引用格式:李光勤, 刘超, 蔡梦雅. 外部冲击与企业持续性数字技术创新——来自中美贸易摩擦的经验证据[J]. 技术经济, 2026, 45(9): 74-93.

Li Guangqin, Liu Chao, Cai Mengya. External shocks and corporate sustained digital innovation: Empirical evidence from the China-US trade friction[J]. Journal of Technology Economics, 2026, 45(9): 74-93.

外部冲击与企业持续性数字技术创新

——来自中美贸易摩擦的经验证据

李光勤, 刘 超, 蔡梦雅

(安徽财经大学国际经济贸易学院, 蚌埠 233030)

摘 要: 在中美贸易摩擦不断升级的背景下,多重外部冲击极大地增加了中国经济环境的不确定性,并对中国企业创新模式的转变产生了深远影响。采用2007—2023年中国A股上市公司数据,基于双重差分法实证检验了中美贸易摩擦的外部冲击对企业持续性数字技术创新的影响及其作用机制。研究结果发现:中美贸易摩擦对受影响企业的持续性数字技术创新具有显著倒逼作用;机制检验结果表明,供应链数字化效应和税收优惠效应是中美贸易摩擦影响企业持续性数字技术创新的主要路径;异质性检验结果发现,该倒逼效应在研发投入强度高、融资约束高、新型基础设施薄弱地区、外部治理环境较好、处于技术密集型行业、位于非资源型城市及内陆城市的企业表现更为突出;拓展性分析发现,企业持续性数字技术创新能够显著提高生产经营效率和优化人力资本结构。研究基于中美贸易摩擦的经验证据,为中国企业转变数字技术创新模式,应对未来可能进一步升级的贸易摩擦及解决"卡脖子"难题提供了重要的理论支撑与政策启示。

关键词: 中美贸易摩擦; 持续性数字技术创新; 供应链数字化; 税收优惠; 生产经营效率; 人力资本结构

中图分类号: F741; F273 **文献标志码**: A **文章编号**: 1002-980X(2026)09-0074-20

DOI:10.12404/j.issn.1002-980X.J26010308

一、引言

数字技术创新作为当前技术革命与产业变革的先导力量,不仅为企业的数字转型、技术升级提供核心驱动力,也是中国提升国际竞争力的关键要素[1]。作为数据要素集聚的微观主体,企业端的基础创新生态为中国网络通信、人工智能等数字技术的发展注入强劲动力。然而,目前微观企业对数字技术的特殊属性与功能的解读存在一定误区。诸多企业仅将数字技术理解为生产营销方面的简单辅助工具,忽视了数字技术在推动组织、生产和技术等全方位、系统性转型的功能,从而导致数字投资"短平快"现象与"数字孤岛"问题的出现[2]。因此,对于企业而言,保持连续性的数字技术创新是企业提高原有技术利用率、缓解成果转化约束的关键路径。持续性数字技术创新是指企业以新一代数字技术为载体,保持前后各期数字创新行为的内在关联性,通过长期连续的研发投入实现数字技术持续积累、迭代优化与不间断创新,持续提升数字创新能力并稳定产出与经济效益的动态创新过程[3-4]。持续性数字技术创新不仅推动企业培育更高层级的韧性能力与市场竞争优势,更能够实现企业数字生态的可持续发展。然而,创新与市场绩效的良性互动虽然为企业开展持续性数字技术创新活动提供内生动力机制[5],但企业对数字技术的持续性创新能力薄弱、意愿不强的问题仍然普遍存在。在当前数字政策缺乏连续性与企业缺乏长远规划的现实情境下,企业的数字技术创新在持续性方面仍然缺乏有效的外部动力机制。

收稿日期: 2026-01-03

基金项目: 浙江省哲学社会科学年度项目"制度距离对知识产权贸易网络的影响机制与政策研究"(25NDJC056YBM)

作者简介: 李光勤(1979—),博士,安徽财经大学国际经济贸易学院教授,研究方向:国际贸易与环境;刘超(2002—),安徽财经大学国际经济贸易学院硕士研究生,研究方向:国际贸易与产业发展;蔡梦雅(2001—),安徽财经大学国际经济贸易学院硕士研究生,研究方向:国际贸易与产业发展。

随着中美贸易摩擦的日益凸显，持续性数字技术创新成为企业应对国际贸易环境深刻变化的主旋律。为维护科技与数字霸权地位，美国多次以“维护国家安全”和“保护知识产权”为由，通过关税壁垒、“卡脖子”技术封锁等手段遏制中国数字经济的发展[6]。2018 年 3 月，美国分三批次对中国约 2500 亿美元贸易产品加征高额关税[7]。拜登政府上台后，美国多次对中国的先进制程芯片、光刻机、技术服务等进行出口管制。特朗普上台后，更是通过技术脱钩与有限技术交易等方式遏制中国科技产业升级，以维持美国在高端技术领域的霸主地位。在此背景下，传统创新模式的动能衰减使企业意识到解决关键技术瓶颈的紧迫性及持续投资研发数字技术的必要性。在新发展格局下，企业构建完整的数字技术生态体系对于中国高质量发展的战略价值不断提升。因此，面对日益严峻的贸易壁垒与国际环境，研究中美贸易摩擦对中国企业持续性数字技术创新的影响能够为企业战略优化、政府决策部署提供切实依据。

现有文献主要从宏观和微观两个维度探讨贸易摩擦与企业创新之间的关联。从宏观层面分析，既有文献表明贸易摩擦不仅会对贸易规模的扩张产生显著抑制作用[8]，同时还会导致国家福利水平下降[9]。此类影响除造成市场需求萎缩之外，还会降低资源配置的整体效率，抑制地区的创新活力。从微观层面分析，现有研究关于贸易摩擦对企业创新的具体效应尚未统一。主要呈现两种对立观点：其一，倒逼创新效应。贸易环境恶化及衍生的政策不确定性会加剧市场竞争，迫使企业为维护市场地位而增强创新力度[10-11]。尽管初期的贸易摩擦冲击会抑制企业的创新能力，但从长期角度看，企业仍能够通过持续的研发投入实现专利产出与技术创新水平的突破[12-14]。其二，抑制创新效应。贸易摩擦会直接冲击企业的财务绩效，降低企业创新投入规模与持续性，并进一步降低专利产出数量[15-16]。此外，贸易摩擦还会造成宏观环境的不确定性，导致企业融资约束与信贷门槛增加，资金供给收缩，最终抑制企业自主创新与市场扩张能力[17-18]。两者产生分歧主要源于摩擦冲击阶段与研究时间窗口的选取差异，即是否识别了贸易摩擦对企业持续性创新的长期趋势——企业持续性数字技术创新具有跨期性与滞后性特征。当企业在短期内遭受贸易摩擦的直接负向冲击时，突发的外部风险会降低企业的经营绩效，从而对创新活力产生抑制效应；而在长期中企业完成价值转化后，贸易摩擦会对企业全流程的技术迭代提供外生动力，最终对企业持续性数字技术创新产生倒逼效应。本文通过将贸易摩擦冲击对企业长期迭代创新的影响纳入动态分析框架，明确了当前研究结论产生偏差的核心诱因，为该领域的理论体系一致性与严谨性提供关键补充。

持续性创新作为循环反馈型的创新类型，其关键特征体现为，当期开展的创新活动能够对后续创新进程形成持续推动作用，同时保障创新过程在时间维度上的延续[19]。从内涵的增量角度看，持续性数字技术创新相对于传统持续性创新更强调以数字技术作为创新载体，要求前后各期的数字创新行为与成果转化相互协调、联动，通过突破传统创新要素约束实现企业在数据资产、模式创新等方面的可持续性收益。现有研究主要从企业内部和外部两个维度对持续性创新的影响展开分析。其中，内部因素主要集中于人力资本存量、高层管理者认知能力、技术多元化程度等方面[20-22]；而外部层面则以经济政策不确定性、财政补贴、数字化转型等为主要影响因素[23-25]。但当前关于数字技术创新的研究仍存在一定不足。一方面，数字技术创新的赋能效应存在阶段性问题。现有研究多侧重于数字技术创新对企业市场价值、高质量发展[2-3]及财务绩效水平的经济效应[26]。但技术创新初期所需的大量资金投入也加剧了企业的绩效损失，形成数字经济时代的“索洛悖论”[27-28]。另一方面，数字技术的概念延伸存在缺口。现有研究针对数字技术创新与其他领域的交叉研究已展开详细的分析，逐步形成涵盖多学科、多领域、多场景的数字技术知识体系[29]。然而，大多研究仅考察数字技术创新与其他议题间的互动关系，并未将数字技术创新的核心内涵进一步拓展，导致其在数字技术知识体系深化方面的贡献不足。基于中美贸易摩擦常态化背景，为弥补当前的研究缺口，本文以企业持续性数字技术创新为研究对象，旨在探究中美贸易摩擦是否及如何影响该创新模式。

鉴于此，本文使用 2007—2023 年中国 A 股上市公司数据，采用双重差分法探讨中美贸易摩擦对企业持续性数字技术创新的作用效果及传导机制。可能的边际贡献主要包含以下三点：第一，将数字技术的核心内涵向持续性创新领域延伸，拓宽了数字技术创新的理论边界。现有研究仅在传统技术创新的基础上分析中美贸易摩擦的外部冲击，或将数字技术创新与持续性创新并置讨论。前者忽视了阶段性环境变化对企业长期创新战略的影响效应，后者则弱化了企业数字技术创新模式的动态演进过程。基于此，本文对企业持

续性数字技术创新的内涵进行界定,同时将其与中美贸易摩擦纳入统一的分析框架,以考察外部冲击下企业长期创新战略的选择。第二,厘清中美贸易摩擦对企业持续性数字技术创新的作用渠道。本文分别从供应链数字化与政府税收优惠两个方面,结合中美贸易摩擦背景下企业面临的不确定性与经营收缩困境,考察企业间的组织联动行为及政府对冲策略在贸易冲击对企业持续性数字技术创新的中介机制作用。探索各主体对贸易摩擦的动态反馈机制,有利于深入解构企业与政府的风险调控逻辑,以及化风险为研发动力的内部机理,对于构建企业持续性创新动力机制具有重要的参考价值。第三,拓宽了中美贸易摩擦背景下技术创新效应的研究视角。在分析中美贸易摩擦对企业持续性数字技术创新影响的基础上,进一步研究二者交互作用对企业生产经营效率与人力资本结构产生的溢出效应,通过延伸贸易摩擦冲击的经济后果边界,引入企业的风险对冲行为,观察持续性数字技术创新对企业组织生产的调节作用。本文为企业在面临外部冲击风险时实现内部转型提供了重要的理论参考与实证支撑。

二、理论分析与研究假设

(一)中美贸易摩擦与企业持续性数字技术创新

当前,中美贸易摩擦在宏观经济领域造成一定的环境不确定性与技术封锁问题。为应对复杂的贸易环境,政府推行的一系列贸易政策虽有效缓解了贸易摩擦的冲击,但频繁的政策调整也进一步加剧了经济政策的不确定性。贸易摩擦不仅会导致企业生产成本上涨、经营风险增加,还会使债务融资难度上升。在经营受阻的情况下,企业资金利用的机会成本显著增加,企业需要转变原始的发展战略,以实现未来收益最大化。

根据技术路径依赖理论,在贸易摩擦引起的长期不确定性环境下,企业必须及时感知风险,通过适配发展战略、发展模式与发展方向创造持续性优势。首先,企业发展战略的选择。贸易摩擦的不确定性影响促使企业选择技术创新以构建长期竞争能力。由于贸易摩擦带来的高度不确定性会削减企业延迟研发投资的期权收益,推迟创新投入则可能让其他竞争者获得进入市场的机会。通过即时投入阻止竞争者进入市场,企业能够获得长期收益与竞争优势[30]。因此,相比于因短期成本控制而丧失占据市场份额的机会,企业更倾向于利用现有资金进行技术创新的发展战略,以获取长期发展优势、应对未来环境的恶化。其次,企业创新模式的选择。随着低成本经营与高盈利空间优势的丧失,企业会由传统短期规模化创新向跨期持续性创新模式转变。由于传统技术创新的研发布局多聚焦于非核心技术与新兴技术领域,该创新模式的高投入成本、研发风险与产出波动特征难以与企业现实情境进行匹配。而持续性创新的主要特征是企业针对已有核心领域的深入而非新兴领域的探索,即创新活动是对过往创新成果的挖掘与未来技术体系的搭建[31]。在经营困境与创新刚性的矛盾下,持续性创新模式为企业降低研发风险、培育长期竞争优势提供了关键的技术支撑。最后,企业研发方向的选择。贸易摩擦带来的“卡脖子”难题,会倒逼企业通过持续性数字技术创新开展核心技术攻关。贸易摩擦充分暴露了供应链隐患及关键核心技术的“卡脖子”问题,使企业深刻意识到实现关键核心技术自主可控的重要性。持续性数字技术创新为企业解决“卡脖子”技术难题提供了战略技术储备。企业基础的数字技术创新通过拓展创新资源搜寻空间、实现创新资源的价值创造,提升了关键核心技术的突破能力[32]。持续性数字技术创新则进一步将创新资源由短期配置转化为跨期动态配置,保证创新成果转化机制的连续性。企业在多期窗口下深入挖掘技术底蕴和专业知识,将创新资源升级为长期创新能力和技术体系,赋能企业“卡脖子”技术攻关[33]。

基于上述分析,本文提出假设:

中美贸易摩擦显著倒逼企业持续性数字技术创新(H1)。

(二)供应链数字化的机制作用

尽管企业面临不确定性时存在规避动机,但加大研发投入、促进经营模式转型仍然是企业打造差异化竞争优势的主要途径。从需求角度看,企业供应链成员重构与供应商多元化战略会加速供应链数字化进程。在原始的分工体系中,跨境物流是企业生产网络的重要组成部分。随着贸易壁垒的攀升,企业原始跨境供应链中断风险显著增加,供应链本土化成为应对断链风险的主要手段。同时,由于预期营收减

少，企业需要动态调整供应链结构。相比于被动的供应链集中化战略，企业更倾向于采取多元化战略，即扩大供应链网络，以多源采购方式分散经营风险[34]。通过供应链数字化，企业能够有效降低供应商匹配的摩擦成本，缩短合作空窗期，提高供应链的本地化、多样化与稳定性。从成本角度看，贸易摩擦为供应链数字化提供了组织间协同创新的动力。在贸易成本攀升与政策不确定性条件下，企业独立创新的风险攀升使协同创新模式应对危机具有明显的比较优势。一方面，协同创新为组织间的财务风险提供了内在分担机制。协同创新通过汇集合作伙伴间的要素资源进行数字化创新，弥补了单一企业转型创新的高风险缺陷。另一方面，协同创新促进数字化创新成果的跨组织知识流动。这种知识共享过程不仅能够增强企业在贸易摩擦冲击下供应链数字化转型的能力，也增进了组织间的合作关系，促成供应链联盟以应对外部风险。

基于创新生态系统理论，供应链数字化能够推动链上企业形成共生型经济共同体，为企业持续性数字技术创新提供网络支撑。从要素持续供应角度看，供应链数字化提高了链上企业间的交互频率与信息透明度，为企业开展持续性数字技术创新提供全程的信息流，降低了持续性创新过程中信息要素的获取成本与使用成本[35]。同时，供应链数字化的知识共享机制也拓宽了企业获取知识要素的渠道，缩短持续性创新的时长与技术迭代周期，加快了数字技术生态体系的构建。从创新支撑能力角度看，供应链数字化推动企业创新环境与技术攻关方向的深度转变。供应链数字化在推动企业创新模式由内部自主研发向网络化、常态化研发演进的同时[36]，能够分担企业独立创新的不可控风险，强化持续性创新的风险抵御能力与成果转化能力。组织间的紧密联系也实现了供应链整体的内在发展与技术方向的高度契合，推动关联企业持续协同攻关关键核心技术[37]，为破解“卡脖子”难题提供必要的长期技术凝聚力与时间窗口支撑。

基于上述分析，本文提出假设：

中美贸易摩擦通过推动供应链数字化倒逼企业持续性数字技术创新（H2）。

（三）税收优惠的机制作用

国家创新系统理论强调，企业技术创新的实现往往是企业、政府及各类利益相关主体之间的良性协同与互动[38]。面对日益严峻的国际环境压力，如何对冲贸易摩擦的负面影响，已成为政府稳定市场环境、保障企业创新活力的重要议题。贸易摩擦主要从两方面挤压企业的生存空间：其一，美国通过加征高额关税，抬高企业产品的出口门槛，使得外贸企业的跨境贸易成本显著增加。其二，美国采用限制高端芯片出口、切断技术传播渠道、阻断人才流动等手段，造成中国企业技术进口规模缩减及部分数字化项目停滞，加剧了产业链供应链风险。为缓解外部负面冲击、稳固企业创新根基，税收优惠作为政府产业扶持体系中的核心政策工具，成为中国对冲中美贸易摩擦压力的重要产业调控手段[39]。当贸易政策不确定性上升时，政府会主动加大税收减免、财政补助等扶持力度，缓冲企业面临的资金压力与经营风险，改善企业生产经营条件，对冲外部环境带来的负面冲击[40]。例如，财政部和税务总局先后出台《关于调整部分产品出口退税率的通知》和《关于提高部分产品出口退税率的公告》，分别提高了 1172 项和 1464 项产品的出口退税率，有效缓解了美国加征关税带来的负面影响。

税收优惠政策也进一步为企业的持续性数字技术创新活动提供支撑。一方面，政府扩大税收优惠覆盖范围可直接缓解企业资金压力。税收减免释放的资金流量优先弥补了出口管制造成的经营性缺口，降低了创新投入的负担，使企业能将更多资源转向数字技术研发的长期持续性创新，有效缓解了企业开展持续性数字技术创新的融资约束[41]。另一方面，税收优惠政策传递出的创新导向性信号能够激励企业聚焦于长期创新。在外部环境具有长期不确定性的情况下，税收优惠政策落地本身具有较强的激励信号。该信号机制通过稳定企业对未来收益的预期，在增强管理层对长期数字化战略信心的同时，也有效提高了企业持续性数字技术创新的长期投资能力[42]。此外，连续的税收优惠政策能够提高企业数字技术创新项目的连续性，推动企业持续稳定地投入研发数字技术，促进企业持续性数字技术创新。

基于上述分析，本文提出假设：

中美贸易摩擦通过加大企业税收优惠倒逼企业持续性数字技术创新（H3）。

根据上述分析，中美贸易摩擦倒逼企业持续性数字技术创新的具体理论框架如图 1 所示。

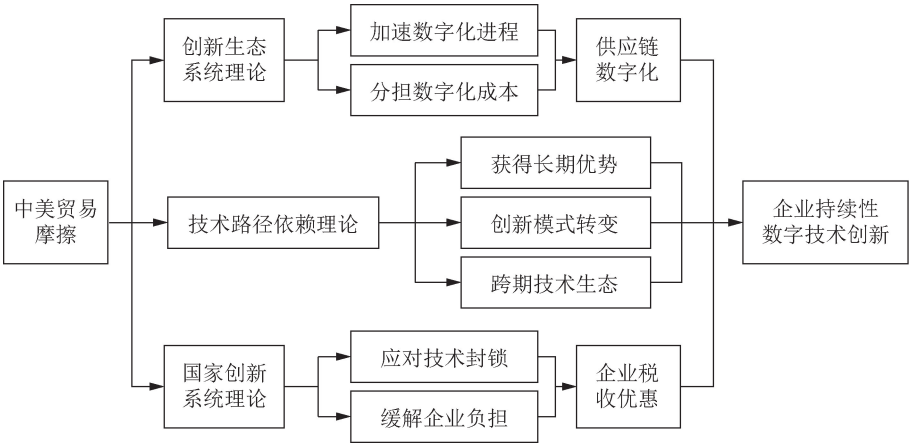


图 1　理论框架

三、研究设计

(一)模型构建

为考察 2018 年中美贸易摩擦对企业持续性数字技术创新的影响,构建如式(1)所示的双重差分模型。

$$Dig_app_{it} = \alpha + \beta did_{it} + \gamma X + \mu_t + v_i + \epsilon_{it} \tag{1}$$

其中:i 为上市公司;t 为年份;Dig_app_{it} 为企业 i 在 t 年的持续性数字技术创新水平;did 为中美贸易摩擦冲击;X 为除中美贸易摩擦冲击以外其他可能影响持续性数字技术创新的控制变量集合;γ 为控制变量的系数矩阵;α 为常数项;μ_t、v_i 分别为年份、企业固定效应;ϵ_{it} 为随机误差项;β 为待估参数,表示中美贸易摩擦对企业持续性数字技术创新的影响。预期 β 显著为正,即中美贸易摩擦对企业的持续性数字技术创新产生显著倒逼效应。

(二)变量说明

被解释变量:企业持续性数字技术创新(Dig_app)。参考杨仁发和杨梅君[19]的研究,测算公式如式(2)所示。

$$Dig_app_{it} = \ln\left(\frac{\sum_{p=0}^{1} app_{i,t-p}}{\sum_{p=1}^{2} app_{i,t-p}} \times \sum_{p=0}^{1} app_{i,t-p} + 1\right) \tag{2}$$

其中:p 为滞后期($p = 0$ 是当期,$p = 1$ 是前一期,$p = 2$ 是前两期);$app_{i,t-p}$ 为企业 i 在 $t - p$ 年的数字经济专利申请量。采用以下两种方式重新构建被解释变量:第一,借鉴赵胜立和方慧[43]的做法,以相邻两年数字经济专利授权量的环比增长率测算企业持续性数字技术创新(Dig_aut);第二,参考李健等[44]的研究,分别采用连续三年数字经济专利申请量之和的环比增长率(Dig_app3)与授权量之和的环比增长率(Dig_aut3)重新测算企业持续性数字技术创新。具体测算公式如下:

$$Dig_aut_{it} = \ln\left(\frac{\sum_{p=0}^{1} aut_{i,t-p}}{\sum_{p=1}^{2} aut_{i,t-p}} \times \sum_{p=0}^{1} aut_{i,t-p} + 1\right) \tag{3}$$

$$Dig_app3_{it} = \ln\left(\frac{\sum_{p=0}^{2} app_{i,t-p}}{\sum_{p=1}^{3} app_{i,t-p}} \times \sum_{p=0}^{2} app_{i,t-p} + 1\right) \tag{4}$$

$$Dig_aut3_{it} = \ln\left(\frac{\sum_{p=0}^{2} aut_{i,t-p}}{\sum_{p=1}^{3} aut_{i,t-p}} \times \sum_{p=0}^{2} aut_{i,t-p} + 1\right) \tag{5}$$

其中：$aut_{i,t-p}$ 为企业 i 在 $t-p$ 年的数字经济专利授权量；*Dig_app*、*Dig_aut*、*Dig_app*3 和 *Dig_aut*3 的数值越大，说明企业持续性数字技术创新水平越高。

核心解释变量：中美贸易摩擦（*did*）。借鉴 Chen 等[45]的研究，以 2016 年中国企业的进出口规模为分类标准，参照行业年度中位数对样本企业进行分组。其中，进口规模与出口规模均处于中位数以上的企业划分为实验组，*Treat* 取值为 1；其余企业归入对照组，*Treat* 变量赋值为 0。另外，*Post* 为贸易摩擦冲击前后虚拟变量，2018 年及以后为 1，反之为 0。*did* 为 *Treat* 和 *Post* 的乘积。

参考解维敏等[10]的研究，选取如下控制变量（表 1）。

表 1　主要变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业持续性数字技术创新	*Dig_app*	计算方法见前文式（2）
核心解释变量	中美贸易摩擦	*did*	*Treat* 和 *Post* 的乘积
控制变量	企业规模	*Size*	ln（企业总资产）
	企业年龄	*Age*	ln（企业上市年限）
	资产负债率	*Lev*	总负债与总资产的比值
	经营性现金流	*CF*	经营性现金流净额占总资产的比例
	营业收入增长率	*Gsale*	本期销售收入较上期的增长率
	股权集中度	*Top*1	第一大股东持股数与总股数的比值
	总资产收益率	*Roa*	净利润占平均资产总额的比例
	产权性质	*Soe*	国有企业取值为 1，否则为 0
	市净率	*MB*	企业市值占净资产的比例
	地区金融发展水平	*Finance*	各省份（因数据缺失，未含港澳台地区）金融业增加值占 GDP 的比例
	地区经济发展水平	*GDP*	ln[各省份（因数据缺失、未含港澳台地区生产总值）生产总值]

（三）数据来源与描述性统计

数据主要来源于中国研究数据服务平台（CNRDS）、中国海关数据库和中国经济金融研究（CSMAR）数据库。研究样本选取 2007—2023 年中国 A 股上市公司，样本筛选步骤如下：一是剔除被标记为 ST（special treatment）、*ST 及 PT（particular transfer）的特殊处理样本；二是剔除样本期间内暂停上市或终止上市的企业。样本筛选完成后，为避免极端值对结果造成干扰，对所有连续变量进行 1%水平的缩尾处理，最终得到 43958 个有效观测值。从表 2 可以看出，*Dig_app* 的最小值为 0，最大值为 10.6822，平均值为 1.4734，说明样本企业整体的持续性数字技术创新水平较低，多数企业尚未形成持续性创新趋势。*did* 的最小值和最大值分别为 0 和 1；平均值为 0.3690，说明有 36.9%的企业样本受中美贸易摩擦冲击的影响。

表 2　主要变量描述性统计表

变量名	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
Dig_app	43958	1.4734	1.8877	0	10.6822
did	43958	0.3690	0.4825	0	1.0000
Size	43958	22.1144	1.2633	19.3337	26.1611
Age	43958	1.9080	0.9459	0	3.2958
Lev	43958	0.4331	0.2031	0.0531	1.7783
CF	43958	0.0475	0.0703	−0.1831	1.5690
Gsale	43958	0.1909	0.4272	−0.6323	8.8280
*Top*1	43958	0.3464	0.1483	0.0811	0.9522
Roa	43958	0.0358	0.0623	−0.2846	0.2080
MB	43958	3.8113	3.3188	0.5662	57.7839
Soe	43958	0.3753	0.4817	0	1.0000
Finance	43958	0.0816	0.0401	0.0274	0.1872
GDP	43958	10.4094	0.8226	7.6298	11.7338

四、实证结果分析

（一）基准回归

双向固定效应下的中美贸易摩擦对企业持续性数字技术创新的基准回归结果见表 3。（1）列中仅加入

贸易摩擦冲击的虚拟变量，*did* 的估计系数显著为正，R^2 为 0.6672，这说明模型关于中美贸易摩擦对企业持续性数字技术创新影响的解释能力较强。(2)列~(5)列在(1)列基础上逐步加入控制变量，*did* 的估计系数显著为正。在上述模型中，*did* 的估计系数数值介于 0.0835~0.0867，估计系数相对较为稳定，基准回归结果较为稳健。这说明中美贸易摩擦冲击与其他控制变量的相关性不大，该结果较为稳健，即中美贸易摩擦显著倒逼企业持续性数字技术创新，假设 H1 成立。以(5)列为例，中美贸易摩擦每增加一个标准差(0.4825)，企业持续性数字技术创新水平(*Dig_app*)平均提升 2.8%(0.4825×0.0867/1.4734×100%)，具有经济显著性。

表 3　基准回归结果

变量	*Dig_app*				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
did	0.2397***	0.0835**	0.0850**	0.0854**	0.0867**
	(0.0409)	(0.0385)	(0.0386)	(0.0386)	(0.0386)
Size		0.5146***	0.5196***	0.5402***	0.5409***
		(0.0283)	(0.0285)	(0.0305)	(0.0318)
Age		0.9885***	0.9828***	0.9848***	0.9868***
		(0.0316)	(0.0329)	(0.0331)	(0.0359)
Lev		−0.3293***	−0.3315***	−0.3914***	−0.3959***
		(0.0987)	(0.0990)	(0.1088)	(0.1106)
CF			−0.1127	−0.1566	−0.1532
			(0.1076)	(0.1067)	(0.1067)
Gsale			−0.0352**	−0.0428***	−0.0428***
			(0.0157)	(0.0159)	(0.0159)
*Top*1			−0.0948	−0.0960	−0.0951
			(0.1833)	(0.1835)	(0.1836)
Roa				0.1152	0.1169
				(0.1553)	(0.1560)
MB				0.0115***	0.0117***
				(0.0038)	(0.0038)
Soe				−0.0128	−0.0117
				(0.0676)	(0.0677)
Finance					1.1247
					(1.3400)
GDP					−0.0269
					(0.0698)
_cons	1.3849***	−11.6808***	−11.7356***	−12.2082***	−12.0397***
	(0.0151)	(0.6017)	(0.6060)	(0.6501)	(0.7677)
N	43958	43958	43958	43958	43958
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
F	34.4325	512.7380	296.1896	207.9886	229.6737
调整后的 R^2	0.6672	0.7130	0.7131	0.7132	0.7132

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号内为聚类后稳健标准误。

(二)模型有效性分析

1. 平行趋势检验

为确保研究样本的无偏差性，有必要对中美贸易摩擦冲击前后的平行趋势进行检验，即考察中美贸易摩擦冲击前后企业持续性数字技术创新的变化情况。对此，运用事件研究法，构建如式(6)所示的模型对中美贸易摩擦影响企业持续性数字技术创新进行平行趋势检验。

$$Dig_app_{it} = \beta_0 + \sum_{n=-5, n\neq -1}^{5} \beta_n event_{it}^{n} + \gamma X + v_i + v_d + \epsilon_{it} \tag{6}$$

其中：v_i、v_d 分别为企业与行业固定效应；n 为相对中美贸易摩擦冲击的时间期数，负值表示冲击前期，正值表示冲击后期；$event_{it}^{n}$ 为事件时间虚拟变量，若企业 i 在 t 期距离冲击恰好为 n 期则取 1，否则取 0。为了便于比较，本文以冲击前 1 期（$n=-1$）为基准组，将 $event_{it}^{-1}$ 统一赋值为 0，进而规避多重共线性问题。平行趋势检验结果如图 2 所示。企业受中美贸易摩擦冲击之前，回归系数置信区间均包含 0 且不显著，说明受中美贸易摩擦冲击前，实验组和对照组企业持续性数字技术创新水平变化趋势呈现一致性，满足平行趋势假设。受中美贸易摩擦冲击后，估计系数显著为正且政策效应整体呈现出逐年递增趋势。基于以上分析，中美贸易摩擦显著倒逼企业持续性数字技术创新，进一步表明实证结果的可靠性。

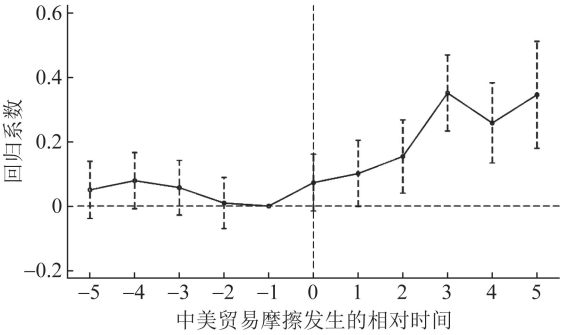


图 2　平行趋势检验

2. 平行趋势检验敏感性分析

传统平行趋势检验仅能识别政策处理前的组别共同变化趋势，却无法保证处理后依然满足平行趋势假设[46]，容易导致平行趋势假设存在设定偏误。因此，Rambachan 和 Roth[47] 提出了 Honest DID 平行趋势敏感性检验方法，核心思路在于对政策处理效应的点估计与置信区间进行敏感性分析。该方法通过设定平行趋势不成立的相对偏离程度 *Mbar*，测算不同偏离幅度下处理效应的估计值及置信区间。若 *Mbar* 取最大偏离值时，处理效应仍保持统计显著且置信区间不包含 0，则说明基准平行趋势假设具备较强稳健性。参照 Biasi 和 Sarsons[48] 的研究做法，将最大偏差度设定为 *Mbar*=1 倍标准误，对中美贸易摩擦的冲击效应开展敏感性检验。从图 3 可以看出，在相对偏离限制与平滑限制条件下，平行趋势假设依然成立且表现稳健。这表明即使平行趋势存在一定程度的偏离，中美贸易摩擦对企业持续性数字技术创新的倒逼作用仍然成立。

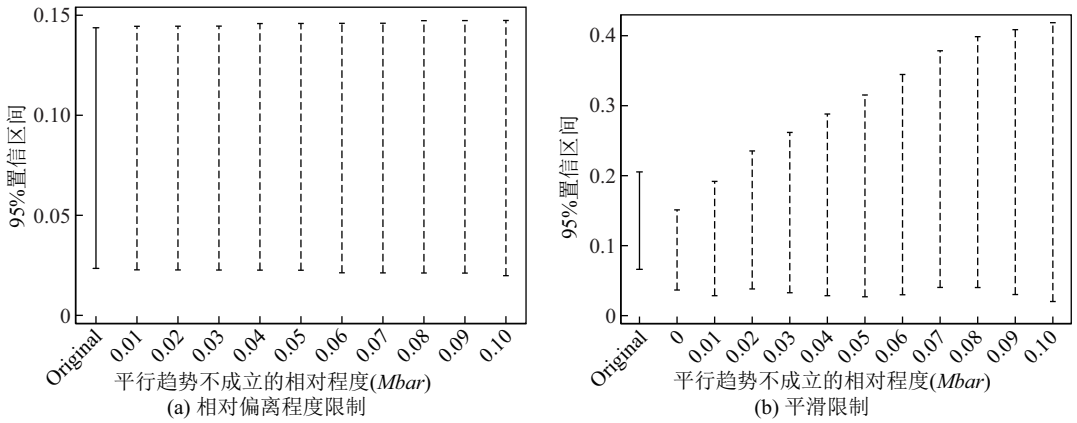


图 3　平行趋势检验的敏感性分析

3. 安慰剂检验

为验证中美贸易摩擦对企业持续性数字技术创新的影响是否受到其他因素及遗漏变量的干扰，本文开展了安慰剂检验。具体而言，通过随机选取在中美贸易摩擦中受影响的企业创建虚假实验组名单，当企业属于该名单时，定义 *Treat_aw* 为 1，否则为 0，然后按照模型（1）重新进行回归。图 4 呈现了随机化处理程序重复 500 次后回归系数的分布特征。从回归结果可以看出，估计系数大致呈正态分布，均值趋近于 0，且所有估计系数基本上均位于真实值 0.0867 的左侧。这意味着真实估计系数的出现属于统计层

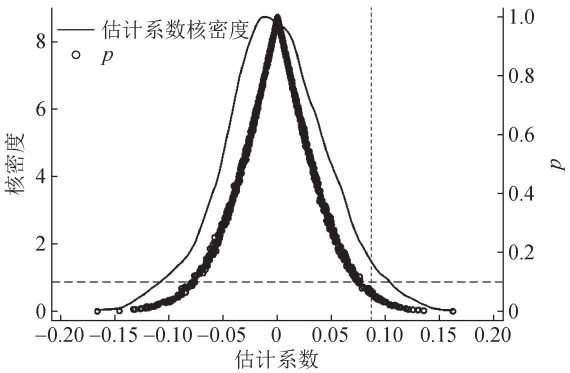


图 4　安慰剂检验

面的小概率事件,因此基准回归结果是可靠的。

4. PSM-DID 检验

为缓解样本选择偏误所引发的内生性问题,采用倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)模型进行稳健性检验。具体操作流程如下:首先,选取与模型(1)一致的控制变量作为协变量,通过 Logit 模型估算企业的倾向得分;其次,基于估算得出的倾向得分,分别运用 1:1、1:3 和 1:4 的最近邻匹配法,筛选出与实验组企业特征高度相似的控制组样本;最后,利用匹配后的样本对模型(1)进行重新回归。从表 4 可以看出,*did* 的估计系数显著为正,与基准回归结果基本一致。

表 4　PSM-DID

变量	*Dig_app*		
	1:1 匹配	1:3 匹配	1:4 匹配
	(1)	(2)	(3)
did	0.1614***	0.1326***	0.1273***
	(0.0483)	(0.0412)	(0.0403)
_cons	−12.2657***	−11.6755***	−12.0133***
	(1.0967)	(0.9218)	(0.8800)
N	16336	27980	31030
控制变量	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y
F	58.0023	102.2847	122.4015
调整后的 R^2	0.7342	0.7301	0.7284

注:*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著;括号内为聚类后稳健标准误。

5. 排除其他政策干扰

在样本期间,中国先后推行公共数据开放、“宽带中国”、大数据试验区和“智慧城市”等政策。为此,构建公共数据开放虚拟变量 *dataopen*、“宽带中国”虚拟变量 *internet*、大数据试验区政策虚拟变量 *bigdata* 及智慧城市试点政策虚拟变量 *wisdom*,并将这些政策虚拟变量分别加入模型。从表 5 可以看出,分别或同时排除政策干扰,核心解释变量 *did* 的估计系数均显著为正,表明基准回归结果保持稳健。

(三)稳健性检验

1. 替换被解释变量

采用替换核心被解释变量测算方式进行稳健性检验。首先,对于企业持续性数字技术创新指标,采用企业相邻两年数字经济专利授权量之和的环比增长率(*Dig_aut*)、连续 3 年数字经济专利申请量之和的环比增长率(*Dig_app*3)及连续 3 年数字经济专利授权量之和的环比增长率(*Dig_aut*3)测算。具体测算方法分别对应前文式(3)~式(5),回归结果见表 6 的(1)列~(3)列。其次,考虑到数字经济发明专利更能体现数字技术创新质量,参考王雄元和秦江缘[49]的研究,采用企业相邻两年数字经济发明专利申请占比的环比增长率,

表 5　排除其他政策干扰

变量	*Dig_app*				
	公开数据开放政策	宽带中国示范城市政策	大数据试验区政策	智慧城市试点政策	同时纳入以上政策
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
did	0.0931**	0.0933**	0.0939**	0.0956**	0.0941**
	(0.0403)	(0.0402)	(0.0402)	(0.0402)	(0.0403)
dataopen	0.0992**				0.0030
	(0.0448)				(0.0610)
internet		0.1646***			0.1739***
		(0.0496)			(0.0657)
bigdata			0.0899		−0.0466
			(0.0579)		(0.0733)
wisdom				0.1020*	0.0283
				(0.0586)	(0.0662)
_cons	−11.8098***	−11.8366***	−11.8689***	−11.8635***	−11.8326***
	(0.7903)	(0.7896)	(0.7904)	(0.7904)	(0.7897)
N	41118	41118	41128	41128	41118
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
F	205.4229	205.7765	204.9028	204.1426	167.4761
调整后的 R^2	0.7102	0.7104	0.7102	0.7102	0.7103

注:*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著;括号内为聚类后稳健标准误。

表 6　稳健性检验(替换被解释变量)

变量	*Dig_aut*	*Dig_app*3	*Dig_aut*3	*Dig_cite*
	(1)	(2)	(3)	(4)
did	0.1653***	0.2514***	0.3046***	0.0697***
	(0.0333)	(0.0404)	(0.0352)	(0.0166)
_cons	−11.7295***	−17.6882***	−15.4458***	0.1018
	(0.7299)	(0.8595)	(0.7979)	(0.3866)
N	43958	43958	43958	34799
控制变量	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y
F	205.8559	247.1461	219.0761	6.8162
调整后的 R^2	0.7126	0.6758	0.6713	0.4647

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号内为聚类后稳健标准误。

测算企业持续性数字技术创新质量指标(*Dig_cite*)。*Dig_cite* 数值越大，表明企业持续性数字技术创新质量越高，回归结果见表 6 的(4)列。可以看出，上述回归中 *did* 的估计系数均显著为正，再次验证本文核心结论的稳健性。

2. 替换解释变量

通过替换核心解释变量的测算方法开展稳健性检验。为区分受中美贸易摩擦冲击的行业，基于美国对华“301 调查”清单构建行业层面的关税指标，并以此划分处理组与控制组。具体步骤如下：首先，基础关税的测算。参考程仲鸣等[50]的研究，选用世界贸易组织(WTO)数据库中美国对来自最惠国待遇国家征收的平均关税作为基础关税。其次，考虑加征关税的调整。根据“301 调查”清单中的产品及对应关税增幅，在基础关税上增加额外加征部分，得到摩擦发生后美国对中国产品的实际关税税率。再次，产品与行业编码匹配。将所有 HS(harmonized system)四分位产品编码统一转换为 HS2007 格式，并与中国证监会行业代码匹配。最后，构建行业加权平均关税指标。以产品出口额为权重，对行业内所有产品的关税税率进行加权平均，得到行业层面的平均关税 $Tariff_j$，计算公式如式(7)所示。

$$Tariff_j = \sum \left(\frac{Export_{\text{hs}}}{Export_j} \times Tariff_{\text{hs}} \right) \tag{7}$$

其中：$Tariff_j$ 为美国对中国 j 行业产品征收的平均关税；$Export_{\text{hs}}$ 为 HS 四分位产品的出口额；$Export_j$ 为行业 j 的总出口额；$Tariff_{\text{hs}}$ 为考虑“301 调查”加征后，美国对中国产品 HS 实际征收的关税税率。

基于此，依据“301 调查”前后各行业的关税增幅划分处理组和控制组。若某一行业当年的关税增幅高于平均增幅，则认为该行业当年受中美贸易摩擦影响较大，并将该行业当年及此后年份的 *did_hs* 变量赋值为 1，否则为 0。替换后的回归结果见表 7，*did_hs* 回归系数均显著为正，表明基准回归结果依旧保持稳健。

表 7　稳健性检验(替换解释变量)

变量	*Dig_app*	*Dig_aut*	*Dig_app*3	*Dig_aut*3
	(1)	(2)	(3)	(4)
did_hs	0.3002***	0.2912***	0.4322***	0.3845***
	(0.0394)	(0.0357)	(0.0410)	(0.0368)
_cons	−11.6831***	−11.3161***	−17.0698***	−14.8284***
	(0.7672)	(0.7297)	(0.8569)	(0.7977)
N	43958	43958	43958	43958
控制变量	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y
F	240.0959	213.9646	260.8963	227.3934
调整后的 R^2	0.7138	0.7130	0.6766	0.6713

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号内为聚类后稳健标准误。

3. 缩小样本窗口

首先,剔除特殊年份样本。研究样本区间为 2007—2023 年,其间包含了 2008 年国际金融危机和 2015 年中国股市异常波动等重大外部冲击事件,可能会对基准回归结果产生影响。为避免因不可控宏观冲击导致的估计偏误,剔除 2008 年和 2015 年特殊年份的企业样本重新回归。从表 8 可以看出,*did* 的估计系数显著为正,表明在排除重大宏观事件扰动后,中美贸易摩擦依旧显著倒逼企业持续性数字技术创新,即基准结论稳健。

其次,聚类到省份。考虑到同一省份的企业受区域政策环境、要素禀赋等共性因素影响,其数字技术创新行为或许存在共同特征。为此,借鉴赵亚娟等[51]的做法,将标准误的聚类层级从企业层面调整至省份层面,并基于此重新进行回归分析。从表 9 可以看出,核心解释变量 *did* 的系数均显著为正,该结果进一步验证了基准回归结论的稳健性。

再次,删除直辖市样本。鉴于直辖市在中国城市体系中占据战略性核心地位,同时直辖市汇聚了顶尖高校、独立科研机构与创新平台,为企业数字技术创新提供了资源支持。这种特殊的发展优势可能会通过政策倾斜机制加强企业的创新动力,对企业数字技术创新的持续性产生差异化影响。为此,借鉴张兵兵等[52]的研究方法,剔除北京、上海、天津及重庆 4 个直辖市样本后重新进行回归分析。从表 10 的(1)列~(4)列可以看出,*did* 估计系数均显著为正,再次为假设 H1 提供了验证。

最后,删除经济特区和沿海开放城市。与直辖市所采取的行政主导型发展模式不同,经济特区与沿海开放城市作为中国对外开放的先行区域,依托政策先行先试的特殊优势与独特的地理区位条件,更早实现了与全球产业链的对接。为避免这类特殊区域因享有区位优势可能对研究结论造成干扰,参照华岳和谭小清[53]的研究,在回归分析中对经济特区和沿海开放城市样本进行了剔除处理。从表 11 可以看出,*did* 的估计系数仍显著为正,进一步验证了本文的基准结果。

表 8　稳健性检验(剔除特殊年份样本)

变量	*Dig_app*	*Dig_aut*	*Dig_app*3	*Dig_aut*3
	(1)	(2)	(3)	(4)
did	0.0928**	0.1667***	0.2384***	0.2975***
	(0.0383)	(0.0331)	(0.0398)	(0.0348)
_cons	−12.0073***	−11.8528***	−17.5779***	−15.4038***
	(0.7594)	(0.7173)	(0.8287)	(0.7680)
N	40118	40118	40118	40118
控制变量	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y
F	236.1177	215.2864	273.2018	240.0768
调整后的 R^2	0.7164	0.7173	0.6884	0.6840

注:*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著;括号内为聚类后稳健标准误。

表 9　稳健性检验(聚类到省份层面)

变量	*Dig_app*	*Dig_aut*	*Dig_app*3	*Dig_aut*3
	(1)	(2)	(3)	(4)
did	0.0867**	0.1653***	0.2514***	0.3046***
	(0.0325)	(0.0283)	(0.0400)	(0.0346)
_cons	−12.0400***	−11.7284***	−17.6872***	−15.4441***
	(1.0837)	(1.0290)	(1.3295)	(1.1537)
N	43949	43949	43949	43949
控制变量	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y
F	116.4258	127.6126	201.2775	158.8509
调整后的 R^2	0.7132	0.7126	0.6758	0.6713

注:*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著;括号内为聚类后稳健标准误。

表 10　稳健性检验(剔除直辖市)

变量	*Dig_app*	*Dig_aut*	*Dig_app*3	*Dig_aut*3
	(1)	(2)	(3)	(4)
did	0.1047***	0.1760***	0.2695***	0.3184***
	(0.0394)	(0.0340)	(0.0412)	(0.0358)
_cons	−11.9380***	−11.5891***	−17.6201***	−15.3459***
	(0.7778)	(0.7334)	(0.8631)	(0.7982)
N	42198	42198	42198	42198
控制变量	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
F	211.6481	192.2253	229.5988	204.7793
调整后的 R^2	0.7085	0.7068	0.6707	0.6657

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号内为聚类后稳健标准误。

表 11　稳健性检验(剔除经济特区和沿海开放城市)

变量	*Dig_app*	*Dig_aut*	*Dig_app*3	*Dig_aut*3
	(1)	(2)	(3)	(4)
did	0.1104***	0.1870***	0.2686***	0.3235***
	(0.0405)	(0.0350)	(0.0426)	(0.0369)
_cons	−11.8949***	−11.5349***	−17.3138***	−15.0610***
	(0.8084)	(0.7594)	(0.8925)	(0.8228)
N	39726	39726	39726	39726
控制变量	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
F	196.9707	177.1457	212.0551	189.1872
调整后的 R^2	0.7058	0.7029	0.6666	0.6613

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号内为聚类后稳健标准误。

(四)工具变量法

考虑到中美贸易摩擦与企业持续性数字技术创新之间可能存在双向因果关系，且难以在外部数据中寻找到严格满足排他性约束的传统工具变量。为有效缓解内生性问题，参考 Lewbel[54] 提出的基于异方差构造工具变量的方法进行内生性检验。该方法识别逻辑在于当内生变量回归残差存在异方差性时，将去中心化后的外生变量与异方差残差相乘 $(control_{it}-\overline{control_{it}})\,\epsilon_{it}^{2}$ 构造工具变量(*IV*)。该方法成立的前提是模型误差项存在显著的异方差性，这一条件可以通过 BP(Breusch-Pagan)检验进行验证。

首先，设定内生解释变量的辅助回归方程与基准回归方程。

$$Dig_app_{it}=\beta did_{it}+\gamma control_{it}+\epsilon_{it}^{1},\ \epsilon_{it}^{1}=cU+V_{it}^{1} \tag{8}$$

$$did_{it}=\alpha control_{it}+\epsilon_{it}^{2},\ \epsilon_{it}^{2}=cU+V_{it}^{2} \tag{9}$$

其中：did_{it} 为中美贸易摩擦冲击；Dig_app_{it} 为企业持续性数字技术创新水平；$control_{it}$ 为一系列控制变量；ϵ_{it}^{1}、ϵ_{it}^{2} 为误差项；V_{it}^{1}、V_{it}^{2} 为异质性误差；U 为不可观测因素。对式(9)进行 OLS 回归得到 ϵ_{it}^{2} 的估计值，再对控制变量进行组内去中心化处理，得到 $(control_{it}-\overline{control_{it}})$，将其与残差 ϵ_{it}^{2} 相乘，构造出 Lewbel 工具变量。最后，将构造的工具变量纳入两阶段最小二乘法(2SLS)回归，对式(8)进行估计。

从表 12 可以看出，Breusch-Pagan 检验结果显著通过，表明满足异方差构造工具变量的条件；Kleibergen-Paap rk LM 检验统计量均在 1%的统计水平上显著，拒绝了“工具变量识别不足的原假设”；Kleibergen-Paap rk Wald *F* 统计量显著高于临界值(24.58)，排除弱工具变量问题；过度识别检验的 Hansen *J* 统计量 *P* 均大于 0.05，不存在过度识别问题；2SLS 回归结果与基准结果一致，*did* 估计系数依然显著为正，说明在控制了内生性问题后，前文结论依然具有稳健性。

表 12　工具变量法

变量	*IV*			
	Dig_app	*Dig_aut*	*Dig_app*3	*Dig_aut*3
	(1)	(2)	(3)	(4)
did	1.5039***	1.4479***	1.1327***	1.1667***
	(0.0887)	(0.0792)	(0.0834)	(0.0739)
N	43958	43958	43958	43958
控制变量	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
Breusch-Pagan *P*	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Kleibergen-Paap rk LM	961.309***	961.309***	961.309***	961.309***
Kleibergen-Paap rk Wald *F*	739.9090	739.9090	739.9090	739.9090
Hansen *J P*	0.0646	0.1798	0.0612	0.1656

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号内为聚类后稳健标准误。

五、机制与异质性分析

(一)机制分析

1. 供应链数字化效应

供应链数字化是指数字技术在供应链业务场景中的开发利用，其能够促进数字技术要素迭代，提高企业数字技术创新能力[55]。参考贾俊伟等[56]的研究，选取“管理层讨论与分析”中的供应链数字化相关词汇的总词频占比测算供应链数字化(*Dsc*)。将该测算结果乘以 100，其测算数值越大，表示企业供应链数字化水平越高。从表 13 可以看出，(1)列中 *did* 的系数显著为正，(2)列~(5)列中 *Dsc* 估计系数至少在 5%的统计水平上显著为正，这表明中美贸易摩擦通过推动供应链数字化倒逼企业持续性数字技术创新。Bootstrap 检验结果显示，95%置信区间不包含 0，进一步说明供应链数字化在该作用机制中的中介效应是显著的。验证了假设 H2。

2. 税收优惠效应

白旭云等[57]指出，政府补助、税收优惠等干预手段是弥补市场失灵、推动企业创新的关键力量。参考柳光强[58]的研究，本文采用现金流量表项目测算企业税收优惠指标(*Taxp*)，以收到的各项税费返还占收到的税费返还与支付的各项税费之和的比值进行测算。*Taxp* 数值越大，说明企业享有税收优惠力度越大。从表 14 可以看出，(1)列中 *did* 的估计系数和(2)列~(5)列 *Taxp* 的估计系数均显著为正，这表明中美贸易摩擦通过增加企业税收优惠倒逼企业持续性数字技术创新。另外，经过 Bootstrap 500 次抽样检验 95%的中介效应置信区间均未包含 0，进一步验证假设 H3。

表 13　机制检验(供应链数字化)

变量	*Dsc*	*Dig_app*	*Dig_aut*	*Dig_app*3	*Dig_aut*3
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
did	0.0122***				
	(0.0024)				
Dsc		0.3705**	0.2725**	0.5402***	0.4833***
		(0.1611)	(0.1354)	(0.1710)	(0.1462)
_cons	−0.2757***	−11.5869***	−10.8890***	−16.7410***	−14.7035***
	(0.0451)	(0.7695)	(0.6875)	(0.7962)	(0.7322)
N	39754	39754	39754	39754	39754
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y

续表

变量		*Dsc*	*Dig_app*	*Dig_aut*	*Dig_app3*	*Dig_aut3*
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
F		25.3538	262.5603	253.2593	327.0418	284.1216
调整后的 R^2		0.7264	0.7281	0.7345	0.7241	0.7225
Bootstrap 检验区间（置信区间 95%）	直接效应	[0.5639,0.6362]				
	间接效应	[0.0073,0.0133]				

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号内为聚类后稳健标准误。

表 14　机制检验（税收优惠）

变量		*Taxp*	*Dig_app*	*Dig_aut*	*Dig_app3*	*Dig_aut3*
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
did		0.0171***				
		(0.0032)				
Taxp			0.4397***	0.4487***	0.5615***	0.5576***
			(0.0945)	(0.0836)	(0.1018)	(0.0943)
_cons		0.2015**	−11.8960***	−11.1816***	−17.6244***	−15.3700***
		(0.0860)	(0.7596)	(0.6946)	(0.8319)	(0.7718)
N		42506	42506	42506	42506	42506
控制变量		Y	Y	Y	Y	Y
企业固定效应		Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应		Y	Y	Y	Y	Y
F		13.2925	243.0419	225.0465	268.0465	234.3099
调整后的 R^2		0.7835	0.7174	0.7195	0.6869	0.6829
Bootstrap 检验区间（置信区间 95%）	直接效应	[0.4925,0.5650]				
	间接效应	[0.0739,0.0887]				

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号内为聚类后稳健标准误。

（二）异质性分析

根据上文理论分析，中美贸易摩擦对企业持续性数字技术创新会产生倒逼效应，但在不同的情境下这种效应可能存在显著差异。

1. 基于企业内部特征的异质性

考虑到研发投入在数字技术创新发展中的重要性，采用研发投入占营业收入的比例测算企业研发投入强度（*RD*），并根据所有样本中位数将企业分为高研发投入企业和低研发投入企业两组。从表 15 的（1）列和（2）列可以看出，高研发投入企业 *did* 的估计系数在 5%的统计水平上显著为正，低研发投入企业 *did* 的估

表 15　异质性检验（企业内部特征）

变量	*Dig_app*			
	高研发投入	低研发投入	高融资约束	低融资约束
	(1)	(2)	(3)	(4)
did	0.0897**	0.0483	0.1405**	−0.0427
	(0.0404)	(0.1323)	(0.0581)	(0.0741)
_cons	−11.3716***	−14.6129***	−13.6077***	−14.5709***
	(0.8005)	(2.8330)	(1.3693)	(1.5027)
N	39000	5200	21000	19000
控制变量	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
F	188.7204	22.6266	66.4815	90.5434
调整后的 R^2	0.7125	0.7365	0.7286	0.6909
组间差异检验 *P*	0.0001		0.0000	

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号内为聚类后稳健标准误。

计系数不显著,组间差异检验 $P<0.1$。以上结果表明,在贸易摩擦的冲击下,研发投入强度高的企业能在更大程度上推动持续性数字技术创新。原因可能在于,高研发投入企业凭借技术创新能力和人才集聚等优势,推动新技术应用与数字技术融合,构建持续性创新生态,从而实现持续性数字技术创新。

参考余倩和詹新宇[59]的研究,采用SA指数测算企业面临的融资约束状况,利用SA指数的中位数划分为高融资约束组和低融资约束组。从表15的(3)列和(4)列可以看出,在高融资约束组,*did* 的系数显著为正。另外,组间系数通过差异性检验。以上结果表明,中美贸易摩擦对高融资约束企业的持续性数字技术创新倒逼作用更明显。原因可能在于,高融资约束企业因资金压力更大,在贸易摩擦下积极通过持续性数字技术创新突破约束,而低融资约束企业资金压力较小,创新动力不足,因此中美贸易摩擦对企业持续性数字技术创新的倒逼效应不显著。

2. 基于企业外部环境的异质性

参考牛华等[60]的做法,根据长途光缆线路长度的中位数将企业所在地区分为新型基础设施完善组与新型基础设施薄弱组。从表16的(1)列和(2)列可以看出,(2)列中 *did* 的估计系数显著为正。同时,组间系数差异检验结果显著,表明两组回归系数存在明显差异。以上检验结果表明,中美贸易摩擦倒逼中国新型基础设施薄弱企业的持续性数字技术创新。究其原因在于,中美贸易摩擦下成本上升压力迫使基础设施薄弱地区的企业通过数字技术创新突破双重制约;而基础设施完善地区企业依托成熟数字基建维持运转,创新迫切性较弱。

参考窦超等[61]的做法,选取政府与市场的关系测算外部治理环境的质量,以外部治理环境得分的中位数,将样本企业分为外部治理环境较好组与较差组。从表16的(3)列和(4)列可以看出,仅在(4)列中 *did* 估计系数显著为正。另外,组间差异检验 $P<0.1$。以上检验结果表明,中美贸易摩擦对外部治理环境较好的企业持续性数字技术创新的倒逼作用更加显著。可能的原因是,外部治理环境好的企业,因政府和市场关系协调,能快速获取政策与产业信息,及时调整战略并加大数字技术创新投入。

3. 基于行业类型的异质性

参考柏培文和王亚文[62]的研究,从行业类型角度检验中美贸易摩擦对企业持续性数字技术创新的影响效应的异质性。制造业行业从生产要素投入角度,主要分为劳动、技术和资本密集型三种。从表17可以看出,在技术密集型行业中 *did* 的估计系数显著为正,而且通过了组间差异检验,这表明贸易摩擦爆发后显著倒逼企业持续性数字技术创新。原因可能是,技术密集型企业依托技术积累与知识储备,更易在数字技术创新中形成持续领先优势,而劳动密集型和资本密集型企业因依赖传统要素,技术突破能力相对受限。

表16　异质性检验(企业外部环境)

变量	*Dig_app*			
	新型基础设施完善	新型基础设施薄弱	外部治理环境较差	外部治理环境较好
	(1)	(2)	(3)	(4)
did	0.0836 (0.0934)	0.0817** (0.0414)	0.0844 (0.0935)	0.0817** (0.0414)
_cons	−12.2429*** (2.6795)	−11.7554*** (0.8030)	−11.7192*** (2.6100)	−11.7653*** (0.8028)
N	5900	38000	5900	38000
控制变量	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
F	22.2321	191.5038	22.2004	191.4878
调整后的 R^2	0.7433	0.7130	0.7434	0.7130
组间差异检验 *P*	0.0248		0.0246	

注:*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著;括号内为聚类后稳健标准误。

4. 基于城市类型的异质性

参考于斌斌和王志刚[63]的研究，将研究样本划分为资源型城市与非资源型城市两组开展异质性检验。从表18的(1)列和(2)列可以看出，(1)列中 *did* 的估计系数不显著，(2)列中 *did* 的估计系数显著为正。组间差异检验 $P=0.0018$，存在系数差异。由此可见，中美贸易摩擦显著倒逼非资源型城市的企业持续性数字技术创新。究其原因在于，非资源型城市因产业结构多元、数字经济基础牢固，贸易摩擦下企业可借助产业协同快速转向数字技术创新，而资源型城市企业可能因技术创新能力弱，难以满足数字技术创新需求。

表17　异质性检验(行业类型)

变量	*Dig_app*		
	劳动密集型	技术密集型	资本密集型
	(1)	(2)	(3)
did	-0.0181 (0.0532)	0.1918* (0.1125)	-0.1681 (0.1026)
_cons	-9.5504*** (1.1005)	-13.8198*** (1.2178)	-16.5692*** (1.7444)
N	14456	17611	7683
控制变量	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y
F	39.1689	245.6785	26.0513
调整后的 R^2	0.6428	0.7484	0.6623
组间差异检验 *P*	0.0000		

注：*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著；括号内为聚类后稳健标准误。

参考韦倩等[64]的研究和中国海洋统计年鉴划分标准，将样本划分为沿海城市和内陆城市两组，验证中美贸易摩擦对沿海、内陆城市不同企业的异质性影响。从表18的(3)列和(4)列可以看出，(4)列中 *did* 的估计系数显著为正，组间差异检验 $P<0.1$，表明系数存在组间差异。因此，以上结果表明中美贸易摩擦对企业持续性数字技术创新的倒逼作用在内陆城市中更加显著，而对沿海城市中的企业持续性数字技术创新无显著影响。这可能是因为沿海城市企业深度参与全球贸易，贸易摩擦导致其订单大幅减少，迫使企业采取短期应对措施以维持生存，而内陆城市受贸易摩擦直接冲击较小，在政策鼓励与市场压力下，更愿将持续性数字技术创新作为发展突破口。

表18　异质性检验(城市类型)

变量	*Dig_app*			
	资源型城市	非资源型城市	沿海城市	内陆城市
	(1)	(2)	(3)	(4)
did	0.1637 (0.1353)	0.0834** (0.0404)	0.0383 (0.0452)	0.1823** (0.0743)
_cons	-17.4197*** (2.3458)	-11.5436*** (0.8164)	-10.4781*** (0.9326)	-13.7956*** (1.3527)
N	4400	39000	31000	12000
控制变量	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
F	17.7737	219.4291	202.9494	45.0418
调整后的 R^2	0.6705	0.7178	0.7214	0.6947
组间差异检验 *P*	0.0018		0.0004	

注：*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著；括号内为聚类后稳健标准误。

六、拓展性分析

(一)企业生产经营效率

生产经营效率反映了企业在生产经营活动过程中投入与产出的关系，是测算其核心竞争力的重要指标[65]。企业数字技术创新通过提高管理效率、改变生产经营方式，进而优化生产经营效率[28]。因此，选取管理费用率(*Manage_cost*)和全要素生产率(*TFP_FE*)测算企业生产经营效率，考察中美贸易摩擦与企业持续性数字技术创新的协同效应对企业生产经营效率的影响。借鉴黄勃等[3]的研究，以管理费用占总营业收入的比例测算管理费用率(*Manage_cost*)。该指标越低，代表企业内外部的监管成本越低，企业生产经营效率越高。同时，参考鲁晓东和连玉君[66]的研究，使用固定效应方法计算的全要素生产率(*TFP_FE*)测算企业生产经营效率，其数值越大，表明企业生产经营效率越高。

Dig 分别代表四种持续数字技术创新水平(*Dig_app*、*Dig_aut*、*Dig_app*3、*Dig_aut*3)，*Dig*×*did* 分别表示 *did* 与

这四种持续数字技术创新水平的交互项。从表 19 可以看出,在管理费用率(1)列~(4)列的回归中,*Dig*×*did* 均在 1%的统计水平上显著为负。在全要素生产率(5)列~(8)列的回归中,*Dig*×*did* 均显著为正。这表明在中美贸易摩擦冲击下,持续性数字技术创新能够有效降低管理费用率,提升企业全要素生产率与生产经营效率。

表 19　拓展性分析(企业生产经营效率)

变量	*Manage_cost*				*TFP_FE*			
	Dig_app	*Dig_aut*	*Dig_app*3	*Dig_aut*3	*Dig_app*	*Dig_aut*	*Dig_app*3	*Dig_aut*3
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Dig	0.0015***	0.0016***	0.0010***	0.0009***	0.0020	0.0032	0.0075***	0.0086***
	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0030)	(0.0033)	(0.0028)	(0.0030)
did	−0.0067***	−0.0087***	−0.0066***	−0.0081***	0.0023	0.0087	0.0120	0.0154
	(0.0018)	(0.0018)	(0.0018)	(0.0018)	(0.0280)	(0.0275)	(0.0283)	(0.0279)
Dig×*did*	−0.0043***	−0.0041***	−0.0043***	−0.0043***	0.0135***	0.0122***	0.0084**	0.0078*
	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0042)	(0.0045)	(0.0040)	(0.0044)
_cons	0.5010***	0.5050***	0.4887***	0.4896***	−0.6863*	−0.6902*	−0.6055	−0.6237
	(0.0384)	(0.0387)	(0.0391)	(0.0392)	(0.4068)	(0.4062)	(0.4074)	(0.4066)
N	43644	43644	43644	43644	42815	42815	42815	42815
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
F	88.7564	88.5020	88.8359	88.4338	490.6086	490.3257	488.9099	490.4789
调整后的 R^2	0.7046	0.7042	0.7047	0.7044	0.9141	0.9141	0.9142	0.9141

注:*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著;括号内为聚类后稳健标准误。

(二)人力资本结构

人力资本结构是企业成长潜力与技术人才吸引力的核心体现,引入高素质人才有助于优化企业人力资本配置[67]。现有研究已证实数字化转型能够显著优化企业人力资本结构[68]。鉴于此,进一步考察贸易摩擦背景下,企业持续性数字技术创新对人力资本结构的协同影响。参考张璇等[69]的研究,从知识型和技能型两方面测算企业人力资本结构。其中,知识型人力资本(*Edu_ms*)以研究生及以上学历员工占员工总数的比例进行测算。技能型人力资本(*Techratio*)以技术人员、市场人员和财务人员等技能型员工占总员工数的比例进行测算。该数值越大,企业高技能员工占比越高。

从表 20 可以看出,(1)列~(4)列为知识型人力资本的回归结果,(5)列~(8)列为技能型人力资本的回归结果。交互项 *Dig*×*did* 的估计系数均显著为正,表明中美贸易摩擦与企业持续性数字技术创新共同作用显著提升企业知识型与技能型人力资本占比,优化企业人力资本结构。

表 20　拓展性分析(人力资本结构)

变量	*Edu_ms*				*Techratio*			
	Dig_app	*Dig_aut*	*Dig_app*3	*Dig_aut*3	*Dig_app*	*Dig_aut*	*Dig_app*3	*Dig_aut*3
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Dig	0.0524*	0.0313	0.0540**	0.0362	0.0018*	0.0012	0.0030***	0.0024***
	(0.0290)	(0.0303)	(0.0266)	(0.0288)	(0.0011)	(0.0010)	(0.0009)	(0.0009)
did	−0.6106***	−0.5956***	−0.6369***	−.5987***	−−0.0112***	−0.0099**	−0.0103***	−0.0090**
	(0.2035)	(0.2003)	(0.2038)	(0.2014)	(0.0039)	(0.0039)	(0.0038)	(0.0039)
Dig×*did*	0.1155***	0.1257***	0.1196***	0.1205***	0.0030***	0.0028***	0.0023***	0.0020**
	(0.0360)	(0.0388)	(0.0337)	(0.0365)	(0.0008)	(0.0008)	(0.0008)	(0.0008)
_cons	5.7464**	5.5102**	6.5562***	6.0102**	0.0646	0.0524	0.0943	0.0728
	(2.3549)	(2.3240)	(2.4288)	(2.3991)	(0.0906)	(0.0910)	(0.0922)	(0.0922)
N	30009	30009	30085	30085	43141	43141	43141	43141
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
F	4.4004	3.6648	4.4012	3.6952	3.9692	3.3600	3.9956	3.3995
调整后的 R^2	0.8564	0.8563	0.8563	0.8561	0.6569	0.6568	0.6571	0.6569

注:*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著;括号内为聚类后稳健标准误。

七、研究结论与政策启示

中美贸易摩擦已经对企业形成了较为严重的经济冲击，在此背景下应如何从战略层面应对贸易摩擦，无疑成为一个值得深入研究的重要课题。本文基于2007—2023年中国A股上市公司的数据，采用双重差分模型考察中美贸易摩擦与企业持续性数字技术创新的因果关系。研究成果表明：第一，中美贸易摩擦对受影响企业的持续性数字技术创新具有显著倒逼作用，该结论经过一系列稳健性检验和内生性检验后仍然稳健；第二，中美贸易摩擦通过促进企业供应链数字化升级与税收优惠政策供给，进而推动企业持续性数字技术创新；第三，中美贸易摩擦对研发投入强度高、融资约束高、所处地区新型基础设施薄弱、外部治理环境较好、处于技术密集型行业、位于非资源型城市及内陆城市的企业持续性数字技术创新的倒逼效应更为显著；第四，持续性数字技术创新对受影响企业发挥了积极作用，进而提高企业生产经营效率、优化企业人力资本结构。

根据上述研究结论，结合当下美国政府持续操纵关税议题的现实，提出以下政策建议：

第一，通过提升持续性数字技术创新水平，积极应对中美贸易摩擦挑战。面对美国加征关税和技术封锁的持续冲击，企业需要通过持续性数字技术创新将外部压力转化为内生创新动力。一方面，政府应设立阶梯式研发资助基金，以匹配企业创新不同阶段的资金需求，保障知识与信息共享，构建动态抗风险能力；另一方面，政府可以引导企业将关税压力转化为技术迭代升级的持续性投入动力，加快数字技术与业务流程深度融合。

第二，推进供应链数字化转型与实施针对性税收减免政策。美国政府持续加征关税并实施技术封锁，对中国企业形成严峻挑战。在此背景下，政府应实施以下措施：一方面，推动制造业供应链数字化升级，通过提升供应链透明度与协同效率降低贸易摩擦带来的断链风险；另一方面，需实施精准化税收减免政策，加大数字技术相关税收优惠力度，通过降低企业转型成本激发创新动力。两者结合能够增强企业供应链韧性，同时加速企业持续性数字技术创新，最终实现关税压力向技术优势的转化。

第三，实施差异化行业政策，释放持续性数字技术创新潜力。面对美国持续升级的关税战，不同行业在研发投入强度、数字基础设施建设、融资能力等方面存在显著差异。政府应摒弃“一刀切”模式，依据行业特点制定针对性策略，构建支撑企业持续性数字技术创新的分层政策体系。例如，对研发投入强度低的行业，加大财政补贴力度，引导企业建立研发准备金制度，夯实企业持续性创新的资金基础；对数字基础设施薄弱的地区，优先布局5G基站和工业互联网平台，降低企业数字化接入成本，为企业持续性技术迭代提供硬件支撑；对高融资约束行业，发放政策性低息贷款，缓解企业持续性创新过程中的资金压力。

参考文献

[1] 田秀娟，李睿. 数字技术赋能实体经济转型发展——基于熊彼特内生增长理论的分析框架[J]. 管理世界，2022，38(5)：56-73.

[2] 陶锋，朱盼，邱楚芝，等. 数字技术创新对企业市场价值的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究，2023，40(5)：68-91.

[3] 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.

[4] 肖忠意，林琳. 企业金融化、生命周期与持续性创新——基于行业分类的实证研究[J]. 财经研究，2019，45(8)：43-57.

[5] 余典范，张宇，宋晴. 数字人力投入与企业价格加成——来自招聘大数据的证据[J]. 中国工业经济，2025(7)：62-80.

[6] 杨飞，孙文远，程瑶. 技术赶超是否引发中美贸易摩擦[J]. 中国工业经济，2018(10)：99-117.

[7] HUANG Y，LIN C，LIU S，et al. Trade networks and firm value：Evidence from the US-China trade war[J]. Journal of International Economics，2023，145：103811.

[8] 王孝松，施炳展，谢申祥，等. 贸易壁垒如何影响了中国的出口边际？——以反倾销为例的经验研究[J]. 经济研究，2014，49(11)：58-71.

[9] 樊海潮，张丽娜. 中间品贸易与中美贸易摩擦的福利效应：基于理论与量化分析的研究[J]. 中国工业经济，2018(9)：41-59.

[10] 解维敏，郭佳璐，张恒鑫. 中美贸易摩擦与企业研发投入[J]. 国际贸易问题，2024(4)：121-140.

[11] 魏明海，刘秀梅. 贸易环境不确定性与企业创新——来自中国上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论，2021，24(5)：16-27.

[12] 蔡中华，车翔宇，何浩东. 中美贸易战对企业研发投资影响的实证研究[J]. 科学学研究，2023，41(3)：472-480.

[13] 颛孙书勤. 中美贸易摩擦与中国制造业企业创新研究——基于2008—2017年上市公司数据的研究[J]. 技术经济与管理研究，2020

(5): 122-128.
[14] 魏浩, 连慧君, 巫俊. 中美贸易摩擦、美国进口冲击与中国企业创新[J]. 统计研究, 2019, 36(8): 46-59.
[15] 周冬华, 彭剑飞, 赵玉洁. 中美贸易摩擦与企业创新[J]. 国际贸易问题, 2023(11): 106-125.
[16] LIU Q, MA H. Trade policy uncertainty and innovation: Firm level evidence from China's WTO accession[J]. Journal of International Economics, 2020, 127: 103387.
[17] 曹平, 肖生鹏, 林常青. 美国对华反倾销对中国企业创新效应再评估[J]. 国际经贸探索, 2021, 37(1): 34-49.
[18] 吕金秋, 车翼, 张燕, 等. 西风凛冽, 东风何往: 美国加征关税与中国企业创新[J]. 财经研究, 2025, 51(4): 34-48.
[19] 杨仁发, 杨梅君. 数字化转型的持续性创新效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2025, 42(2): 109-129.
[20] TRIGUERO Á, CÓRCOLES D, CUERVA M C. Differences in innovation between food and manufacturing firms: An analysis of persistence[J]. Agribusiness, 2013, 29(3): 273-292.
[21] 余芬, 樊霞. 高管认知、行业管制与企业创新持续性[J]. 科研管理, 2022, 43(12): 173-181.
[22] 何郁冰, 邹雅颖, 左霖锋. 技术多元化、组织间知识协同与企业创新持续性的关系[J]. 技术经济, 2021, 40(6): 47-58.
[23] 樊霞, 陈娅, 张巧玲. 经济政策不确定性、政府隐性担保与企业创新持续性[J]. 管理学报, 2020, 17(9): 1347-1354.
[24] 余芬, 樊霞, 张巧玲. 政府补贴促进还是抑制企业创新持续性——基于异质性创新动机视角[J]. 中国科技论坛, 2021(5): 67-78, 89.
[25] 毛荐其, 牛文祥, 刘娜, 等. 企业数字化转型对双元创新持续性的影响研究[J]. 科学决策, 2023(4): 1-14.
[26] LIU Y, DONG J, MEI L, et al. Digital innovation and performance of manufacturing firms: An affordance perspective[J]. Technovation, 2023, 119: 102458.
[27] 程文. 人工智能、索洛悖论与高质量发展: 通用目的技术扩散的视角[J]. 经济研究, 2021, 56(10): 22-38.
[28] BRYNJOLFSSON E, HITT L M, KIM H H. Strength in numbers: How does data-driven decision-making affect firm performance?[C]// International Conference on Information Systems. Shanghai: Association for Information Systems (AIS), 2011: 9490980. https://aisel.aisnet.org/icis2011/proceedings/economicvalueIS/13/.
[29] 王磊, 苗春雨. 数字经济背景下高校数字人才培养的路径探究[J]. 中国大学教学, 2023(7): 25-33.
[30] KULATILAKA N, PEROTTI E C. Strategic growth options[J]. Management Science, 1998, 44(8): 1021-1031.
[31] 何郁冰, 张思. 技术创新持续性对企业绩效的影响研究[J]. 科研管理, 2017, 38(9): 1-11.
[32] 李华华, 谢恩, 刘欣桐, 等. 制造企业数字化转型对持续性创新投入的影响——基于管理者创新注意力中介的调节模型[J]. 研究与发展管理, 2025, 37(4): 150-162.
[33] 白雪洁, 杨滨瑜, 王欣悦. 产学研合作是否推动了新一代信息技术产业的关键核心技术突破?[J]. 上海经济研究, 2025(3): 30-42.
[34] SODHI M M S, CHOPRA S. Managing risk to avoid supply-chain breakdown[J]. MIT Sloan Management Review, 2004, 46(1): 53-61.
[35] 许宪春, 胡亚茹, 张美慧. 数字经济增长测算与数据生产要素统计核算问题研究[J]. 中国科学院院刊, 2022, 37(10): 1410-1417.
[36] BYUN J, SUNG T E, PARK H W. Technological innovation strategy: How do technology life cycles change by technological area[J]. Technology Analysis & Strategic Management, 2018, 30(1): 98-112.
[37] GOLDFARB A, TUCKER C. Digital economics[J]. Journal of Economic Literature, 2019, 57(1): 3-43.
[38] 陈金勇, 汪小池, 长昊东, 等. "专精特新"认定政策与中小企业技术创新[J]. 科研管理, 2024, 45(3): 20-30.
[39] 肖鹏, 代龙涛. 财政补贴、税收优惠与创新激励: 效应分析与政策启示[J]. 经济与管理评论, 2023, 39(5): 21-35.
[40] 李敬子, 刘月. 贸易政策不确定性与研发投资: 来自中国企业的经验证据[J]. 产业经济研究, 2019(6): 1-13.
[41] DIXIT A K, STIGLITZ J E. Monopolistic competition and optimum product diversity[J]. The American Economic Review, 1977, 67(3): 297-308.
[42] 李维安, 李浩波, 李慧聪. 创新激励还是税盾? ——高新技术企业税收优惠研究[J]. 科研管理, 2016, 37(11): 61-70.
[43] 赵胜立, 方慧. 服务贸易创新发展与企业数字化转型[J]. 世界经济, 2025, 48(1): 30-59.
[44] 李健, 张金林, 董小凡. 数字经济如何影响企业创新能力: 内在机制与经验证据[J]. 经济管理, 2022, 44(8): 5-22.
[45] CHEN Y, ZHANG S, MIAO J. The negative effects of the US-China trade war on innovation: Evidence from the Chinese ICT industry[J]. Technovation, 2023, 123: 102734.
[46] ROTH J, SANT'ANNA P H C. When is parallel trends sensitive to functional form?[J]. Econometrica, 2023, 91(2): 737-747.
[47] RAMBACHAN A, ROTH J. A more credible approach to parallel trends[J]. Review of Economic Studies, 2023, 90(5): 2555-2591.
[48] BIASI B, SARSONS H. Flexible wages, bargaining, and the gender gap[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2022, 137(1): 215-266.
[49] 王雄元, 秦江缘. 创新竞争与企业高质量创新模式选择——来自专利被无效宣告的经验证据[J]. 经济研究, 2023, 58(11): 80-98.
[50] 程仲鸣, 孙洽情, 虞涛. 贸易壁垒对企业创新影响效应的实证研究[J]. 统计与决策, 2023, 39(16): 179-183.
[51] 赵亚娟, 郭浩, 孙玉琴. 供应商数字化转型、生产网络与企业出口韧性[J]. 中国软科学, 2025(6): 143-153.
[52] 张兵兵, 王新燕, 曹历娟. 绿色工厂认定与企业对外直接投资[J]. 国际贸易问题, 2024(12): 57-75.
[53] 华岳, 谭小清. 绿色区位导向性政策与外商直接投资: 来自国家生态工业示范园区的证据[J]. 国际贸易问题, 2022(1): 130-145.
[54] LEWBEL A. Using heteroscedasticity to identify and estimate mismeasured and endogenous regressor models[J]. Journal of Business & Economic

Statistics，2012，30(1)：67-80.
[55] 蔡蒙，赵钧豪. 反避税政策、供应链稳定性与制度协同效应[J]. 世界经济研究，2025(5)：103-118，137.
[56] 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.
[57] 白旭云，王砚羽，苏欣. 研发补贴还是税收激励——政府干预对企业创新绩效和创新质量的影响[J]. 科研管理，2019，40(6)：9-18.
[58] 柳光强. 税收优惠、财政补贴政策的激励效应分析——基于信息不对称理论视角的实证研究[J]. 管理世界，2016，32(10)：62-71.
[59] 余倩，詹新宇. 数字技术何以驱动企业创新：非对称驱动效应与机制解析[J]. 经济评论，2025(4)：101-116.
[60] 牛华，连梦瑶，朱莉. 银行金融科技能延长企业信贷期限吗？——基于银行信贷配给视角[J]. 财经研究，2025，51(1)：154-168.
[61] 窦超，黄宇童，刘巍. 技术概念炒作与政府补贴获取[J]. 经济管理，2025，47(6)：123-145.
[62] 柏培文，王亚文. 中国细分行业技能资本替代弹性与技术偏向性[J]. 经济研究，2023，58(3)：135-153.
[63] 于斌斌，王志刚. 城市何以更加“韧性”——数字经济的赋能效应[J]. 地理研究，2025，44(2)：378-399.
[64] 韦倩，王安，王杰. 中国沿海地区的崛起：市场的力量[J]. 经济研究，2014，49(8)：170-183.
[65] 李德辉，范黎波，杨震宁. 企业网络嵌入可以高枕无忧吗——基于中国上市制造业企业的考察[J]. 南开管理评论，2017，20(1)：67-82.
[66] 鲁晓东，连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计：1999—2007[J]. 经济学(季刊)，2012，11(2)：541-558.
[67] 曹玉珊，陈一玲. 员工跟投能促进企业劳动生产率提升吗?[J]. 财贸研究，2025，36(4)：95-110.
[68] 张桂平，陈欣欣，张璇. 制造业数字化转型如何影响企业人力资本结构：基于双重转型路径的异质性解释[J]. 中国人力资源开发，2025，42(6)：6-24.
[69] 张璇，李诗佳，熊巧雯. 外引内联：供应链网络视角下组织韧性提升机制研究[J/OL]. 南开管理评论，1-22[2026-05-08]. https://link.cnki.net/urlid/12.1288.F.20251203.1702.004.

External Shocks and Corporate Sustained Digital Innovation: Empirical Evidence from the China-US Trade Friction

Li Guangqin, Liu Chao, Cai Mengya
(School of International Economics & Trade, Anhui University of Finance & Economics, Bengbu 233030, China)

Abstract: Against the backdrop of escalating China-US trade tensions, multiple external shocks have significantly increased uncertainty in China's economic environment and had a profound impact on the transformation of innovation models among Chinese enterprises. Using data from Chinese A-share listed companies from 2007 to 2023 and employing the difference-in-differences method, the impact of China-US trade friction on firms' sustained digital technology innovation and its underlying mechanisms were systematically examined. The findings reveal that China-US trade friction exerts a significant "backward-pushing" effect on the sustained digital technology innovation of affected firms. Mechanism tests indicate that the effects of supply chain digitization and tax incentives are the primary channels through which China-US trade friction influences firms' sustained digital technology innovation. Heterogeneity tests reveal that this catalytic effect is more pronounced among firms with high R&D intensity, high financing constraints, located in regions with weak new infrastructure, operating in a favorable external governance environment, engaged in technology-intensive industries, and situated in non-resource-based or inland cities. Exploratory analysis further indicates that sustained digital technology innovation significantly enhances operational efficiency and optimizes human capital structure. Based on empirical evidence from the China-US trade friction, important theoretical support and policy implications are provided for Chinese enterprises to address potential future escalations of trade friction and resolve "chokepoint" challenges by transforming their digital technology innovation models.

Keywords: China-US trade friction; sustained digital technological innovation; supply chain digitalization; tax preference; operational efficiency; human capital structure