引用格式：王庆鹏，李丽萍，陈劲，等. 数字化转型如何驱动企业融通创新？——基于研发操纵与资源柔性的中介效应分析[J]. 技术经济，2026，45(6)：99-113.

Wang Qingpeng，Li Liping，Chen Jin，et al. How does digital transformation drive integrated innovation in enterprises? An analysis based on the mediating effects of R&D manipulation and resource flexibility[J]. Journal of Technology Economics，2026，45(6)：99-113.

技术经济管理

数字化转型如何驱动企业融通创新？

——基于研发操纵与资源柔性的中介效应分析

王庆鹏[1]，李丽萍[1,2]，陈 劲[3,4]，马 胜[1]，许欣欣[1]

（1. 成都大学商学院，成都 610106；2. 成渝地区双城经济圈（泸州）先进技术研究院，泸州 646000；
3. 清华大学经济管理学院，北京 100084；4. 清华大学技术创新研究中心，北京 100084）

摘 要：如何利用数字化转型切实推动产业链上中下游实现融通创新，有效达成创新资源整合与价值共创，已成为当前培育新质生产力的重要议题。基于动态能力理论，以2000—2023年中国沪深A股上市公司为研究样本，系统考察数字化转型对企业融通创新的影响机制及其作用边界。研究发现，数字化转型与企业融通创新之间并非简单线性关系，而是呈现显著的倒U型关系，表明适度的数字化投入能够显著促进企业融通创新，但当数字化转型过度推进时，其边际促进效应会逐步减弱。进一步经过内生性处理、替换核心变量、调整样本区间等多项稳健性检验后，结论依然成立。调节效应分析还发现，经济政策不确定性与市场集中度会对该倒U型关系产生负向调节作用。进一步机制检验表明，数字化转型主要通过降低企业研发操纵行为、提升资源柔性来推动融通创新水平提升。本文研究不仅为理解数字化时代企业融通创新的形成逻辑提供了新的理论解释，也为企业在“十五五”期间科学推进数字化转型、优化创新生态和提升价值共创能力提供了实践参考。

关键词：数字化转型；融通创新；研发操纵；资源柔性；经济政策不确定性；市场集中度

中图分类号：273.1 **文献标志码**：A **文章编号**：1002-980X(2026)06-0099-15

DOI：10.12404/j.issn.1002-980X.J25122101

一、引言

2024年3月20日，在新时代推动中部地区崛起座谈会上，习近平总书记强调强化企业创新主体地位，构建上下游紧密合作的创新联合体，促进产学研融通创新，加快科技成果向现实生产力转化。这一要求为以企业为创新主体的融通创新生态系统的构建指明了努力方向。所谓融通创新，是指一种以社会现实需求和价值创造为导向的跨组织合作创新范式。其核心在于通过资源整合与互补、知识协同与共享，以及价值共同创造与合理分配，推动产学研用深度融合，促进大中小企业协同发展，实现国有企业与民营企业之间的有效合作[1]。如何切实推动产业链上中下游企业实现融通创新，实现对创新资源的高效整合，已成为当前培育新质生产力、扎实推进中国式现代化的关键课题。数字化转型是企业提升创新资源配置效率、重构竞

收稿日期：2025-12-21

基金项目：国家自然科学基金重点项目“中国企业创新链产业链融合发展模式与机制研究”(72232004)；四川省自然科学基金青年项目“数字化赋能背景下四川省大中小企业融通创新机制及路径研究”(2024NSFSC1046)；泸州市科技计划项目“泸州市职务科技成果赋权改革路径优化研究”(2024ZRK260)；成都市哲学社会科学研究中心资政服务能力建设专项重点项目“成渝地区双城经济圈人工智能产业协同发展路径研究”(YJZX-2024-ZZZD-24)

作者简介：王庆鹏(2000—)，成都大学商学院硕士研究生，研究方向：技术创新管理；(通信作者)李丽萍(1987—)，成都大学商学院副教授，研究方向：创业与创新管理；陈劲(1968—)，博士，清华大学经济与管理学院教授，清华大学技术创新研究中心主任，研究方向：技术创新管理与知识管理；马胜(1976—)，成都大学商学院教授，研究方向：公司治理；许欣欣(1985—)，博士，成都大学商学院教授，研究方向：创新管理，风险管理。

争优势并实现高质量发展的重要路径。中国信息通信研究院2024年发布的《中国数字经济发展研究报告》表明,2023年中国数字经济总量已超过50万亿元,占国内生产总值的比重突破40%。这一事实充分说明,数字技术正在对经济与社会发展产生系统性及结构性重大影响。数字技术通过构建开放共享的技术架构与数据平台,有效打破了企业间的信息壁垒与组织边界,降低创新资源的搜寻与协作成本,从而为跨主体、跨领域的融通创新提供关键技术支撑与生态基础[2]。

关于数字化转型对企业融通创新的影响,现有研究尚未形成统一结论。部分学者认为,数字化转型能够通过构建技术平台、提升信息透明度和协同效率,推动知识流动与创新要素共享,从而促进企业融通创新[3-5];但也有研究指出,数字化转型可能受到"数字鸿沟"、过度竞争等因素制约,甚至对企业持续创新带来负面影响[6-7]。导致上述研究结论分化的重要原因在于,现有文献尚未围绕数字化转型影响企业融通创新的作用链条形成完整分析框架。已有研究更多关注数字化转型是否能够影响融通创新,却相对忽视其通过何种内部机制发挥作用,以及在不同外部情境下数字化转型对融通创新影响的差异性。具体而言,在机制层面,数字化转型不仅会改变企业的信息处理方式和协同模式,还可能通过影响企业研发行为和资源配置能力,进而作用于融通创新,但相关中介路径仍缺乏深入检验;在情境层面,制度环境和竞争强度等外部因素会影响企业数字化转型红利的释放程度,从而使数字化转型对融通创新的影响呈现显著异质性。正因如此,现有研究在数字化转型究竟是"赋能"还是"负能"融通创新这一问题上仍莫衷一是。基于此,本文从研发操纵与资源柔性两条路径切入,并结合经济政策不确定性及市场集中度两大外部情境因素,系统考察数字化转型驱动企业融通创新的内在机制与作用边界。

基于上述研究不足,本文基于动态能力理论,利用2000—2023年中国A股上市公司数据,探究数字化转型对企业融通创新的影响,并讨论市场集中度、经济政策不确定性对其的调节效应,进一步从降低企业研发操纵、提高企业资源柔性的角度探究二者关系的作用机制。本文可能的理论边际贡献主要体现在以下方面:第一,突破既有研究的定性局限,从主体协同、知识流动与成果转化等多维视角构建了一套融通创新评价指标体系,将融通创新从抽象理念转化为可评价可量化的指标体系,为后续实证研究奠定理论及方法论基础。第二,跳出表层关系验证,深入揭示数字化转型影响融通创新的内在机理,系统阐明数字化转型通过降低企业研发操纵,提升企业资源柔性进而提升企业融通创新等核心传导路径,有效打开二者关系的"作用黑箱",从机制层面深化企业融通创新相关理论研究。第三,将研究视野从企业内部要素拓展至宏观制度与市场结构层面,通过引入市场集中度与经济政策不确定性两类情境因素,明确数字化转型与融通创新关系的适用边界,揭示其权变条件,为理解制度环境与技术赋能的互动关系提供新的经验证据。

二、理论分析与研究假设

(一)数字化转型对企业融通创新的影响

数字化转型并非单纯的技术嵌入过程,而是企业借助大数据、云计算、人工智能等数字技术,对资源配置方式、组织运行机制及外部协同关系进行系统性重塑的过程。融通创新作为一种跨组织、跨主体的协同创新模式,强调企业与产业链上下游、高校、科研机构等多元主体之间的深度联动,其实现依赖于信息高效流动、资源优化配置及合作关系稳定维系。数字化转型通过提升企业内部资源整合效率、优化组织协同能力,并强化企业与外部创新主体之间的连接与互动,为企业开展融通创新提供了重要支撑。不过,数字化转型对融通创新的作用并非简单线性增强,而可能随着转型程度加深呈现边际递减甚至反向抑制的特征。因此,有必要从内部与外部两个维度分析数字化转型影响企业融通创新的作用机理。

第一,在内部维度上,数字化转型通过重塑企业内部资源流动与组织协同创新模式,为融通创新奠定能力基础。根据动态能力理论,企业在数字化转型初期通过引入大数据、云计算等数字技术,有效打破传统科层制下的信息孤岛与部门壁垒,使得原本分散于研发、生产、营销等各职能单元的知识、技术与数据资源得以共享与高效整合[8]。与此同时,数字化转型可推动业务流程重构与组织架构的扁平化,显著提升企业在复杂环境中的实时感知与快速响应能力[9]。这种内部资源高效配置与组织柔性的增强,正是企业动态能力

提升的集中体现，也为企业后续参与多主体协同创新奠定坚实的资源基础与组织保障。

第二，在外部维度上，数字化转型通过重塑组织边界与连接机制，显著提升企业跨界整合资源的能力，为多主体融通创新提供关键支撑。具体而言，数字技术打破传统合作中的信息壁垒与地理隔阂，大幅降低企业与高校、科研机构及产业链伙伴之间的协同成本，使得知识、技术等创新要素能够在更广泛的生态系统中实现精准匹配与动态流动[10]。同时，区块链与智能合约等技术的应用构建了基于算法的信任机制，为多元主体在开放创新网络中的利益分配与知识产权保护提供制度化技术保障，从而强化产学研用融通创新关系，进一步提升创新绩效与资源配置效率[2]。

然而，根据动态能力理论，这种促进效应并非无限递增。当数字化转型超过一定阈值后，其对融通创新促进效应将因动态能力滞后而减弱，甚至产生抑制效应。动态能力理论强调，技术投入必须与组织能力、战略统筹同步演进。若企业在数字化进程中过度聚焦技术采购与硬件升级，而忽视配套的组织柔性建设与关系资本培育，极易陷入“能力追赶滞后于技术扩张”的困境[6]。具体而言，在企业内部，盲目扩张的数字化投入可能导致资源的重复配置与流程冗余，不仅推高内部协调与管理成本，还会因技术路径锁定而削弱组织对异质性资源的柔性配置能力，进而造成创新趋同与组织僵化。在企业外部，企业对数字平台的过度依赖若缺乏线下知识交流与长期信任关系的支撑，将导致外部融通网络表面化。一旦平台规则变动或技术接口更迭，这种缺乏关系韧性的协同网络便面临断裂风险，反而抑制了多主体融通创新的深度与稳定性。

基于上述分析，本文认为，数字化转型对融通创新的影响呈现先促进、后抑制的非线性特征。在初期，数字化通过提升企业动态能力，有效驱动内外部资源整合与协同；而当数字化转型投入超过组织能力的承载阈值后，其正向效应将因能力滞后而递减转为负向。

基于上述探讨，本文提出假设：

数字化转型与企业融通创新之间存在倒 U 型关系（H1）。

（二）数字化转型对企业融通创新影响的作用机制

1. 企业研发操纵的中介效应

研发投入被视为企业创新的核心驱动力，但由于研发活动的高度不确定性与专业性，加之监督难度较大，部分管理层为迎合短期业绩、获取政策红利或资本市场预期，可能通过会计调整或策略性削减支出，实施“研发操纵”行为[7]。数字技术为遏制研发操纵行为提供了重要的制度工具和技术手段。在企业内部，数字技术通过构建数字化管理系统与研发追踪机制，推动组织扁平化与信息可追溯化，削弱高管对研发信息的垄断权与自由裁量权[10]；在企业外部，数字化技术提升信息披露广度与精度，强化监管者、投资人及合作方对企业研发行为的外部监督[11]；在资源配置上，以真实透明的研发行为塑造企业创新信誉，提升其在产学研协同、风险投资等外部资源市场中的吸附能力[12]。综合而言，数字化转型初期通过强化内部监控、外部监督与资源惩戒机制，可有效抑制研发操纵。随着数字化转型程度提升，企业反而容易发生研发操纵现象。第一，数字化技术的复杂性为管理层利用算法黑箱进行隐蔽操纵创造了新空间[13]；第二，企业为迎合市场预期而夸大数字化水平的动机增强，夸大披露行为易延伸至研发信息操纵；第三，组织能力建设滞后于技术扩张，根据动态能力理论，当技术投入超过组织承载能力，原有治理机制失效而新能力尚未形成，代理成本随之上升，出现企业研发操纵现象[14]。

基于上述探讨，本文提出假设：

数字化转型与企业研发操纵呈 U 型关系（H2）。

企业出现研发操纵现象，会抑制融通创新活动。第一，失真的研发数据误导高校、科研机构等合作方对企业技术能力的判断，阻碍技术联盟与产学研合作，直接抑制多主体协同创新[15]。第二，研发操纵扭曲企业内部研发体系的正常运转，导致研发人员激励机制失效、创新文化受损，降低跨部门知识共享与协同效率，削弱融通创新所依赖的多元知识整合与内部资源柔性配置能力[16]。第三，一旦研发操纵行为被揭示，企业将面临监管处罚与投资者信任流失，不仅丧失在创新生态系统中的话语权，而且可能被排除在政策支持、产业联盟及高端合作网络之外[17]。这种声誉资本损耗进一步削弱企业在动态环境中跨界整合资源的能力，使

其陷入“伪创新”路径依赖,最终阻碍融通创新能力的持续演化与提升。

基于上述探讨,本文提出假设:

研发操纵负向影响企业融通创新(H3)。

根据代理理论与动态能力理论,在数字化转型初期,数字技术通过强化内部治理、外部监督与资源惩戒机制,有效抑制企业研发操纵行为,有助于企业开展融通创新活动[18]。然而,当数字化投入超过一定阈值后,技术系统的复杂性为管理层利用算法黑箱进行隐蔽操纵创造了新空间,企业为迎合市场预期而夸大数字化水平的动机亦随之增强,加之组织能力建设滞后于技术扩张导致原有治理机制失效,研发操纵水平反弹,阻碍了企业融通创新活动[19]。因此,数字化转型通过先抑制后诱发研发操纵,间接形成了与融通创新之间的倒U型关系。

基于上述探讨,本文提出假设:

研发操纵中介数字化转型与企业融通创新的倒U型关系(H4)。

2. 企业资源柔性的中介效应

资源柔性是指企业根据外部环境变化,对人力、资本、技术等各类资源进行动态重组、灵活配置与跨组织整合的能力,该能力不仅关系到企业对创新需求的响应速度,也直接影响其在跨行业、跨领域与跨主体协同中的适应力与整合力[12]。在数字化转型初期,数据整合与贯通提高了信息透明度,增强了企业对资源状态与需求变化的感知能力;以ERP(enterprise resource planning)系统、云计算及智能调度为代表的数字技术应用优化了资源配置过程,降低了资源重组与再配置成本。同时,数字化转型强化了跨部门信息共享与业务协同,打破组织内部壁垒,并通过平台化与模块化架构提升资源的可分解性与可重组性,使企业能够根据任务需求实现资源的快速组合与灵活部署,从而显著增强资源柔性[13]。然而,随着数字化转型程度的不断加深,其对资源柔性的影响可能由促进转为抑制。一方面,数字系统的深度嵌入推动业务流程标准化与程序化,在提升效率的同时也固化了资源配置路径,削弱资源调整的灵活性[20];另一方面,企业在持续数字化投入过程中形成对特定技术架构与平台依赖,导致技术锁定与路径依赖效应增强,进而提高资源重组与系统调整的转换成本。此外,高度集成的信息系统强化了组织结构与决策流程的刚性,使资源配置更加依赖既定规则与算法逻辑,从而压缩灵活调整空间[21]。

基于上述探讨,本文提出假设:

数字化转型与资源柔性呈倒U型关系(H5)。

资源柔性体现了企业在面对复杂多变环境时对各类资源进行动态重组与灵活配置的能力,这一能力为企业开展融通创新提供了重要支撑。一方面,较高资源柔性使企业能够根据创新需求快速整合内部与外部资源,降低资源获取与重组成本,从而提升创新响应速度与实施效率;另一方面,资源柔性增强了企业在跨组织、跨领域协同中的适应性,使其能够更有效地嵌入由企业、科研机构及其他主体构成的创新网络,促进知识、技术与要素的流动与融合。此外,灵活的资源配置机制有助于企业在不确定环境下持续调整创新路径,提升多元主体协同创新的稳定性与持续性[22]。因此,资源柔性为企业融通创新提供了基础条件与能力保障。

基于上述探讨,本文提出假设:

资源柔性与企业融通创新呈正向关系(H6)。

在前文分析中,数字化转型与资源柔性之间呈现倒U型关系,即数字化转型在初期通过提升信息透明度与资源配置效率促进资源柔性,而在后期则可能由于路径依赖与结构刚性抑制资源的动态重构能力。同时,资源柔性作为企业实现融通创新的重要能力基础,有助于企业高效整合内外部资源,提升跨主体协同与创新实施效率,从而对融通创新产生显著的正向影响[23]。由此,数字化转型能够通过影响资源柔性的变化,进一步作用于企业融通创新水平,并可能形成“先促进、后抑制”的间接影响机制。因此,资源柔性在数字化转型与企业融通创新关系中发挥中介作用,并传导其倒U型影响效应。

基于上述探讨,本文提出假设:

资源柔性中介数字化转型与企业融通创新的倒U型关系(H7)。

（三）数字化转型影响企业融通创新的调节效应探究

1. 市场集中度的调节效应

市场结构是影响企业战略选择与创新行为的重要外部环境变量。市场集中度作为衡量行业竞争程度的核心指标，反映了行业内主要企业对市场份额的控制程度[24]。在高度集中化的市场中，少数企业占据主导地位，市场竞争较弱；而在低集中度市场中，企业则面临更为激烈的竞争压力。在此背景下，市场集中度可能通过影响企业创新动力、资源配置行为和数字化转型战略，对数字化转型与融通创新之间的关系产生显著的调节效应[25]。

在低市场集中度环境下，企业面临激烈的技术迭代压力与生存考验，数字化转型的治理效应与资源重构效应被显著放大。在初期，竞争压力倒逼企业快速将数字技术转化为内部资源整合与外部协同能力，融通创新的上升段更为陡峭；在后期，高竞争环境加速暴露过度数字化带来的组织僵化与能力滞后问题，一旦技术投入超过阈值，竞争对手的挤压将使得资源错配的代价更为沉重，融通创新的下降段也更为剧烈。因此，低市场集中度强化了数字化转型对融通创新的非线性影响，使倒 U 型曲线更为陡峭。

在高市场集中度环境下，市场主导企业往往凭借垄断地位获取稳定收益，缺乏足够的动力将数字技术深度转化为融通创新能力。在初期，数字化转型对融通创新的促进效应因企业创新惰性而被削弱；在后期，即使出现过度数字化导致的资源冗余与组织僵化，垄断地位带来的资源冗余能力也可能延缓其对融通创新的负面冲击[26]。换言之，高市场集中度在一定程度上“缓冲”了数字化转型对融通创新的影响，使倒 U 型曲线趋于平缓。

基于上述探讨，本文提出假设：

市场集中度对数字化转型与企业融通创新的倒 U 型关系起负向调节作用（H8）。

2. 经济政策不确定性的调节效应

经济政策不确定性是指企业面临的宏观政策走向不明、政策执行预期模糊或政策变动频繁所导致的外部环境不确定性。经济政策不确定性不仅影响企业的战略预期和风险评估，还对企业的投资、创新与资源配置行为产生严重制约。顾夏铭等[27]指出，在这一背景下，经济政策不确定性可能通过影响企业对数字化转型的资源投入意愿和组织变革深度，削弱数字化转型对融通创新的积极作用。

在高经济政策不确定性环境下，企业面临政策方向模糊、监管规则变动的外部约束，其数字化转型决策呈现明显“观望”特征。在初期，企业对长期性、高投入的数字技术投资趋于谨慎，倾向于采取试探性或局部部署策略，导致数字化对内部资源整合与外部协同的赋能效应难以充分释放，促进融通创新的程度有限[28]。在后期，即使数字化投入已超过合理阈值，高不确定性环境反而可能延缓企业对过度数字化的负面感知。政策频繁变动带来的噪声掩盖了组织僵化与能力滞后的信号，加之企业为应对不确定性而储备的冗余资源在一定程度上缓冲了效率损失，使得融通创新下降段也趋于平缓[29]。换言之，高经济政策不确定性削弱了企业对数字化节奏的精准把控能力，使倒 U 型曲线的形态被“熨平”。

在低经济政策不确定性环境下，政策预期稳定、规则清晰透明，企业能够形成长期稳定的战略预期，数字化转型的推进节奏与效果评估均更具可预见性。在初期，稳定的政策环境鼓励企业大胆投入数字技术，加速内部资源重构与外部协同网络构建，融通创新的上升段更为陡峭；在后期，当数字化超过阈值后，稳定的外部环境使得组织僵化、协调成本上升等问题能够被及时识别并反映在创新绩效中，融通创新的下降段也更为明显。因此，低政策不确定性强化了数字化转型对融通创新的非线性影响，使倒 U 型曲线更为陡峭。

基于上述探讨，本文提出假设：

经济政策不确定性对数字化转型与企业融通创新的倒 U 型关系起负向调节作用（H9）。

综上，本文构建的理论研究框架如图 1 所示。

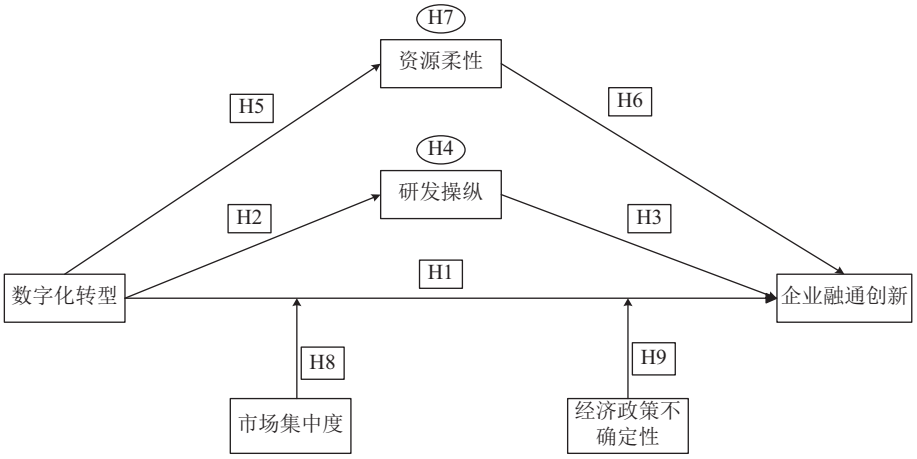


图1　理论研究框架

三、数据来源与研究设计

(一)数据来源及样本选择

本文以2000—2023年中国沪深两市上市公司为观测单元,采用非平衡面板数据开展实证研究。数字化转型数据通过国泰安(CSMAR)数据库获得,融通创新数据通过中国研究数据服务平台(CNRDS)获得。数据处理步骤如下:① 剔除在观测数据中被实施ST(special treatment)、*ST的企业;② 剔除金融行业代码对应的公司,包括银行和非银行金融企业;③ 剔除数据缺失的样本;④为减少极端值对回归分析结果的干扰,对主要连续变量在上下1%分位处进行了缩尾处理。经整理后,共得到4189家企业的35661条有效观测数据。进一步地,所有连续型指标均在1%和99%分位点实施缩尾,以降低异常值对实证结果的影响。

(二)变量测算

1. 解释变量:数字化转型(*Digi*)

借鉴吴非等[12]的研究,本文从"人工智能""云计算""大数据""区块链""数字化应用"5个维度关键词出发,构建数字化术语词典。随后,利用Python软件对A股上市公司年度报告文本进行爬取处理,统计各企业在不同年份相关关键词的出现频率总和,并对该值取自然对数,以此作为衡量企业数字化转型(*Digi*)的综合指标体系。

2. 被解释变量:企业融通创新(*Binn*)

本文在借鉴陈劲等[30]及张树含和李晓翔[31]指标测度的基础上,同时兼顾数据的可获得性,分别从融合度和畅通度构建企业融通创新指标体系见表1,并利用熵权-TOPSIS方法得到融通创新(*Binn*)的综合指标。

表1　企业融通创新指标体系

一级指标	二级指标	测度方式
融合度	创新主体融合度	j_1:融合宽度,与观测企业发生合作关系的种类数量(高校、科研院所、事业单位、企业、个人)
		j_2:融合深度,与观测企业发生合作关系总的组织数量
	创新成果融合度	j_3:ln(共有申请专利数量+1)
畅通度	知识畅通度	j_4:ln(企业发明专利引用量和被引用量之和+1)
	成果畅通度	j_5:ln(企业专利转让和受让数量之和+1)

3. 控制变量

为减少其他潜在因素对回归结果的干扰,本文在模型中纳入一系列控制变量,包括:资产负债率(*Lev*)、净资产收益率(*ROE*)、流动比率(*Liquid*)、存货比例(*INV*)、固定资产比重(*Fixed*)、独立董事占比(*Indep*)、董事长与总经理是否两职合一(*Dual*)、前五大股东持股集中度(*Top*5)、托宾*Q*值(Tobin*Q*)、企业成立年限(*FirmAge*)、管理层持股比例(*Mshare*)、管理费用率(*Mfee*)、总资产周转率(*ATO*)及高管人数规模(*Executives*)。

4. 中介变量

(1)资源柔性(*RF*)。资源柔性主要体现在资源转换所需时间的长短上,转换时间越短,企业资源柔性

越高。流动资产作为企业的一种实际或潜在资源缓冲工具，有助于企业应对内部调整或外部环境变化，同时也代表企业未来可能的投资空间和潜在的投资机会。本文参照胡元林等[16]研究，选取流动资产周转率（主营业务收入/平均流动资产）作为资源柔性的测量指标。

（2）研发操纵（Rdm_1 和 Rdm_2）。借鉴董松柯[7]的研究，当企业的研发投入比例高于《高新技术企业认定管理工作指引》（以下简称《指引》）规定门槛值的0.5%或者1%以内时，认为企业存在研发操纵，反之亦然。具体地，对于销售收入处于5000万元至2亿元之间的企业，《指引》规定的研发投入门槛值为4%，因此，当企业研发投入比例为4%~4.5%时，则认为企业存在研发操纵，并将 *Rdm* 定义为1，反之为0；对于年度销售收入超过2亿元的企业，其研发投入门槛设定为3%。当企业研发支出占比处于3%~3.5%时，将变量 *Rdm* 赋值为1，否则赋值为0。同时为进行稳健性检验，可将门槛值上调1个百分点，作为稳健指标进行分析。

5. 调节变量

（1）经济政策不确定性（*EPU*）。借鉴李凤羽和杨墨竹[32]的研究，选用年度内每月经济政策不确定指数算术平均值/100衡量。

（2）市场集中度（*HHI*），借鉴盛斌和郝碧榕[24]的研究，采用赫芬达尔指数衡量市场集中度。赫芬达尔指数=行业内的每家公司的总资产与行业总资产合计的比值的平方累加。*HHI* 值越大表明垄断程度越高。相关变量定义见表2。

表2　相关变量定义

变量	变量简称	变量含义	计算方法简介
因变量	*Binn*	企业融通创新	通过熵权法加权五个指标得到
自变量	*Digi*	数字化转型	归集关键技术方向的词频并形成最终加总词频，并进行对数化处理
中介变量	*RF*	资源柔性	流动资产周转率（主营业务收入/平均流动资产）
	Rdm_1	研发操纵1	对于销售收入处于5000万元~2亿元之间的企业，当研发投入比例为4%~4.5%时，将 *Rdm* 定为1，反之为0
	Rdm_2	研发操纵2	对于销售收入高于2亿元的企业，当研发投入比例为3%~3.5%时，将 *Rdm* 定义为1，反之为0
调节变量	EPU	经济政策不确定性	年度内每月经济政策不确定指数算术平均值/100
	HHI	市场集中度	行业内的每家公司的总资产与行业总资产合计的比值的平方累加
控制变量	*Lev*	资产负债率	年末总负债/年末总资产
	ROE	净资产收益率	净利润/所有者权益平均余额
	Liquid	流动比率	流动资产/流动负债
	INV	存货占比	存货净额/总资产
	FIXED	固定资产占比	固定资产净额/总资产
	Indeep	独立董事比例	独立董事/董事人数
	Dual	两职合一	董事长和总经理是同一个人为1，否则为0
	*Top*5	前五大股东持股比例	前五大股东持股数量/总股数
	Tobin*Q*	托宾 *Q* 值	（流通股市值+非流通股股份数×每股净资产+负债账面值）/总资产
	FirmAge	公司年龄	ln（当年年份-公司成立年份+1）
	Mshare	管理层持股比例	董监高持股数量/总股本数量
	Mfee	管理费用率	管理费用/营业收入
	ATO	总资产周转率	营业收入/平均资产总额
	Executives	高管规模	ln（高管人数）

（三）模型构建

1. 基准回归模型

$$Binn_{i,t} = \phi_0 + \phi_1 Digi_{i,t}^2 + \phi_2 Digi_{i,t} + \phi_3 Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中：*Binn* 为企业融通创新；*Digi* 为数字化转型；*Controls* 为控制变量；*Year* 为年份固定效应；*Industry* 为行业固定效应；ε 为随机扰动项；ϕ 为待估系数。依据中国证监会2012年一级行业分类标准，样本覆盖20个行业，并据此设置19个行业虚拟变量以避免虚拟变量陷阱。

对面板数据进行Hausman检验时，当显著性水平 p 小于0.1，固定效应模型被认为更为适用；反之，当 p

大于0.1,则随机效应模型更为合理。根据检验结果,由于模型的 p 值小于0.05,因此本文采用固定效应模型进行后续分析。

2.中介效应模型

本文借鉴温忠麟和叶宝娟[33]的中介效应检验程序进行中介效应检验。在基准模型(1)的基础上,为验证数字化转型作用于企业融通创新的中介机制,将实证模型设定为

$$M_{i,t}=\beta_0+\beta_1 Digi_{i,t}^2+\beta_2 Digi_{i,t}+\beta_3 Controls_{i,t}+\sum Year+\sum Industry+\varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

$$Binn_{i,t}=\delta_0+\delta_1 Digi_{i,t}^2+\delta_2 Digi_{i,t}+\delta_3 M_{i,t}+\delta_4 Controls_{i,t}+\sum Year+\sum Industry+\varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

其中:$M_{i,t}$ 为中介变量,分别代表 $RF_{i,t}$、$Rdm_{1i,t}$、$Rdm_{2i,t}$;$RF_{i,t}$ 为企业 i 在年份 t 的资源柔性;$Rdm_{1i,t}$ 和 $Rdm_{2i,t}$ 为企业 i 在年份 t 的研发操纵程度;$Digi_{i,t}$ 为企业 i 在年份 t 的数字化转型程度;$Digi_{i,t}^2$ 为企业 i 在年份 t 的数字化转型的平方项。采用层次回归模型步骤如下:

第一步:将因变量融通创新与自变量数字化转型同时放入回归模型(1)中。

第二步:将中介变量(研发操纵和资源柔性)与自变量数字化转型同时放入回归模型(2)中。

第三步:将因变量融通创新、中介变量(研发操纵和资源柔性)及自变量数字化转型同时放入回归模型(3)中。

3.调节效应模型

本文借鉴温忠麟和叶宝娟[33]的调节效应检验程序,结合模型(1)进行调节效应验证。在模型(1)的基础上,模型(4)用于检验经济政策不确定性(*EPU*)对数字化转型影响企业融通创新的调节作用,模型(5)用于分析市场集中度(*HHI*)在数字化转型对企业融通创新作用中的调节效应。为降低自变量与调节变量交互项可能产生的多重共线性,本章对该交互项进行了去中心化处理,从而保证模型估计结果的稳健性。

$$\begin{aligned}Binn_{i,t}=&\omega_{01}+\omega_{11}Digi_{i,t}^2+\omega_{21}Digi_{i,t}+\omega_{31}EPU_{i,t}+\omega_{41}Digi_{i,t}^2\times EPU_{i,t}+\\&\omega_{51}Digi_{i,t}\times EPU_{i,t}+\omega_{61}Controls_{i,t}+\sum Year+\sum Industry+\varepsilon_{i,t}\end{aligned} \tag{4}$$

$$\begin{aligned}Binn_{i,t}=&\varphi_{01}+\varphi_{11}Digi_{i,t}^2+\varphi_{21}Digi_{i,t}+\varphi_{31}HHI_{i,t}+\varphi_{41}Digi_{i,t}^2\times HHI_{i,t}+\\&\varphi_{51}Digi_{i,t}\times HHI_{i,t}+\varphi_{61}Controls_{i,t}+\sum Year+\sum Industry+\varepsilon_{i,t}\end{aligned} \tag{5}$$

其中:ω、φ 为待估系数。

四、实证结果分析

(一)描述性统计及多重共线性分析

在开展实证分析之前,本文对样本数据进行了描述性统计和相关性分析。表3中完整呈现了各变量的均值、标准差、分位数及最小值与最大值等统计信息,为后续分析提供基础参考。从表3中可以看出,各变量的数据较为平稳,并未出现过度离散的情况,也没有出现受极端值影响的情况。

表3　变量的描述性统计

变量	样本量	均值	最小值	25%分位数	中位数	75%分位数	最大值
Binn	35661	1.107	0.097	0.570	0.870	1.495	3.600
Digi	35661	1.426	0.000	0.000	1.100	2.398	5.037
RF	35661	1.267	0.000	0.683	1.024	1.532	34.120
Rdm_1	31091	0.100	0	0	0	0	1.000
Rdm_2	31091	0.194	0	0	0	0	1.000
EPU	35661	4.410	0.650	1.813	4.605	7.169	7.919
HHI	34968	0.148	0.028	0.065	0.098	0.190	1.000
Lev	35661	0.412	0.530	0.252	0.407	0.559	0.866
ROE	35661	0.070	−0.520	0.031	0.077	0.127	0.354
Liquid	35661	2.603	0.388	1.187	1.711	2.883	16.975
INV	35661	0.133	0.001	0.065	0.113	0.174	0.533

续表

变量	样本量	均值	最小值	25%分位数	中位数	75%分位数	最大值
FIXED	35661	0.211	0.005	0.100	0.183	0.293	0.662
Indeep	35661	0.375	0.300	0.333	0.333	0.429	0.571
Dual	35661	0.300	0	0	0	1.000	1.000
*Top*5	35661	0.535	0.199	0.423	0.535	0.650	0.887
Tobin*Q*	35661	1.953	0.855	1.235	1.160	2.237	7.322
FirmAge	35661	2.868	1.609	2.639	2.944	3.135	3.555
Mshare	35661	0.148	0	0	0.017	0.280	0.688
Mfee	35661	0.082	0.009	0.043	0.069	0.105	0.346
ATO	35661	0.664	0.110	0.400	0.575	0.816	2.435
Executives	35661	1.808	1.100	1.609	1.792	2.079	2.639

（二）主效应分析

表4为验证数字化转型对企业融通创新影响的实证结果。（1）列是控制变量对企业融通创新的回归结果。（2）列在（1）列基础上加入自变量（*Digi*）和自变量平方项（$Digi^2$）后回归。其中，数字化转型二次项（$Digi^2$）系数为-0.018，在1%水平上显著，Utest检验p值小于0.05，拐点（*Digi* = 4.356）位于数字化转型的取值范围[0，5.037]内；同时低数字化转型程度曲线斜率为正，而高数字化转型程度曲线斜率为负，说明数字化转型对企业融通创新的影响并非线性，而是呈现出先增强后削弱的非线性效应，即二者之间存在显著的倒U型关联。为进一步清晰地展现该曲线形态及其特征，本文通过图形化方式呈现，如图2所示。因此，假设H1得到验证。

（三）中介效应检验

1. 研发操纵的中介效应

表5展示了采用温忠麟和叶宝娟[33]的中介效应检验程序，检验研发操纵在数字化转型与企业融通创新关系中的中介效应的回归结果。企业研发操纵取值借鉴董松柯[7]做法，实行分段取值回归。（1）列表明数字化转型与企业融通创新之间呈现倒U型关系。在（2）列中，以研发投入比例超过0.5%作为界定企业研发操纵区间的标准，将数字化转型的一次项、二次项与企业研发操纵进行回归，结果显示，数字化转型一次项回归系数为-0.144，在1%的水平上负向显著；二次项系数为0.039，在1%水平上正向显著，表明数字化转型与企业研发操纵之间存在U型关系。（4）列的回归设定以企业研发投入比例超过1%作为判定企业研发操纵区间的标准，将数字化转型的一次项、二次项与企业研发操纵进行回归，结果显示，数字化转型一次项回归系数为-0.115，在1%的水平上负向显著，二次项系数为0.043，在1%水平上正向显著，综合表明数字化转型与企业研发操纵之间存在U型关系。结合（2）列和（4）列

表4　数字化转型对企业融通创新的影响结果

变量	（1）	2
	Binn	*Binn*
$Digi^2$		-0.018***
		（-9.634）
Digi		0.155***
		（19.991）
Lev	0.206***	0.465***
	（6.792）	（16.606）
ROE	0.298***	0.770***
	（10.163）	（21.856）
Liquid	0.001	-0.006***
	（0.333）	（-3.274）
INV	-0.273***	-0.378***
	（-5.354）	（-9.294）
FIXED	-0.108***	-0.081***
	（-2.862）	（-2.749）
Indeep	0.152**	0.499***
	（2.035）	（7.081）
Dual	0.008	-0.028***
	（0.914）	（-3.330）
*Top*5	0.166***	0.098***
	（4.324）	（3.817）
Tobin*Q*	-0.010***	-0.018***
	（-3.267）	（-4.949）
FirmAge	0.773***	0.076***
	（63.269）	（7.178）
Mshare	0.332***	-0.212***
	（9.519）	（-10.332）
Mfee	0.293***	-0.043
	（3.714）	（-0.560）
ATO	-0.030**	-0.015
	（-2.149）	（-1.408）
Executives	0.106***	0.322***
	（9.140）	（30.426）
Year	控制	控制
Industry	控制	控制
Constant	0.956***	-0.153***
	（157.930）	（-2.823）
R^2	0.481	0.563
Observations	35661	35661

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著；括号内的数值为检验P值。

回归结果,可知假设 H2 得到验证。

(3)列和(5)列中,将研发操纵、数字化转型及融通创新同时放入回归公式中进行回归,发现研发操纵负向影响企业融通创新,且在 1%水平上显著,假设 H3 得到验证。进一步地,发现数字化转型一次项、二次项与企业融通创新的回归系数在 1%水平上显著,且(3)列和(5)列中的数字化转型二次项系数比第(1)列的数字化转型二次项系数小,说明企业研发操纵的中介效应成立,即假设 H4 得到验证。

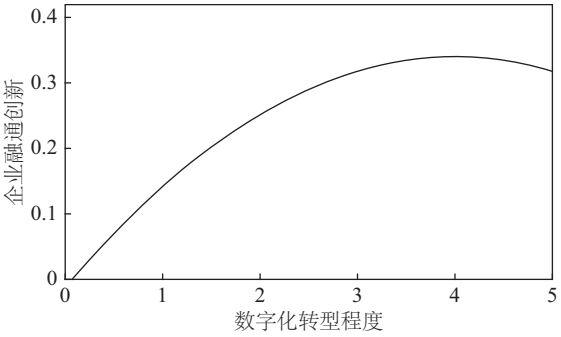


图 2　数字化转型程度与企业融通创新关系

表 5　研发操纵的中介效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Binn	Rdm_1	*Binn*	Rdm_2	*Binn*
$Digi^2$	−0.012*** (−6.359)	0.039*** (7.451)	−0.010*** (−6.350)	0.043*** (5.062)	−0.009*** (−6.368)
Digi	0.124*** (15.064)	−0.144*** (−3.354)	0.122*** (14.879)	−0.115*** (−3.556)	0.121*** (14.301)
Rdm_1			−0.111*** (−3.842)		
Rdm_2					−0.138*** (−4.330)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.513				
Pseudo R^2		0.441	0.358	0.547	0.451
Observations	31091	31091	31091	31091	31091

注:*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著;括号内的数值为检验 *P* 值。鉴于研发操纵变量取值为 0-1 的离散形式,模型(2)和模型(3)的分析均采用 Logit 回归方法进行估计,其拟合优度以伪决定系数 R^2(Pseudo R^2)加以衡量。

2. 资源柔性的中介效应

表 6 展示资源柔性对数字化转型与企业融通创新关系中介效应检验的回归结果。(1)列的估计结果显示,数字化转型对企业融通创新呈现 1%水平上的显著性倒 U 型关系。进一步地,在(2)列的多元回归分析中,以资源柔性为被解释变量,结果表明数字化转型的二次项在 1%的显著性水平下系数为负,据此可以推断数字化转型对资源柔性的影响表现为先促进后抑制的倒 U 型特征,假设 H5 得到验证。(3)列中,将资源柔性和数字化转型,以及融通创新同时放入回归公式中进行回归,发现资源柔性系数为 0.242 在 1%水平上显著,说明资源柔性与企业融通创新呈正相关,假设 H6 得到验证;数字化转型一次项、二次项在(3)列中的回归系数在 1%水平上显著,并且数字化转型的二次项系数小于(1)列数字化转型的二次项系数,说明资源柔性在数字化转型与企业融通创新关系中发挥中介效应,假设 H7 得到验证。

表 6　资源柔性的中介效应

变量	(1)	(2)	(3)
	Binn	*RF*	*Binn*
$Digi^2$	−0.018*** (−9.634)	−0.011*** (−7.079)	−0.016*** (−9.597)
Digi	0.155*** (19.991)	0.036*** (5.358)	0.150*** (20.113)
RF			0.242*** (13.132)
控制变量	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制
R^2	0.563	0.455	0.413
Observations	35661	35661	35661

注:*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著;括号内的数值为检验 *P* 值。

（四）调节效应检验

1. 市场集中度的调节效应

表 7 为市场集中度调节效应的检验结果。（1）列为数字化转型对企业融通创新的回归结果，二者呈现倒 U 型关系。（2）列是在（1）列基础上加入调节变量市场集中度的回归结果。（3）列是在（2）列的基础上加入市场集中度与数字化转型一次项、二次项分别产生的交互项，发现一次项交互项系数为-0.219 在 1%水平上显著为负，二次项交互项系数为 0.501 在 1%水平上显著为正。这表明市场集中度对数字化转型和融通创新之间的倒 U 型关系有抑制作用。假设 H8 得到验证。

2. 经济政策不确定性的调节效应

表 8 为经济政策不确定性调节效应的检验结果。（1）列为数字化转型对企业融通创新的回归结果，二者呈现倒 U 型关系。（2）列是在（1）列基础上加入调节变量经济政策不确定性的回归结果。（3）列是在（2）列的基础上加入经济政策不确定性与数字化转型一次项、二次项分别产生的交互项，发现一次项交互项系数为-0.010 在 1%水平上显著为负，二次项交互项系数为 0.005 在 1%水平上显著为正。这表明经济政策不确定性对数字化转型和融通创新之间的倒 U 型关系有抑制作用。假设 H9 得到验证。

（五）稳健性检验

1. 更换被解释变量

基于融通创新概念内涵[1]，以沪深两市 A 股上市公司为研究样本，借鉴汪晓文等[4]的做法，采用企业发明专利共同申请数量作为企业融通创新（*Binn*_1）的代理变量，进行基准回归的稳健性检验。从表 9 的（1）列可以看出，数字化转型的二次项在 1%的显著性水平下呈现负系数，这意味着数字化转型对企业融通创新的作用表现为先增强后削弱的倒 U 型效应，说明基准回归所得结论依然稳健可靠。

表 7　市场集中度的调节效应检验

变量	（1）	（2）	（3）
	Binn	*Binn*	*Binn*
$Digi^2$	-0.018***	-0.018***	-0.019***
	（-9.492）	（-9.477）	（-10.012）
Digi	0.155***	0.154***	0.158***
	（19.796）	（19.725）	（20.155）
HHI		-0.258***	-0.327***
		（-9.847）	（-8.232）
$Digi^2 \times HHI$			0.501***
			（7.982）
Digi×*HHI*			-0.219***
			（-9.963）
控制变量	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制
R^2	0.523	0.428	0.519
Observations	34968	34968	34968

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号内的数值为检验 *P* 值。

表 8　经济政策不确定性调节效应检验

变量	（1）	（2）	（3）
	Binn	*Binn*	*Binn*
$Digi^2$	-0.018***	-0.015***	-0.016***
	（-9.634）	（-7.950）	（-7.701）
Digi	0.155***	0.134***	0.135***
	（19.991）	（16.782）	（16.327）
EPU		-0.059**	0.011***
		（-1.994）	（4.427）
$Digi^2 \times EPU$			0.005***
			（5.870）
Digi×*EPU*			-0.010***
			（-7.306）
控制变量	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制
R^2	0.563	0.511	0.438
Observations	35661	35661	35661

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号内的数值为检验 *P* 值。

表 9　稳健性检验

变量	（1）		（2）		（3）	
	*Binn*_1	*Binn*_1	*Binn*	*Binn*	*Binn*	*Binn*
$Digi^2$		-0.026***		-0.018***		-0.011***
		（-8.176）		（-7.787）		（-3.310）
Digi		0.165***		0.164***		0.122***
		（20.224）		（17.808）		（7.119）
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.498	0.396	0.357	0.408	0.487	0.598
Observations	35661	35661	28207	28207	22813	22813

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；括号内的数值为检验 *P* 值。

2. 更换回归样本

进一步采用更换回归样本的方法进行稳健性检验，具体剔除创业板上市公司样本后进行主效应回归分析。相较于主板企业，创业板企业普遍具有“轻资产、高成长、高科技”特征，其设立初衷即在于支持创新型、成长型企业，因此在上市制度、信息披露要求及资本支持等方面具有显著特殊性。实践中，创业板企业在数字化基础设施、技术人才储备及数字化战略意识等方面整体水平较高，具备更强的内在驱动与外部支持以推进数字化转型[34]。正因如此，创业板企业在数字化转型与企业创新之间可能表现出显著异于其他板块的“偏强相关性”，即在相同的数字化转型程度下，其创新能力的提升幅度远高于主板企业。这一差异并非源于数字化转型边际作用的增强，而是企业所处制度环境、资源禀赋及技术基础等内生性结构差异所致。若将创业板企业纳入整体样本进行统一回归估计，由于其结构性特征与其他样本异质性过大，可能导致模型误设，夸大数字化转型对创新的总体效应，进而产生系统性偏差。因此，本文参考安同良和闻锐[35]的处理方式，剔除创业板企业，旨在规避其“天然数字化优势”对主回归结果造成的结构性干扰，从而提高回归估计的内部一致性与对一般企业的适用性，增强研究结论的稳健性与解释力。从表9的(2)列可以看出，基准回归结果仍稳健。

3. 剔除数字化转型程度为0的样本

为进一步检验实证结果的稳健性，借鉴袁淳等[23]的处理方法，剔除数字化转型程度为0的企业样本。其主要考虑在于，数字化转型程度的度量依赖于年报中披露的相关词汇，而企业在信息披露过程中可能存在策略性选择、披露滞后或表述不规范等问题，从而低估甚至遗漏其实际数字化行为。尤其是在企业已开展一定数字化实践但未在年报中充分体现的情况下，相关样本可能被误判为“未转型”企业，进而引入测量误差并对回归结果造成偏倚。基于此，剔除数字化转型程度为0的样本，有助于降低信息披露偏差带来的干扰，提高实证估计的准确性与结论的可靠性。从表9的(3)列可以看出，基准回归结果仍稳健。

(六)内生性分析

1. 双向因果检验

数字化转型(*Digi*)及其平方项(*Digi*^{2})不仅可能影响企业融通创新(*Binn*)，与此同时，企业自身创新能力的变化亦可能对其数字化投资规模产生反向影响，从而导致二者之间存在潜在的双向因果关系。为避免内生性带来的估计偏误，借鉴张国胜和杜鹏飞等[36]构建工具变量的思路，本文采用同地区同行业的数字化转型水平(*IV-Digi*)及其平方项(*IV-Digi*^{2})作为工具变量，并通过两阶段最小二乘法(2SLS)进行内生性修正。该变量的设定逻辑在于：一方面，企业的数字化转型程度与所在地区、所属行业整体的数字化水平高度相关，从而能够满足工具变量所要求的相关性条件；另一方面，区域或行业层面的平均数字化转型水平与单个企业是否进行融通创新之间的直接联系有限，不会对企业的创新选择产生显著影响。其回归结果见表10。

表10　双向因果检验

变量	第一阶段回归		第二阶段回归
	Digi	*Digi*^{2}	*Binn*
Digi^2			−0.030*** (−5.472)
Digi			0.249*** (10.555)
IV-Digi^2		0.647*** (38.975)	
IV-Digi	1.029*** (61.786)		
控制变量	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制
R^2	0.335	0.424	0.578
N	35661	35661	35661
F	201.36	154.12	286.14

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著；括号内的数值为检验*P*值。

参照乔翠霞等[37]的做法，表10前两个模型展示了第一阶段的回归表现。实证结果表明，数字化转型及其平方项与所选工具变量在1%的显著性水平下均呈正向相关，且第一阶段的*F*统计量均超过10，说明工具变量设定合理，不存在弱工具变量问题。据此获得了由工具变量推导出的内生解释变量的预测值，并在第二阶段回归模型中加以使用。在第二阶段回归模型中，Kleibergen-Paap rk LM统计量和Cragg-Donald Wald *F*统计量均在1%的显著水平上拒绝了原假设，结果验证了所选工具变量的有效性。回归分析进一步表明，数字化转型预测值(*Digi*)系数在1%显著性水平下为正，而其平方项预测值系数在同一显著性水平下为负，说明数字化转型与企业融通创新之间呈现倒U型关系。

五、研究结论与启示

本文以动态能力理论为理论基础，结合2000—2023年中国沪深A股上市公司的数字化转型及融通创新数据，探究数字化转型对企业融通创新的作用机制。研究结果发现：第一，数字化转型与企业融通创新存在倒U型关系；第二，数字化转型可通过降低企业研发操纵、提高企业资源柔性促进企业融通创新；第三，市场集中度及经济政策不确定性对数字化转型与企业融通创新的关系起负向调节效应。本文理论贡献包含以下方面：

第一，构建了面向企业融通创新的多维度评价指标体系，回应了融通创新“如何测度”这一基础性问题。现有研究多聚焦于融通创新的概念内涵与模式探讨，缺乏对其整体水平的系统刻画与量化工具。本文从融通主体、知识流动与创新成果等多个层面出发，构建了一套兼具系统性与可操作性的评价框架，为融通创新的实证研究提供了方法论基础，也为后续深入探讨其驱动因素与作用机制奠定了理论前提。

第二，揭示了数字化转型对企业融通创新的内在作用机制，拓展了融通创新相关理论。本文不止步于验证数字化转型与融通创新之间的表层关联，而是从机理层面深入剖析二者之间的传导路径，有效打开了这一关系的“黑箱”。通过多维度阐释数字化转型如何嵌入企业创新网络、重塑知识整合方式、促进主体协同，本文为理解数字化时代融通创新的生成逻辑提供新的解释框架，丰富和深化了企业创新动因的相关理论。

第三，识别并检验了数字化转型影响融通创新的边界条件，深化了对该关系情境依赖性的理论认识。本文引入市场集中度与经济政策不确定性两类外部情境因素，考察其对数字化转型与融通创新关系的调节效应，明确了该效应发挥作用的制度与市场边界。这一结论不仅丰富了融通创新理论在复杂情境下的解释力，也提示未来研究应更关注如何通过优化市场环境与稳定政策预期，来释放数字技术对创新生态的正向赋能。

本文实践启示主要体现在以下方面：

第一，企业应理性把握数字化转型的“度”，避免陷入“为数字化而数字化”的陷阱。研究显示，数字化转型与企业融通创新之间存在倒U型关系，意味着适度的数字化投入能够有效整合内外部资源、激发协同创新，但过度数字化反而可能引发组织僵化、协同成本上升等问题。因此，企业在推进数字化转型过程中，不应盲目追求技术堆叠与系统扩张，而应结合自身发展阶段、行业特性与创新需求，合理规划数字化路径，确保数字化投入与融通创新能力的提升保持动态匹配。

第二，企业应重视数字化转型在优化研发行为与增强资源柔性方面的中介作用，将其作为提升融通创新能力的着力点。一方面，数字化有助于规范研发流程、增强信息透明度，从而抑制低效甚至投机性的研发操纵行为，使创新活动更加聚焦于实质性协同与价值创造；另一方面，数字化能够提升企业对内外部资源的整合与重组能力，增强资源配置的灵活性与响应速度，为融通创新提供更加坚实的支撑。企业在实践中应充分利用数字化手段优化研发管理机制，同时构建开放、弹性的资源协同平台，以更好实现与多元创新主体的深度融通。

第三，政策制定与企业管理需高度关注外部环境因素的调节作用，特别是市场集中度与经济政策不确定性对数字化转型成效的干扰。研究表明，在市场集中度较高或经济政策不确定性较强的情境下，数字化转型对融通创新的正向效应会受到削弱。对此，企业在战略部署时应增强对外部环境变化的敏感性，在集中度较高的行业中注重差异化协同策略，而在政策不确定性加剧时则应强化数字化在信息获取、风险预警与动态调整方面的功能。同时，政策层面应着力营造稳定、可预期的制度环境，避免政策频繁波动对企业数字化转型与融通创新形成非必要干扰。

参考文献

[1] 陈劲，阳镇. 融通创新视角下关键核心技术的突破：理论框架与实现路径[J]. 社会科学，2021(5)：58-69.

[2] 刘政，姚雨秀，张国胜. 企业数字化、专用知识与组织授权[J]. 中国工业经济，2020(9)：156-174.

[3] 黄宏斌，张玥杨，许晨辉. 供应链数字化能促进链上企业间的融通创新吗——基于智慧供应链政策的准自然实验[J]. 当代财经，2023

(8): 134-145.
[4] 汪晓文, 李莹, 陈南旭. 数字化转型、供应链溢出与企业融通创新[J]. 华东经济管理, 2025, 39(4): 43-55.
[5] 葛鹏飞, 黄秀路. 数字化转型、创新知识与制造业企业融通创新[J]. 软科学, 2024, 38(9): 8-15.
[6] 刘淑春, 闫津臣, 张思雪. 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, 13.
[7] 董松柯, 刘希章, 李娜. 数字化转型是否降低企业研发操纵?[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(4): 28-51.
[8] CHANDRA Y, FENG N. Algorithms for a new season? Mapping a decade of research on the artificial intelligence-driven digital transformation of public administration[J]. Public Management Review, 2026, 28 (3): 620-654.
[9] WANG S, ZHANG H. Enhancing SMEs sustainable innovation and performance through digital transformation: Insights from strategic technology, organizational dynamics, and environmental adaptation[J]. Socio-Economic Planning Sciences, 2025, 98: 102124.
[10] AKDAĞ I. Sustainable development indicators and economic growth: Evidence from seven strategic emerging economies (2002-2023)[J]. Sustainability, 2026, 18(3): 1529.
[11] 刘贝贝, 陈梦鹭, 管文娜, 等. 数字化转型的信息治理效应: 来自 A 股上市公司信息披露质量的证据[J]. 中央财经大学学报, 2024(4): 52-65.
[12] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 130-144, 10.
[13] OGUNMOKUN, A S, BALOGUN, E D, OGUNSOLA, K O. A conceptual framework for AI-driven financial risk management and corporate governance optimization[J]. International Journal of Multidisciplinary Research Growth Evaluation, 2021, 2(1): 781-790.
[14] GUI K, HOU H. Digital transformation, media coverage, and management tone manipulation[J]. Finance Research Letters, 2025, 81: 107440.
[15] PANG S HUA G. How does digital tax administration affect R&D manipulation? Evidence from dual machine learning[J]. Technological Forecasting Social Change, 2024, 208: 123691.
[16] 胡元林, 刘静, 杜阳阳. 企业生态创新的资源因素——以资源柔性为中介[J]. 华东经济管理, 2020, 34(6): 38-46.
[17] SCHILKE O, REIMANN M. The transparency dilemma: How AI disclosure erodes trust[J]. Organizational Behavior and Human Decision Processes, 2025, 188: 104405.
[18] ZHANG Y M, LIU H, LI S, et al. Digital tax enforcement and R&D manipulation: A quasi-natural experiment based on the "Golden Tax-III" project[J]. Foreign Economics Management Decision, 2023, 45(8): 3-16.
[19] LI S, GAO L, HAN C, et al. Exploring the effect of digital transformation on firms' innovation performance[J]. Journal of Innovation Knowledge, 2023, 8(1): 100317.
[20] SHAHZAD K, IMRAN F, BUTT A. Digital transformation and changes in organizational structure: Empirical evidence from industrial organizations[J]. Research-Technology Management, 2025, 68(3): 25-40.
[21] CHANG S J, KIM Y C, PARK S. How do multidivisional firms select executives? Balancing interdivisional transfers, intradivisional appointments, and external recruitment[J]. Journal of Business Research, 2026, 209: 116080.
[22] KAPACINSKAITE A. From wells to windmills: Resource redeployment and new technology investment in the energy sector[J]. Strategic Management Journal, 2026, 47(2): 616-642.
[23] 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.
[24] 盛斌, 郝碧榕. 企业规模、市场集中度与劳动收入份额[J]. 产业经济研究, 2021(1): 1-14.
[25] QATO D M, CHEN Y, VAN NUYS K. Pharmacy benefit manager market concentration for prescriptions filled at retail pharmacies by state and payer type[J]. InJAMA Health Forum, 2026, 7(2): e256546-e256546.
[26] MARQUES J P. Closed versus open innovation: Evolution or combination?[J]. International Journal of Business and Management, 2014, 9(3): 196-203.
[27] 顾夏铭, 陈勇民, 潘士远. 经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析[J]. 经济研究, 2018, 53(2): 109-123.
[28] BAKER S R, BLOOM N, DAVIS S J. Measuring economic policy uncertainty[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131(4): 1593-1636.
[29] WU X, WU X, SHANG D, et al. Digital transformation and firm business diversification: An inverse U-shaped relationship[J]. Economic Analysis, 2025, 87: 874-892.
[30] 陈劲, 阳银娟, 刘畅. 融通创新的理论内涵与实践探索[J]. 创新科技, 2020, 20(2): 1-9.
[31] 张树含, 李晓翔. 数字化转型对企业融通创新的影响研究——基于边界视角的作用机制分析[J]. 软科学, 2023, 37(12): 86-92.
[32] 李凤羽, 杨墨竹. 经济政策不确定性会抑制企业投资吗? ——基于中国经济政策不确定指数的实证研究[J]. 金融研究, 2015(4): 115-129.
[33] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
[34] 金星晔, 左从江, 方明月, 等. 企业数字化转型的测度难题: 基于大语言模型的新方法与新发现[J]. 管理世界, 2024, 59(3): 34-53.
[35] 安同良, 闻锐. 中国企业数字化转型对创新的影响机制及实证[J]. 现代经济探讨, 2022(5): 1-14.

[36] 张国胜，杜鹏飞. 数字化转型对我国企业技术创新的影响：增量还是提质？[J]. 经济管理，2022，44(6)：82-96.
[37] 乔翠霞，马一森，刘韵致. 非国有股东治理与国有企业创新：倒 U 型关系及其形成机理检验[J]. 改革，2023(2)：118-138.

How Does Digital Transformation Drive Integrated Innovation in Enterprises? An Analysis Based on the Mediating Effects of R&D Manipulation and Resource Flexibility

Wang Qingpeng[1], Li Liping[1,2], Chen Jin[3,4], Ma Sheng[1], Xu Xinxin[1]
(1. Business School of Chengdu University, Chengdu 610106, China; 2. Chengdu-Chongqing Economic Circle (Luzhou) Advanced Technology Research Institute, Luzhou 646000, China; 3. School of Economics and Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China; 4. Research Center for Technological Innovation, Tsinghua University, Beijing 100084, China)

Abstract: How digital transformation can effectively promote integrated innovation across the upstream, midstream, and downstream segments of industrial chains has become an important issue in the cultivation of new quality productive forces. Based on dynamic capability theory, Chinese A-share listed firms in Shanghai and Shenzhen from 2000 to 2023 were selected as the research sample. The impact mechanism and boundary conditions of digital transformation on corporate integrated innovation were systematically examined. The results show that the relationship between digital transformation and corporate integrated innovation is not simply linear. A significant inverted U-shaped relationship is found. This indicates that a moderate level of digital investment can significantly promote corporate integrated innovation. However, when digital transformation is promoted excessively, its marginal promoting effect gradually weakens. The conclusion remains valid after a series of robustness tests, including endogeneity treatment, replacement of core variables, and adjustment of the sample period. The moderating effect analysis further shows that economic policy uncertainty and market concentration negatively moderate this inverted U-shaped relationship. The mechanism test further indicates that digital transformation promotes integrated innovation mainly by reducing corporate R&D manipulation and improving resource flexibility. New theoretical explanations are provided for understanding the formation logic of corporate integrated innovation in the digital era. Practical references are also offered for enterprises to scientifically promote digital transformation, optimize innovation ecosystems, and enhance value co-creation capability during the 15th Five-Year Plan period.

Keywords: digital transformation; integrated innovation; R&D manipulation; resource flexibility; economic policy uncertainty; market concentration