>	(3) 技术需求方 <i>TFP_LP</i>
<i>L.Indeg</i>	0.0129* (0.0067)		
<i>L.KZ</i>	-0.0072*** (0.0023)	-0.0128*** (0.0021)	-0.0121*** (0.0021)
<i>L.Indeg</i> × <i>L.KZ</i>	0.0082*** (0.0029)		
<i>L.Indeg</i>			0.0172** (0.0078)
<i>L.Indeg</i> × <i>L.KZ</i>			0.0034 (0.0033)
<i>L.Inodeg</i>		0.0172*** (0.0065)	
<i>L.Inodeg</i> × <i>L.KZ</i>		0.0104*** (0.0029)	
<i>Controls</i>	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是
<i>Firm</i>	是	是	是
观测值	17 570	17 570	17 570
<i>R</i> ²	0.7293	0.7324	0.7320

(六)异质性分析

1.技术流动方向特征

数字技术交易活动中供给方和需求方处于对立的两侧,对于双方来说技术流动方向相反,可能会对全要素生产率产生不同的作用效果。本文区分数字技术交易网络的技术流动方向,表13第(1)、(2)列显示,入度中心性滞后项(*L.Indeg*)的回归系数在5%的置信水平上显著为正,出度中心性滞后项(*L.Inodeg*)的回归系数在1%的置信水平上显著为正。结果表明,数字技

术需求方与供给方嵌入数字技术交易网络均显著提升生产率。相较于数字技术需求方,数字技术供给侧的制造业企业具有更强的全要素生产率提升能力。可能的解释:一是在数字技术交易网络中供给方的综合实力、资源能力往往高于需求方,其往往能在网络中获益更多;二是数字技术交易网络的需求方需要将购买的数字技术内化,与现有业务融合或创新后才能体现在全要素生产率的提升上,其生产率提升的强度可能相对较弱。

表 13 异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	技术流动方向特征		知识产权保护水平		资源配置战略差异	
	需求方	供给方	水平较高	水平较低	进攻型	防御型
	TFP_LP	TFP_LP	TFP_LP	TFP_LP	TFP_LP	TFP_LP
<i>L.Indeg</i>	0.0165** (0.0082)					
<i>L.Inodeg</i>		0.0214*** (0.0068)				
<i>L.lndeg</i>			0.0242** (0.0106)	0.0010 (0.0131)	0.0073 (0.0139)	0.0442*** (0.0159)
<i>Fisher's Permutation test</i>				-0.023* {0.081}		0.037* {0.096}
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Year</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Firm</i>	是	是	是	是	是	是
观测值	17761	17761	5509	6323	2963	4427
<i>R</i> ²	0.7347	0.7349	0.5363	0.5151	0.4255	0.5611

注: {}内为*Fisher's Permutation test*组间差异的*p*值。

2. 知识产权保护水平

地区知识产权保护水平较高,可以通过维持交易市场秩序保障数字技术的有序流通和企业的合法权益,促进数字技术的转化和应用。本文根据国家知识产权局公布的各省专利侵权纠纷结案数,利用该指标的三分位数将样本分为知识产权保护水平高、中、低三部分,将水平高和低的两组进行对比。**表13**第(3)、(4)列报告了回归结果,*Fisher's Permutation test*表明组间差异显著,数字技术交易网络的生产率提升作用在知识产权保护水平高的地区更显著。究其原因,数字技术的独占性决定了知识产权制度更完善的地区企业更有意愿做出数字技术交易决策,当地技术交易市场更具活力([黄勃等,2023](#))。

3. 资源配置战略差异

本文将企业战略分为进攻型、分析型和防御型三种([Miles等,1978](#))。防御型追求降本增效,进攻型注重开拓新市场,开发新产品,分析型则融合上述两种类型的特点,充当“中立者”的角色。本文计算市场开发程度、研发投入程度、资产负债率、员工创收能力与固定资产占比五个层面的指标([余鹏翼等,2024](#))。前四个指标从小到大赋值1—5,第五个指标按从大到小赋值1—5,相加得到5—25之间的企业战略值,防御型战略取值在5—13,分析型战略取值在13—18,进攻型战略取值在18—25。将防御型战略组与进攻型战略组进行对比,回归结果见**表13**第(5)、(6)列,*Fisher's Permutation test*在10%的置信水平上显著,数字技术交易网络带来的生产率提升效应在进攻型战略组不显著,但在防御型战略组在1%的置信水平上显著为正。可能的原因是防御型战略企业在数字技术交易决策上更为稳健和谨慎,而进攻型战略企业可能在未充分研判数字技术价值与自身业务匹配性的情况下就通过嵌入数字技术交易网络寻求颠覆性数字技术,但自身配套投资(如算力中心建设)可能有限。

六、结论与政策启示

技术要素市场是创新驱动发展和科技成果转化的主要场所,数字技术的交易和流通关乎传统制造业的数字化转型和智能化升级,是数实产业技术融合的重要形式。广泛开展数字技术交易、拓宽数字技术交易网络的覆盖范围和密度是提升我国制造业全要素生产率、促进企业高质量发展的有效路径。本文以制造业上市公司为研究对象,以2011—2023年中国企业专利转让和许可数据与上市公司数据相匹配,构建上市公司整体数字技术交易网络,实证检验了制造业上市公司在数字技术交易网络中的嵌入程度对其全要素生产率提升的影响及作用机制。

研究结果表明,数字技术交易网络嵌入程度高能够显著提升企业全要素生产率,融资约束程度对其具有调节作用。这一提升效果可以通过创新实力增长机制实现,具体表现为提升数字技术自主创新和联合创新能力,增强商业模式创新水平;或者通过竞争能力提升机制、信息传递对齐机制来实现。网络拓扑结构辅助说明了联合创新和信息传递对齐的机制效应:平均聚类系数的波动上升说明数字技术交易网络中“三角”聚类的数量有所增多,企业利用同类聚集的便利联合创新,以提升生产效率;网络直径和平均路径长度的波动上升证实数字技术交易网络的连通性有所增强,企业利用便捷的网络通道提高信息传播速率,进而提升全要素生产率。异质性分析表明,技术需求方和供给方嵌入数字技术交易网络中均可提升其生产率,相较于技术需求方,技术供给方获益更多;知识产权保护水平较高地区的制造业企业能够从数字技术交易网络深度嵌入中获得更大的生产率提升;采取防御型战略的企业嵌入数字技术交易网络的生产率提升效应更大。基于以上研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,重视技术要素市场中的数字技术交易,着力构筑公平有序、信息畅通的数字技术交易网络。充分发挥网络的信息传递和多主体协同合作优势,推进数字前沿技术惠及更多实体经济企业。研究发现,当前的数字技术交易网络结构较为分散,平均度、网络直径、平均聚类系数等指标出现波动,数字技术交易网络连接大多集中在深度嵌入的优势企业之间,数字技术交易行为的普及和聚类程度较低,中小制造业企业难以接触到核心数字技术。为此,一方面,政府需要持续深化技术要素市场建设,将建设目标从单一的交易转变到提高技术交易普及程度上,拓宽数字技术交易信息渠道,鼓励制造业企业加强聚类合作,促进数字技术协同互助。另一方面,政府应当着力搭建行之有效的知识产权交易平台提供数字技术交易信息,缩小数字技术信息差异,通过政策、数字技术、数字人才、数字基础设施等多方面因素的协同配合,增强数字技术交易网络的密度和宽度,畅通数字技术转让和许可供需双方的交易渠道。

第二,以开放式创新思维,调动数字技术交易网络中各类主体的交易积极性,增强数字技术要素市场的活力。本文的研究结果表明数字技术交易网络嵌入程度能够显著提升制造业生产率,同时在数字技术交易网络中的优势地位有助于提升企业数字技术联合创新能力,进而促进生产率提升。但从当前的数字技术交易网络结构看,高校、科研院所等主体在数字技术交易网络中的参与度较低,阻碍了优质数字技术进入市场。基于此,各类创新主体应当摆脱封闭式创新的思维定式,以开放的态度接纳更多类型主体进入数字技术交易网络中。研究结论发现,技术供给方在数字技术交易网络中更能提升其生产率,说明各类主体要充分研判自身在数字技术交易网络中所处的交易位置,结合自身发展状况和优势,制定科学合理战略以充分利用数字技术交易网络的资源。同时,融资约束程度越高的企业嵌入数字技术交易网络能够发挥更大的生产率提升效应,说明制造业企业可以充分发挥能动性,利用数字技术交易网络缓解融资约束,增进生产效率,促进数字技术要素市场的和谐发展。

第三,营造公平竞争、和谐有序的数字技术交易环境,健全知识产权交易保障体系。市场竞争环境方面,研究结果表明市场竞争能力对数字技术交易网络的制造业生产率提升效应产生积极作用。因而,政府应当不断增强技术要素市场监管力度,运用数字化手段完善交易行为跟

踪和垄断竞争处罚程序,增强市场主体公平竞争意识,有序开展数字技术交易。知识产权保护方面,研究结果显示地方知识产权保护水平的提高有助于嵌入数字技术交易网络的制造业企业生产率提升。因此,地方政府应当着力提升数字技术研发、应用和市场化多个环节的保护力度,在制定相关知识产权法律法规时要注重与企业开展研发创新活动的各个环节特征相契合,建立健全快速高效的数字化知识产权纠纷解决机制,“一事一策”提高知识产权保护效率。

主要参考文献

- [1]戴魁早. 技术市场发展对出口技术复杂度的影响及其作用机制[J]. 中国工业经济, 2018, (7): 117-135.
- [2]戴魁早, 刘友金, 潘爱民. 技术要素市场发展促进了制造业生产率增长吗?[J]. 统计研究, 2023, 40(12): 119-131.
- [3]何小钢, 梁权熙, 王善骥. 信息技术、劳动力结构与企业生产率——破解“信息技术生产率悖论”之谜[J]. 管理世界, 2019, 35(9): 65-80.
- [4]黄勃, 李海彤, 刘俊岐, 等. 数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(3): 97-115.
- [5]黄先海, 高亚兴. 数实产业技术融合与企业全要素生产率——基于中国企业专利信息的研究[J]. 中国工业经济, 2023, (11): 118-136.
- [6]李东红, 陈昱蓉, 周平录. 破解颠覆性技术创新的跨界网络治理路径——基于百度Apollo自动驾驶开放平台的案例研究[J]. 管理世界, 2021, 37(4): 130-158,232.
- [7]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): 4-15,42.
- [8]刘淑春, 闫津臣, 张思雪, 等. 企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗?[J]. 管理世界, 2021, 37(5): 170-190.
- [9]彭聪, 申宇, 张宗益. 高管校友圈降低了市场分割程度吗?——基于异地并购的视角[J]. 管理世界, 2020, 36(5): 134-144,160.
- [10]宋德勇, 陈梁. 数字技术应用对企业全要素生产率的影响效应研究——兼论破解新“索洛悖论”[J]. 科研管理, 2024, 45(9): 33-42.
- [11]孙天阳, 成丽红. 协同创新网络与企业出口绩效——基于社会网络和企业异质性的研究[J]. 金融研究, 2020, (3): 96-114.
- [12]王歌, 覃柳森, 曾赛星, 等. 新型举国体制下重大工程创新生态系统的资源配置模式——来自港珠澳大桥技术创新的证据[J]. 管理世界, 2024, 40(5): 192-216.
- [13]吴虹仪, 殷德生. 专利流动与中国工业企业全要素生产率[J]. 经济管理, 2021, 43(4): 21-38.
- [14]许和连, 王伦, 邓玉萍. 技术交易网络与出口企业成本加成——基于中国专利转让与许可的经验研究[J]. 中国工业经济, 2024, (4): 76-94.
- [15]杨慧梅, 江璐. 数字经济、空间效应与全要素生产率[J]. 统计研究, 2021, 38(4): 3-15.
- [16]杨震宁, 侯一凡, 李德辉, 等. 中国企“双循环”中开放式创新网络的平衡效应——基于数字赋能与组织柔性的考察[J]. 管理世界, 2021, 37(11): 184-205.
- [17]叶云岭. 双循环视角下技术转移与制造业空间集聚研究[J]. 中国软科学, 2023, (9): 202-213.
- [18]余鹏翼, 徐咏仪, 余言. 并购双方资源配置战略差异与全要素生产率提升研究[J]. 南开管理评论, 2024, 27(2): 161-170,256.
- [19]张庆国. 技术市场发展能否促进企业技术要素配置——基于中国上市公司样本的实证研究[J]. 中国科技论坛, 2024, (4): 84-94.
- [20]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.
- [21]周鹏, 王卓, 谭常春, 等. 数字技术创新的价值——基于并购视角和机器学习方法的分析[J]. 中国工业经济, 2024, (2): 137-154.
- [22]朱沛华, 陈林. 工业增加值与全要素生产率估计——基于中国制造业的拟蒙特卡洛实验[J]. 中国工业经济, 2020, (7): 24-42.
- [23]Arqué-Castells P, Spulber D F. Measuring the private and social returns to R&D: Unintended spillovers versus technology markets[J]. Journal of Political Economy, 2022, 130(7): 1860-1918.
- [24]Freeman C. Networks of innovators: A synthesis of research issues[J]. Research Policy, 1991, 20(5): 499-514.
- [25]Gulati R, Sutch M. Dependence asymmetry and joint dependence in interorganizational relationships: Effects of embeddedness on a manufacturer's performance in procurement relationships[J]. Administrative Science Quarterly, 2007, 52(1): 32-69.

- [26]Hillman A J, Withers M C, Collins B J. Resource dependence theory: A review[J]. *Journal of Management*, 2009, 35(6): 1404-1427.
- [27]Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [28]Krugman P. A model of innovation, technology transfer, and the world distribution of income[J]. *Journal of Political Economy*, 1979, 87(2): 253-266.
- [29]Mazzola E, Perrone G, Kamuriwo D S. Network embeddedness and new product development in the biopharmaceutical industry: The moderating role of open innovation flow[J]. *International Journal of Production Economics*, 2015, 160: 106-119.
- [30]Miles R E, Snow C C, Meyer A D, et al. Organizational strategy, structure, and process[J]. *Academy of Management Review*, 1978, 3(3): 546-562.
- [31]Mukherji N, Silberman J. Knowledge flows between universities and industry: The impact of distance, technological compatibility, and the ability to diffuse knowledge[J]. *The Journal of Technology Transfer*, 2021, 46(1): 223-257.
- [32]Reitz H J. Reviewed Work: *The external control of organizations: A resource dependence perspective* by Jeffrey Pfeffer, Gerald R. Salancik[J]. *The Academy of Management Review*, 1979, 4(2): 309-310.
- [33]Soda G, Stea D, Pedersen T. Network structure, collaborative context, and individual creativity[J]. *Journal of Management*, 2019, 45(4): 1739-1765.
- [34]Yoo Y, Boland R J, Lyytinen K, et al. Organizing for innovation in the digitized world[J]. *Organization Science*, 2012, 23(5): 1398-1408.
- [35]Yoo Y, Henfridsson O, Lyytinen K. Research commentary—The new organizing logic of digital innovation: an agenda for information systems research[J]. *Information Systems Research*, 2010, 21(4): 724-735.

The “Digital-Real Economy Integration” of Technology Transactions: Digital Technology Transaction Networks and Total Factor Productivity in Manufacturing

Yang Zhenning, An Wenjie

(Business School, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China)

Abstract: Using data from Chinese listed manufacturing firms, this paper examines the impact of digital technology transaction networks and total factor productivity (TFP). The results reveal that the high degree of embeddedness in digital technology transaction networks significantly enhances the TFP level of manufacturing enterprises. The mechanisms include the innovation capability growth mechanism, the competitiveness enhancement mechanism, and the information alignment mechanism. Additionally, high financing constraints strengthen the TFP-enhancing effect of digital technology transaction networks. Heterogeneity analysis indicates that the positive impact of digital technology transaction networks on TFP is more pronounced for manufacturing enterprises that are technology suppliers, operate in regions with higher intellectual property protection levels, and adopt defensive strategies. The findings provide practical guidance for leveraging cross-boundary flows of digital technology to empower high-quality development in manufacturing.

Key words: digital technology; technology transactions; complex networks; TFP; digital-real economy integration

(责任编辑: 王雅丽)