

新“实数融合”与企业高质量发展

戴翔, 林欣雨

(南京审计大学统计与数据科学学院, 江苏 南京 211815)

摘要:党的二十届四中全会将构建高水平社会主义市场经济体制置于突出位置, 弘扬数字时代企业家精神, 实现企业家精神与数字化转型相互赋能的新型“实数融合”是其中重要内容。本文理论分析显示, 二者协同的新型“实数融合”可以实现优势互补, 破解单一因素推动企业高质量发展的局限, 充分挖掘潜在优势。从作用机制来看, 这种新型“实数融合”主要通过优化企业治理结构、激发企业创新、改善外部知识流动, 推动以全要素生产率提升为表现的企业高质量发展。进一步基于企业微观层面的实证检验表明, 该新型“实数融合”对企业高质量发展有显著推动作用, 其中治理优化效应、创新激发效应与知识溢出效应是其发挥作用的关键机制, 企业风险承担能力在其中起到正向调节作用, 理论假说通过了逻辑一致性计量检验。研究结果既为新型“实数融合”推动企业高质量发展的效应提供了经验证据和新认识, 也具备一定政策含义。

关键词:企业家精神; 数字化转型; 实数融合; 高质量发展

中图分类号:F425 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2026)06-0128-12

New “real-digital integration” and high-quality corporate development

DAI Xiang, LIN Xinyu

(School of Statistics and Data Science, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: The Fourth Plenary Session of the 20th Central Committee of the Communist Party of China prioritized the establishment of a high-level socialist market economy system. Promoting entrepreneurial spirit in the digital era and fostering a new form of “real-digital integration” in which entrepreneurship and digital transformation empower each other are essential components of this initiative. Theoretical analysis shows that this synergistic integration can create complementary advantages, overcome the limitations of single-factor drivers of high-quality corporate development, and fully unlock latent potential. Mechanistically, this new integration drives high-quality corporate development—manifested in total factor productivity growth—primarily by optimizing corporate governance structures, stimulating innovation, and improving external knowledge flows. Firm-level empirical tests further demonstrate that this new real-digital integration significantly promotes high-quality corporate development. The key mechanisms include governance optimization, innovation stimulation, and knowledge spillover effects, with corporate risk-taking capacity playing a positive moderating role. The theoretical hypotheses are validated through econometric tests of logical consistency. This study provides empirical evidence and novel insights into how new real-digital integration facilitates high-quality corporate development, while also offering meaningful policy implications.

Key words: entrepreneurship; digital transformation; real-digital integration; high-quality development

基金项目:国家社会科学基金重大项目“中国式现代化的统计监测评价问题研究”(23&ZD036);江苏省社会科学基金一般项目“‘制度—政策—生态’三元视角下政府协同治理影响江苏民营企业创新的机制效应与路径研究”(25ZHB007);统计金融联合实验室重点项目“数智驱动下金融‘五篇大文章’风险协同监测与宏观审慎监管体系研究”(2026JLSF202)。

作者简介:戴翔(1980—),男,安徽合肥人,南京审计大学统计与数据科学学院教授,博士生导师,博士,研究方向为数字经济与贸易统计分析。

西方经济学发展历程中,企业家及其精神始终处于核心地位,定义内涵不断深化,包含风险承担、创新突破、冒险进取等特质。中国商业实践中的企业家精神因独特的历史背景而呈现鲜明的中国特色,同时与西方定义存在共通之处,对中国商业发展发挥着不可替代的作用。随着古代经济重心南移,中国商人的社会地位逐渐提升,贸易在经济繁荣时期走向鼎盛。古代商人四处奔波开展贸易,即便有重农抑商观念,儒家思想依然成为当时商人的行为准则,还影响了后世企业家的商业活动。商帮兴起演变后,传统社会阶层划分出现调整,官商关系紧密化为古代企业家精神的培育和发展提供了更有利的制度环境。新中国成立后,伴随经济社会变革和生产力发展,企业家精神内涵不断演变。早期计划经济体制在一定程度上限制了企业家精神发展,而社会主义市场经济体制所倡导的进取与创新精神,则有力推动了企业家精神为新中国建设贡献关键力量。

改革开放以来,我国众多企业家紧跟时代潮流,引领中国企业走向国际市场,成为中国经济全球化进程中的先锋力量。他们不仅吸收世界先进科技与管理知识,而且推动国内市场转型升级与创新发展,同时积极承担社会责任,是驱动创新、打破传统平衡、实现“创造性破坏”的关键角色。回顾来看,企业家精神在不同历史阶段呈现出不同特征。步入数字化时代,企业家及其精神不仅是实体经济的领航者,更被赋予全新角色,被视为“资源配置的特殊要素”,构成宏观经济和企业高质量发展的核心要素,也成为数据要素和数字经济发展的关键动力^[1]。随着技术快速发展,数字化进程不断深入,其经济效益的实现亟需进一步规范与引导。对此,党的二十大明确提出数字经济与实体经济融合发展的指导方针,深入阐释了“实数融合”概念。从这个角度来说,数字时代的企业家能否展现与数字化转型相适配的“数字特质”,进而推动企业高质量发展,已经成为不容忽视的重要议题。尽管目前不少学者已对企业家精神与数字化转型分别展开了广泛研究,但针对上

述议题的专门探讨依然较为匮乏。

具体而言,现有关于企业家精神的研究可划分为微观与宏观两个层面。在微观层面,现有研究更侧重剖析企业家的行为特征、心理特质与创业动机等个体属性,在持续丰富企业家精神内涵的同时,逐步细化考察其不同维度可能产生的经济影响。诸多学者围绕企业家的文化价值取向^[2]、心理韧性水平^[3]与机会识别敏感性^[4]等主题展开了深入探讨。然而,既有研究大多聚焦于企业家精神的某一特定维度,未能系统覆盖其核心本质。鉴于此,有学者尝试采用单一代理变量表征企业家精神,如人均企业数量^[5]、自我雇佣率^[6]、个体与私营企业就业占比^[7]等,但此类测度方式仍难以全面刻画企业家精神的深层内涵。随后有学者进一步从多维度构建企业家精神指标,并对其经济效应展开系统分析。金环等^[8]将企业家精神拆解为创新精神、创业精神、冒险精神与契约精神四个维度,基于《中国城市和产业创新力报告》等权威公开数据测算了城市层面的企业家精神发展水平,并探讨了其对数字创新的激励效应;李琦等^[9]则运用熵权法,选取研发投入规模、人均固定资产、人均无形资产、人均营业收入与董事会独立性五项指标测度企业个体层面的企业家精神,研究发现企业家精神在数字化转型提升企业绩效的过程中发挥正向调节作用。上述成果为本文研究奠定了重要基础。

数字化转型研究起步相对较晚,但已积累了较为丰硕的研究成果。早期研究多以固定电话普及率、移动电话普及率、计算机普及率等指标作为数字化水平的代理变量,这类指标便于获取,但难以准确反映企业层面的数字技术应用和组织转型。随着文本分析和数据挖掘方法的发展,越来越多研究开始利用上市公司年报中的数字化相关的关键词,结合词频统计来测算企业数字化转型水平^[10-11]。在此基础上,学界进一步围绕数字化转型的经济效应展开深入分析,具有代表性的研究结论表明,数字化转型能够显著推动企业技术创新^[12-13]、优化企业资源配置效率^[14-15]、提升

生产率^[16-18]和资本市场表现^[10]、促进企业专业化分工^[19],同时还有助于推动企业供应链多元化布局^[20]。

在前述分析的基础上,学术界已围绕企业家精神、数字化转型与企业高质量发展开展了深入探索,但目前尚无文献专门探讨企业家精神与数字化转型的协同效应,也未验证该协同效应对促进企业高质量发展的实际作用。因此,本文的核心目的在于剖析二者的协同效应,并揭示其与企业高质量发展的内在联系。与已有文献相比,本文可能的边际贡献主要有三点:第一,本文从企业家精神与数字化转型协同的角度切入,将“实数融合”的内涵由宏观层面的数字经济与实体经济融合拓展至微观企业层面的企业家精神与企业数字化转型的协同,丰富了“实数融合”的企业层面解释框架;第二,本文基于上市公司微观数据,实证检验企业家精神与数字化转型协同对企业高质量发展的影响,为“实数融合”促进企业高质量发展提供了微观经验证据;第三,本文进一步识别治理优化、创新激发和知识溢出三条作用路径,并考察企业风险承担能力的调节作用,不仅回答了二者协同“是否有效”,也进一步解释了其“为何有效”以及“在何种条件下作用更强”,从而为企业推进数字化转型、培育企业家精神和实现高质量发展提供了理论依据与政策启示。

一、理论分析

改革开放以来,尤其是我国加入世界贸易组织后,我国企业实现高质量发展,这是多种因素共同作用的结果,其中企业家精神和数字化转型的作用最为关键。已有研究表明,数字化转型所带来的人力资本提升和创新激发效应,是推动企业高质量发展的关键动力^[21]。随着劳动力专业化水平的持续提升,数字化转型促进劳动力与先进生产设备的深度融合,充分释放生产效能,二者融入企业生产经营全过程,能够最大化企业内部的技术扩散效应,进而激发创新,既降低企业成本、提升生产效率,又反过来推动数字化转型向纵深发展,形成良性循环。就企业家精神而言,依据高阶

理论,企业家精神所蕴含的各类特质有助于企业家作出更合理的战略决策,其中冒险开拓精神助力企业把握机遇、实现突破,危机意识帮助企业应对波动挑战、管理危机,维持企业稳定增长,社会责任感要求企业兼顾经济效益与社会影响,通过公益、环保等方式提升企业形象与公信力。综上,企业家精神与数字化转型都在多方面对企业高质量发展产生重要推动作用。

数字化转型与企业家精神对企业高质量发展均具有重要意义,但单一视角下二者各自作用仍存在局限。就数字化转型而言,数字技术迭代常伴随较高的不确定性和投入风险,需要具备风险承担精神和战略判断能力的企业家加以引领。与此同时,数字技术在组织内部落地也可能面临部门壁垒和路径依赖,需要企业家通过跨界合作和组织协调推动数字化创新。就企业家精神而言,企业家个人能力受有限理性和认知边界约束,单纯依靠企业家精神也难以持续支撑企业长期发展。尤其在当前市场竞争加剧和试错成本上升的背景下,企业家精神的经济效应需要数字技术和组织工具加以支撑。因此,二者协同可能在一定程度上弥补单一因素作用的局限,并为企业高质量发展提供新的解释路径。

可见,企业家精神与数字化转型不宜被割裂考察,而应重视二者之间的互补协同关系。本文所讨论的新型“实数融合”,并非一般意义上的产业层面融合,而是企业家精神与数字化转型在企业战略、组织治理和创新实践中的协同关系。一方面,企业家精神倡导创新变革,能够推动企业从战略层面而非单纯技术层面推进数字化转型,将数字技术嵌入企业长期发展目标。另一方面,数字化转型能够借助数据分析、智能决策和组织协同工具弥补企业家个人能力局限,拓展企业家精神发挥作用的空间。基于此,企业家精神与数字化转型协同形成的新型“实数融合”,可能通过提升企业全要素生产率推动企业高质量发展。据此,本文提出以下假设。

H1:企业家精神与数字化转型相结合的新型

“实数融合”模式,对企业实现高质量发展具有显著的促进效应。

公司治理对企业高质量发展具有重要影响^[22],而企业家精神与数字化转型的结合,则在公司治理层面为企业家乃至管理层的局限性提供了补充。优秀的公司治理有助于统一企业内部不同利益相关方的目标,减少内部短视主义^[23]、机会主义行为与代理效率损失^[24],从而提升资源配置并促进全要素生产率的提高^[25-26]。在现实经营中,原材料价格波动、劳动力成本上升和环保政策收紧等因素可能加剧企业短期业绩压力,诱发管理层削减长期投资、粉饰短期业绩等短视主义与机会主义行为。同时,现代公司治理中通过所有权与控制权分离来实现专业化分工、提升资源配置效率,但这种结构同样会引发代理问题,加剧管理层和股东之间的信息不对称与利益冲突,反而适得其反。而企业家精神与数字化转型的协同效应可以解决上述问题。一方面,数字化转型能强化企业的风险管理能力,帮助企业预判市场波动并提前应对业绩压力,避免短视等问题,结合企业家精神中的风险承担意识,能更好应对外部不确定性;另一方面,数字化转型提升了企业运营透明度,强化了内部监督,有助于抑制委托代理问题与信息不对称,结合企业家精神所蕴含的责任与诚信原则,能够有效提升公司治理效率。除此之外,二者还存在互补效应,数字化转型能提供实时数据与分析工具,帮助管理层更快、更准地做出决策,弥补企业家的个人局限,而企业家精神所鼓励的研发创新,又会推动数字化技术升级,优化风险与机遇评估,提升企业治理效率,最终推动企业高质量发展。据此,本文提出如下假设。

H2:企业家精神与数字化转型相结合,通过改善企业治理结构,以“治理优化效应”促进企业实现高质量发展。

企业高质量发展依赖高品质创新活动,此前已经说明数字化转型能为企业内部生产运营带来创新效应,而企业家精神所蕴含的创新、探索与持续学习等特质,则是企业持续创新的重要催化剂,

二者协同是激发企业内部高效创新的关键。有研究指出,企业数字化转型往往带有“无序”特征,适度无序有助于提升创新效率,但过度无序反而会抑制创新能力发展,而企业家精神可以对无序的数字要素进行有序引导,依托企业家对政策和前沿技术的敏感性,优化在转型深化阶段不断增加的数字化投入结构,进而拉高创新效用的上限,推动创新向更高水平发展。同时,受有限理性与认知局限的制约,企业家的创新热情可能产生双重影响。一方面,过度盲目的个人导向创新可能会成为企业负担,造成成本和资源浪费;另一方面,对创新的过度要求可能催生高压式企业文化,虽在短期内能提升人力效率,但长期会加重员工负担,导致创新难以为继,影响企业发展前景。而二者协同恰能弥补这类负面效应,数字化转型带来的高级分析预测模型,可以约束企业家的激进创新行为,帮助其更准确识别创新机遇与风险,做出更为理性的创新决策。总体而言,企业家精神与数字化转型协同的创新效应,既集成了二者单独作用时的创新优势,又能避免“无序化”和“过度化”,推动创新向高质量深化,进而激发企业创新,推动企业高质量发展。据此,本文提出如下假设。

H3:企业家精神与数字化转型的协同作用能够通过激发企业的“创新激发效应”促进企业的高质量发展。

尽管内部创新是提升发展质量的核心动力,但企业通常面临刚性发展瓶颈,而企业家精神与数字化转型的融合,可从知识溢出与技术流动维度助力企业突破技术约束,为高质量发展注入新动力。在理想情景下,当企业遭遇内部研发瓶颈时,可借助外部技术要素流动实现技术突围。然而,社会主义市场经济体制建立后,受中央与地方权责划分、地方政府绩效考核压力等多重因素影响,地方保护主义问题凸显,限制了高级生产要素在全国统一市场范围内的自由流动。与此同时,我国知识产权保护体系仍存在不完善之处,进一步制约了知识与技术的优化配置^[27]。在知识产权保护强度较弱的地区与行业,企业开展创新共享

的意愿普遍偏低,难以形成技术进步的规模效应,无法为后发企业实现技术突破提供支撑;而在知识产权保护强度过高的地区,对专利权的过度保护会对后续创新研发形成约束,延缓整体技术进步进程。专利丛林问题使得新技术产业化落地需要获取多方权利主体的许可,推高了技术知识的流动成本,不仅阻碍企业实现技术突破,还会对全要素生产率产生抑制作用。

企业家精神与数字化转型的协同效应能够有效缓解知识技术要素的流通障碍:一方面,企业家具有打破传统创新范式的内在驱动力,能够推动企业与外部主体开展深度合作交流,促进知识技术的共享扩散,而数字化转型为跨主体合作交流提供了新型载体,二者形成互补协同,能够有效推动知识的流动与传播,加速技术溢出过程,推动形成技术进步的规模效应;另一方面,企业家对市场机会具有高度敏感性,能够准确识别并把握异地投资扩张、技术并购等有助于突破技术瓶颈的发展机遇;而数字化转型提供的高级分析与预测模型,能够与企业家的个体禀赋形成协同,提升企业异地投资的成功率,推动知识技术、人力资本以异地投资为载体实现跨区域流动,帮助企业依托知识溢出实现技术突破,形成技术进步的规模效应,最终推动企业实现高质量发展。基于此,本文提出如下假设。

H4:企业家精神与数字化转型的协同作用能够通过“知识溢出效应”促进企业高质量发展。

企业家精神与数字化转型结合所形成的“实数融合”对推动企业高质量发展有重要意义,不过推进过程中仍有问题需要审慎处理。一方面,企业家精神本身兼具开拓创新与风险规避的双重属性;另一方面,数字化转型可能带来技术迭代、设备更新、依赖特定供应商等风险,虽然数字化分析工具能一定程度降低试错的不确定性,但过度无序的数字化转型,也会引发设备限制、过度依赖供应商和组织成本上升等问题,给企业发展带来风险。由此可见,企业层面的风险无法完全消除,在企业家精神和数字化转型推动企业发展

的过程中,企业风险承担能力发挥正向调节作用。如果企业风险承担能力较弱,就无法提供试错空间,企业家也可能摇摆不定,难以推进数字化转型,在缺乏技术支撑的情况下将面临更多外部不确定性,形成风险恶性循环,削弱二者的协同效应^[28];反之,风险承担能力较高的企业,能够支撑企业家充分发挥冒险创新特质,更利于推进数字化转型,实现更深层次的“实数融合”,进而更好释放二者对企业高质量发展的推动作用。基于此,本文提出如下假设。

H5:在企业家精神与数字化转型协同促进企业高质量发展过程中,企业风险承担能力发挥着正向调节作用。具体而言,企业风险承担能力越强,越有助于企业家精神与数字化转型之间协同效应的发挥。

二、研究设计

(一) 计量模型设定

在前述理论分析基础上,本文构建如下计量模型,并运用双向固定效应方法对企业家精神与数字化转型的协同作用对企业高质量发展的影响进行实证检验。

$$TFP_{ip} = \beta_0 + \beta_1 Dg_{ip} + \beta_2 Sp_{ip} + \beta_3 Sp_{ip} \times Dg_{ip} + \sum Ctr_{ip} + v_i + v_t + \varepsilon_{ip} \quad (1)$$

其中, i 代表企业; t 代表年份; p 代表省份。 TFP_{ip} 表示 t 年 p 省份 i 企业全要素生产率,本文以此来衡量企业的高质量发展水平; Sp_{ip} 表示 t 年 p 省份 i 企业的企业家精神水平; Dg_{ip} 表示 t 年 p 省份 i 企业的数字化转型程度; $Sp_{ip} \times Dg_{ip}$ 表示 t 年 p 省份 i 企业的企业家精神水平与数字化转型程度的交互项,用于反映二者的协同; $\sum Ctr_{ip}$ 表示控制变量的合集。 v_i 、 v_t 分别表示企业固定效应、年份固定效应; ε_{ip} 为随机误差项。

(二) 变量测度

1. 被解释变量

企业高质量发展(TFP):全要素生产率能够较好地反映企业在既定投入条件下的资源配置效率和产出质量,因此本文将其作为衡量企业高质

量发展的核心指标。考虑到 OP 法、OLS 法等方法在测算时存在的多重共线性与内生性问题,本文借鉴已有研究,在基准回归中使用基于 GMM 法计算的企业全要素生产率 (TFP)^[22],同时在下文补充使用 OLS 法 (TFP_1) 与 LP 法 (TFP_2) 测算的企业全要素生产率进行稳健性检验。

2. 核心解释变量

企业家精神 (Sp): 鉴于数据可得性并参考现有研究^[9],本文选取以下指标,采用熵权法构造企业家精神指标 (Sp)。①企业专利申请数 (Pat); ②企业人均固定资产 (Fp); ③企业人均收入 (Ip); ④企业人均无形资产 (Itp); ⑤董事会独立性 (Bdd)。

企业数字化转型 (Dg): 参考赵宸宇等^[29]的做法,本文利用上市公司年报中出现的数字化转型相关关键词的出现频率衡量企业的数字化转型水平。具体而言,本文利用 Python 技术提取了 2013—2024 年上市公司年报中经营状况相关文本,并从数字技术应用、互联网商业模式、智能制造和现代信息系统四个维度构建关键词词典。在此基础上,统计相关关键词在企业年报中的出现次数并进行汇总,得到企业数字化转型指标 (Dg)。

3. 中介变量

治理优化效应: 本文从代理成本和两权分离程度两个角度衡量治理优化效应。其中,代理成本 (Agc) 以企业经营费用率衡量^[30],费用率越高意味着内部管理成本与代理成本越高;两权分离程度 (Sep) 以企业实际控制人拥有的控制权比例与所有权之间的差值衡量^[31],反映治理结构中的信息不对称与代理冲突。

创新激发效应: 本文从创新投入与创新产出两个维度衡量创新激发效应^[32]。创新投入方面,以企业研发投入衡量企业持续创新投入水平 (RD); 创新产出方面,以企业当年获得的发明专利数量衡量创新产出质量 (Iop),相对于其他专利类型,发明专利更能体现技术创新能力与知识创造水平。

知识溢出效应: 本文从专利引用与异地投资两个角度衡量知识溢出效应。专利引用方面,以企业年度专利被引次数的自然对数衡量知识扩散效果 (Ksp),被引次数越多表明创新成果被外部主体吸收利用的程度越高;异地投资方面,以企业异地子公司数量的自然对数衡量异地投资水平 (Nlc)^[33],异地投资可促进资本、人员、技术与管理经验跨区域流动,是知识溢出的重要载体。

4. 调节变量

企业风险承担能力 ($Risk$): 参考已有研究^[33],本文以企业息税前利润与年初总资产之比计算资产收益率,并扣除对应年度行业平均值,得到行业调整后的资产收益率。在此基础上,计算企业三年期调整后资产收益率的极差,作为企业风险承担能力 ($Risk$) 的衡量指标。该指标越大,说明企业经营结果波动性越强,风险承担水平越高。

5. 控制变量

本文结合并参考现有文献的研究^[35-36],选取如下宏观经济与微观企业层面的控制变量,具体包括:①交通基础设施水平 (Inf),以省份年度货运总量的自然对数来表示;②财政支持力度 (Fin),以省份财政一般预算支出与省份生产总值之比来表示;③劳动力水平 (Lab),以省份就业人数的自然对数来表示;④企业规模 ($Size$),以企业员工人数的自然对数来表示;⑤资产负债率 (Lev),以企业负债总计与企业资产总计之比来表示;⑥企业年龄 (Age),以企业上市年限来表示;⑦企业销售净利率 (Nep),以企业净利润与企业营业收入之比表示。

(三) 数据来源与说明

本文采用的微观企业数据源自 CSMAR 数据库,省级数据主要来自国家发展和改革委员会、中国各省级统计年鉴、政府官方网站以及各地政府统计公报等资料。鉴于中国企业数字化转型进程及相关数据可得性,本文选定样本时间为 2013—2024 年,共包含 39 464 个初始观测数据。本文对样本进行如下处理:首先,剔除金融行业样本;其次,剔除被特别处理 (ST) 或特别转让 (PT) 的企业

样本;再次,剔除成立时间不足一年的企业样本、资不抵债企业样本以及关键变量存在大量缺失的样本;最后,对所有连续变量在 1% 水平上进行 winsor 缩尾处理。经过上述处理,最终保留 35 018 个观测样本。

三、实证结果分析

(一)基准回归结果

表 1 汇报了企业家精神与数字化转型协同对企业高质量发展影响的基准回归结果。本文以企业全要素生产率 (*TFP*) 作为企业高质量发展的代理变量,因此若企业家精神与数字化转型的交互项系数显著为正,则说明二者协同能够提升企业生产效率,并进一步促进企业高质量发展。具体而言,第(1)列~第(3)列展示了在未控制时间效应和个体效应的估计,并依次纳入数字化转型 (*Dg*)、企业家精神 (*Sp*) 及其交互项 (*Sp* × *Dg*);第(4)列~第(6)列则进一步控制了时间与个体固定效应。在所有设定下,交互项系数均在 1% 水平上显著为正。而在纳入固定效应后,该系数由 0.271 3 降至 0.151 7,表明企业固有异质性会放大协同效应,但排除这一干扰后,协同效应依然稳健存在。同时,企业家精神与数字化转型的主效应总体上也保持正向显著,说明二者不仅能够分别

促进企业高质量发展,而且能够通过协同作用形成更强的促进效应。由此可见,企业家精神与数字化转型协同构成了一种新的企业层面“实数融合”模式,能够显著推动企业高质量发展,理论假设 H1 得到初步实证支持。

(二)稳健性检验

1. 替换解释变量、被解释变量

为保障基准回归结果的稳健性,本文首先替换核心解释变量数字化转型的测算方法。借鉴吴非等^[10]的研究思路,本文对企业年报管理层讨论与分析板块中与人工智能、区块链、云计算、大数据及数字技术应用相关的高频词汇进行分类统计,以此重新度量企业数字化转型程度并记为 (*Dg*₁)。基于该测算方法得到的稳健性检验结果报告于表 2 第(1)列。结果显示,核心交互项的回归系数在至少 1% 的统计水平上显著为正,表明即使更换企业数字化转型程度的评估方式,企业家精神与数字化转型的协同效应仍对企业高质量发展存在显著促进作用,该结果进一步验证了前文提出的假说 H1 的有效性。此外,本文分别采用普通最小二乘法(OLS)与 Levinsohn-Petrin 法(LP)测算企业全要素生产率,记为 *TFP*₁ 和 *TFP*₂,并将其代入基准回归模型重新检验,检验结果依次报告于表 2 第(2)列与第(3)列。结果显示,核心交互项的回归系数仍在 1% 的统计水平上显著为正,表明即使更换被解释变量的测算方式,企业家精神与数字化转型的协同效应仍显著促进企业高质量发展,进一步印证了前文理论假设 H1 的稳健性。

2. 控制固定效应

本文进一步控制了城市固定效应和省份固定效应,以缓解地区层面不可观测因素对估计结果的影响。此外,需要指出的是,当宏观区域层面全要素生产率处于较高水平时,相较于发展水平相对滞后的区域,这类地区企业的企业家精神培育与数字化转型程度往往具备一定的“先发优势”,由此可能引发双向因果的内生性问题。基于此,本文进一步引入城市固定效应与省份固定效应,以缓解潜在遗漏变量偏误与逆向因果问题对估计

表 1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>
<i>Dg</i>	0.120 4 *** (15.50)	—	0.030 5 *** (2.76)	0.094 6 *** (8.88)	—	0.044 4 *** (4.12)
<i>Sp</i>	—	0.094 0 *** (4.19)	0.073 8 *** (3.96)	—	0.080 3 *** (4.27)	0.068 5 *** (4.27)
<i>Sp</i> × <i>Dg</i>	—	—	0.271 3 *** (6.43)	—	—	0.151 7 *** (6.42)
<i>Inf</i>	-0.007 3 (-0.72)	-0.019 5 * (-1.95)	-0.012 7 (-1.28)	0.015 2 (0.57)	0.018 2 (0.69)	0.019 9 (0.77)
<i>Fin</i>	-2.411 8 *** (-26.68)	-2.594 0 *** (-28.57)	-2.379 2 *** (-26.76)	-0.309 1 (-1.58)	-0.233 3 (-1.20)	-0.227 0 (-1.18)
<i>Lab</i>	-0.187 0 *** (-12.80)	-0.179 4 *** (-12.26)	-0.166 4 *** (-11.64)	-0.082 6 * (-1.66)	-0.068 3 (-1.40)	-0.078 0 (-1.62)
<i>Size</i>	0.099 2 *** (20.69)	0.119 2 *** (23.74)	0.119 0 *** (25.14)	0.048 6 *** (3.97)	0.080 7 *** (6.51)	0.072 0 *** (5.98)
<i>Lev</i>	1.588 5 *** (50.50)	1.456 3 *** (41.74)	1.410 2 *** (43.45)	0.541 0 *** (13.60)	0.510 7 *** (12.88)	0.504 3 *** (13.04)
<i>Age</i>	0.150 9 *** (23.38)	0.127 8 *** (18.78)	0.131 4 *** (20.17)	0.017 5 (1.24)	0.030 9 ** (2.22)	0.025 7 * (1.87)
<i>Nep</i>	0.932 3 *** (28.65)	0.847 0 *** (24.93)	0.850 2 *** (25.85)	0.657 7 *** (25.52)	0.649 0 *** (25.28)	0.646 1 *** (25.36)
常数项	5.852 7 *** (61.96)	5.947 7 *** (61.18)	5.689 2 *** (60.10)	5.498 6 *** (12.95)	5.081 4 *** (11.94)	5.180 9 *** (12.38)
固定效应	否	否	否	是	是	是
<i>Obs</i>	35 018	35 018	35 018	35 018	35 018	35 018
<i>R</i> ²	0.261 3	0.274 0	0.309 7	0.861 6	0.864 5	0.867 9

注:括号内报告 *t* 值;***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 时有统计学意义。下同。

结果的干扰。上述稳健性检验的回归结果已报告于表2的第(4)列、第(5)列。结果显示,在进一步控制地区层面固定效应后,核心解释变量的交互项系数均在1%的统计水平上显著为正,表明在纳入宏观区位层面的遗漏影响与逆向因果问题后,企业家精神与数字化转型的协同作用能够推动企业高质量发展的核心结论仍然成立,并未发生实质性改变。这一结果进一步验证了前文提出的假说H1的稳健性。

表2 稳健性检验:替换解释变量、被解释变量和控制固定效应

变量	替换数字化转型	替换企业高质量发展		控制固定效应	
	(1) <i>TFP</i>	(2) <i>TFP</i> ₁	(3) <i>TFP</i> ₂	(4) <i>TFP</i>	(5) <i>TFP</i>
<i>Dg</i> ₁	0.078 9 *** (3.63)	—	—	—	—
<i>Dg</i>	—	0.037 0 *** (3.38)	0.043 8 *** (4.08)	0.045 3 *** (4.29)	0.045 6 *** (4.27)
<i>Sp</i>	0.075 3 *** (4.31)	0.088 3 *** (4.20)	0.070 0 *** (4.27)	0.062 7 *** (4.31)	0.066 6 *** (4.29)
<i>Sp</i> × <i>Dg</i> ₁	0.246 6 *** (4.62)	—	—	—	—
<i>Sp</i> × <i>Dg</i>	—	0.167 6 *** (5.97)	0.153 2 *** (6.39)	0.148 8 *** (6.52)	0.149 9 *** (6.45)
常数项	5.178 8 *** (12.29)	6.637 9 *** (17.16)	5.329 2 *** (12.89)	6.379 7 *** (12.55)	6.350 9 *** (12.55)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
<i>Obs</i>	35 018	35 018	35 018	35 018	35 018
<i>R</i> ²	0.866 8	0.942 6	0.914 5	0.871 7	0.869 0

3. 内生性问题

尽管本文已纳入省份和企业层面控制变量,并采用双向固定效应模型控制部分不可观测因素,但企业家精神与数字化转型协同和企业高质量发展之间仍可能存在内生性问题,包括遗漏变量偏误、上市公司样本选择偏差和潜在逆向因果关系。为缓解上述内生性问题,本文使用工具变量法:一方面,遵循学界通用做法,计算年度行业内企业家精神与数字化转型交互项的平均值作为工具变量 *iv1*,该变量满足相关性与外生性要求;另一方面,参考已有研究,选取1984年各省每百万人口邮局数量作为历史工具变量 *iv2*,该变量外生性充足,不会直接影响研究变量。之后以 *iv1* 和 *iv2* 的交互项作为核心解释变量的工具变量进行检验。检验结果显示,相关统计量通过检验,核心解释变量系数的方向和显著性与基准回归一致,说明考虑内生性问题后,企业家精神与数字化转型协同对企业高质量发展的推动效应依然稳健,原

假说成立,见表3。此外,由于整合多数据库匹配样本时,可能出现匹配问题,本文处理后保留的观测值和初始值存在差异,可能存在样本选择偏差,因此采用 Heckman 两阶段法检验。第一阶段构建样本是否被观测到的虚拟变量,将已验证有效的工具变量作为排他性限制变量,和基准回归控制变量一同作为第一阶段解释变量,估计结果验证了变量选择的合理性;第二阶段将第一阶段得到的逆米尔斯比率纳入基准回归,结果证实样本选择偏差确实存在,但核心解释变量的估计系数仍在1%水平上显著为正,说明考虑样本选择偏差后,基准回归结果依然稳健。

表3 内生性处理

变量	工具变量法		Heckman 两步法	
	(1) <i>Sp</i> × <i>Dg</i>	(2) <i>TFP</i>	(3) <i>Dummy</i>	(4) <i>TFP</i>
<i>iv1</i> × <i>iv2</i>	0.006 5 *** (6.73)	—	-0.002 7 *** (-7.76)	—
<i>Dg</i>	—	-0.259 5 *** (-5.44)	—	0.0425 *** (3.96)
<i>Sp</i>	—	-0.002 8 (-0.18)	—	0.0685 *** (4.27)
<i>Sp</i> × <i>Dg</i>	—	1.101 1 *** (7.22)	—	0.194 4 *** (3.92)
<i>LM statistic</i>	—	64.964 ***	—	0.152 4 ***
<i>F statistic</i>	—	45.312 ***	—	(6.42)
<i>IMR</i>	—	—	—	-75.476 1 *** (-2.91)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
<i>Obs</i>	35 018	35 018	35 018	35 018
<i>R</i> ²	—	—	0.240 9	0.869 3

4. 排除政策冲击

如前所述,中国企业家精神与数字化转型在数字时代形成新形态“实数融合”,可能与自由贸易试验区建立、智能制造试点等政策密切相关^[37-38],这些政策既可能影响企业数字化转型,也可能影响企业高质量发展,从而干扰基准回归结果。为排除相关政策冲击的影响,本文根据政策试点名单确定企业是否为试点对象及其试点年份,构建自贸区(*Ftz*)、智能制造试点(*Smp*)两类政策虚拟变量,将符合试点条件的企业赋值为1,其余为0;同时按政策实施年份构建对应的年份虚拟变量,将试点当年及之后年份标记为1,其余为0。之后本文构建了两类政策与对应年份虚拟变量的交互项,再

分别和核心解释变量做交互回归,检验政策冲击对基准回归的影响,结果整理在表 4。从表 4 可见,加入两类政策考量后,核心解释变量与虚拟变量交互项的估计系数在 1% 水平上显著为正,说明纳入上述政策冲击后,“实数融合”推动企业高质量发展的结论依然稳健。

5. 减少时间窗口

全要素生产率作为企业高质量发展的关键指标,可能受到劳动供给、消费需求和重大事件冲击的影响。宏观冲击也可能同时影响我国数字化进程和企业人才队伍建设,从而干扰企业家精神与数字化转型协同效应的估计。因此,本文借鉴已有研究方法,剔除 2020—2021 年新冠疫情、2015 年中国股灾对应时间段的样本,并重新进行回归分析。表 4 第(4)列结果显示,排除这些重大事件影响后,企业家精神与数字化转型协同推动企业高质量发展的效应仍保持良好的稳健性。

表 4 排除政策冲击、减少时间窗口

变量	(1) 基准 回归	(2) 排除 自贸区	(3) 排除 智能制造	(4) 减少 时间窗口
Dg	0.044 4 *** (4.12)	0.070 0 *** (6.86)	0.091 4 *** (8.68)	0.052 6 *** (3.82)
Sp	0.068 5 *** (4.27)	0.074 2 *** (4.27)	0.079 9 *** (4.30)	0.062 6 *** (3.22)
$Sp \times Dg$	0.151 7 *** (6.42)	—	—	0.149 4 *** (5.16)
$Ftz \times Sp \times Dg$	—	0.086 0 *** (5.21)	—	—
$Smp \times Sp \times Dg$	—	—	0.229 3 *** (4.75)	—
常数项	5.180 9 *** (12.38)	5.242 0 *** (12.47)	5.218 8 *** (12.37)	5.055 5 *** (8.90)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
Obs	35 018	35 018	35 018	35 018
R^2	0.867 9	0.866 6	0.865 6	0.866 0

四、机制检验

(一) 中介效应

基于前述理论分析,可以明确企业家精神结合数字化转型影响企业高质量发展的三大机制,即治理优化效应、创新激发效应与知识溢出效应,同时企业风险承担能力在这一过程中发挥显著正向调节作用。为验证上述中介效应与调节效应,本文参考江艇^[39]提出的中介机制检验法,从控制

代理成本与完善治理结构两个角度验证企业家精神协同数字化转型的治理优化效应。委托代理成本与信息不对称是公司治理的两大核心内容,有效控制代理成本依托完善的监督激励机制与较高的经营效率,是推动企业高质量发展的重要路径,据此本文用企业经营费用率作为企业代理成本(Agc)的衡量指标。现代企业所有权与控制权过度分离会加剧信息不对称,激化大股东与管理层的利益冲突,催生管理层机会主义与短视行为,不利于公司治理,因此本文选取企业所有权与经营权分离程度(Sep)作为中介变量,估计结果汇报于表 5 第(1)列、第(2)列。结果显示,核心解释变量企业家精神与数字化转型交互项的估计系数,在 5% 的显著性水平上均为负值,由于该中介变量为负向指标,本文证实不同公司治理框架下,企业家精神结合数字化转型确实存在治理优化效应,即二者结合可以通过该效应推动企业高质量发展,前文提出的理论假设 H2 得到验证。

针对企业家精神协同数字化转型的“创新激发效应”,本文从创新投入与产出两个维度综合评估了企业家精神与数字化转型相结合所产生的“创新激发效应”。本文采用企业研发投入衡量企业当年创新投入(RD),该指标可体现企业持续创新的意愿与能力。因为发明专利比其他专利更能反映创新过程的最终成果,且科技含量更高,所以本文选取企业当年获得的发明专利数量作为衡量企业创新产出的代理变量(Iop)。基于中介变量回归分析结果,可观察到企业家精神与数字化转型的交互项估计系数在至少 10% 的显著性水平上为正,这从创新投入与产出两个维度说明企业创新水平得到提升,验证了“创新激发效应”的存在。研究结果表明,企业家精神与数字化转型结合能够通过“创新激发效应”促进企业高质量发展。

针对企业家精神协同数字化转型的知识溢出效应,本文从专利引用和异地投资两个维度展开验证。本文选取企业年度专利被引次数的自然对数衡量知识溢出(Ksp),从专利引用渠道量化,同时选取企业异地子公司数量的自然对数衡量异地

表 5 机制检验

变量	治理优化效应		创新激发效应		知识溢出效应	
	(1) <i>Age</i>	(2) <i>Sep</i>	(3) <i>RD</i>	(4) <i>Iop</i>	(5) <i>Ksp</i>	(6) <i>Nlc</i>
<i>Dg</i>	-0.006 0 *** (-3.77)	-0.084 8 (-1.14)	0.661 8 *** (5.26)	0.836 9 *** (4.82)	0.130 9 *** (7.49)	0.115 0 *** (8.46)
<i>Sp</i>	-0.002 9 *** (-5.04)	-0.004 4 (-0.06)	0.056 5 * (1.83)	0.008 3 (0.65)	0.009 2 ** (2.14)	0.001 4 (0.29)
<i>Sp</i> × <i>Dg</i>	-0.004 6 *** (-3.20)	-0.196 8 ** (-2.35)	0.343 3 *** (2.75)	0.198 1 * (1.69)	0.0327 * (1.84)	0.055 3 *** (2.70)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	0.341 8 *** (5.13)	10.042 3 *** (2.81)	13.888 7 *** (3.23)	15.394 5 *** (4.44)	-0.363 7 (-0.58)	-1.405 9 *** (-2.75)
<i>Obs</i>	35 018	35 018	35 018	35 018	35 018	35 018
<i>R</i> ²	0.834 8	0.772 0	0.779 6	0.755 5	0.862 9	0.854 4

投资水平 (*Nlc*), 以此衡量伴随资本和人员流动的技术溢出效应。回归结果显示, 企业家精神与数字化转型的交互项估计系数在至少 10% 的显著性水平上为正, 从不同知识流动渠道证实了知识溢出效应存在。研究表明, 二者结合可通过知识溢出效应促进企业高质量发展, 还能促进企业专利被引次数增加、提升异地投资水平, 体现了实数融合模式对企业合作扩张的重要性, 以及其帮助企业突破区域限制、进入全国大市场的积极作用。至此, 前文理论假说 H4 得以验证。

(二) 调节效应

理论分析显示, 企业推进企业家精神与数字化转型结合实现高质量发展时, 企业风险承担能力有重要的正向调节作用。为验证该调节效应, 本文用调整后的资产收益率的极差作为企业风险承担能力 (*Risk*) 的衡量指标, 资产收益率波动性越大, 企业风险承担能力越强。表 6 报告了调节效应检验结果, 其中第 (1) 列检验风险承担能力对企业家精神作用的调节效应, 第 (2) 列检验其对企业家精神与数字化转型协同效应的调节作用。回归结果显示, 两个相关交互项的系数都在 1% 的显著性水平上显著为正, 说明企业风险承担能力越强, 越能发挥企业家精神与数字化转型的协同效应, 更有力促进企业高质量发展。该结果验证了理论假说 H5, 即企业风险承担能力在企业家精神与数字化转型协同推动企业高质量发展的过程中起到积极调节作用, 有助于发挥“实数融合”新形态的优势。

表 6 调节效应

变量	企业家精神	企业家精神与数字化转型协同
	(1) <i>TFP</i>	(2) <i>TFP</i>
<i>Risk</i>	0.150 1 (1.45)	0.023 2 (0.23)
<i>Sp</i>	0.060 7 *** (3.50)	0.062 5 *** (3.68)
<i>Sp</i> × <i>Risk</i>	0.944 8 *** (3.10)	0.727 9 ** (2.41)
<i>Dg</i>	—	0.071 4 *** (7.15)
<i>Sp</i> × <i>Dg</i> × <i>Risk</i>	—	0.966 5 *** (4.36)
常数项	5.062 4 *** (11.95)	5.189 7 *** (12.38)
控制变量	是	是
固定效应	是	是
<i>Obs</i>	35 018	35 018
<i>R</i> ²	0.866 3	0.868 0

五、结论与启示

以数改智转网联为代表的数字经济和实体经济深度融合, 正加速向智能经济演进, 为企业高质量发展带来新机遇。本文研究了企业家精神与数字化转型结合的新兴模式“实数融合”, 探究它能否为企业高质量发展注入新活力。理论分析发现, “实数融合”可以通过治理优化效应、创新激发效应和知识溢出效应, 对以全要素生产率为标志的企业高质量发展产生正向作用。本文使用 2013—2024 年中国上市公司的数据, 量化分析了企业家精神与数字化转型, 进而探讨“实数融合”和企业高质量发展的关系。实证结果显示: 第一, “实数融合”显著促进企业高质量发展, 经过稳健性检验后该结论依然稳定; 第二, 进一步分析表明, “实数融合”主要通过前述三类效应推动企业高质量发展; 第三, 在“实数融合”促进企业高质量发展的过程中, 企业风险承担能

力起到正向调节作用。

本文为企业家精神结合数字化转型的“实数融合”新范式提供了实证支持,拓展了对企业高质量发展影响因素的理解,同时也为借助“实数融合”新形态重塑企业、推动以全要素生产率提升为表现的企业高质量发展提供了政策启示。

第一,弘扬企业家精神、推进其与数字化转型协同发展。研究显示,从提升企业全要素生产率、构建企业发展新优势来看,新形态“实数融合”下企业家精神与数字化转型的协同作用具有积极影响。因此,需要认可杰出企业家的精神特质,推广企业家精神,激励企业家创新变革;企业家要主动适应“数改智转网联”的发展趋势,布局智能经济,推动企业实现全链条全要素智能互联,依托自身能力探索以“数改智转网联”为路径、智能经济为引领的数字化转型和数字经济高质量发展路径,推动新兴技术和生产运营深度融合,为数字经济与实体经济高质量融合创造优势。同时,要出台财税优惠、融资支持、人才引进等适配新发展形态的政策,激发企业家精神,推进数字化转型;政府还要加强法治建设,打造公平透明的市场环境和亲清政商关系,为二者协同发展创造更大空间,提供更高质量的资源支持。

第二,消除要素流动的障碍,推进全国统一市场的构建,更有效地发挥知识溢出效应等机制的作用。经济高速增长过程中,地方保护主义、行政垄断形成的区域与行业壁垒遗留问题,阻碍了知识和技术要素流动扩散,不仅让后发企业难以借助外部资源实现技术突破,也无法形成技术进步的规模效应,拉低了知识溢出效应的效能。因此,需要从顶层设计入手,协调地区行业间技术竞争,消除歧视性、隐蔽性区域市场壁垒,打破行政垄断,借助政府宏观调控与资源再配置,推动知识技术要素在各区域均衡分布、互补流动。在此过程中,要以“网联”为纽带,推动跨区域、跨行业的智能算力共享、工业数据互通和算法模型协同,构建智能经济时代的开放式创新网络。另外,还要深化区域合作机制,推进多领域区域合作,促进技术

资源共享流动,就像长三角一体化发展中,通过要素跨区域、跨部门配置整合,深化科创与产业创新融合,推动了知识技术要素流动和区域协同发展。未来还需要进一步把“数改智转网联”理念融入区域一体化战略,推动新型基础设施区域共建共享,帮助企业完成从数字化到智能化的能级提升。

第三,完善公司治理体系,构建风险包容的制度环境,为企业家精神与数字化转型的协同效应提供内生支撑。本文研究证实,“实数融合”推动企业高质量发展,依赖治理优化效应和风险承担能力的正向调节。当前不少企业数字化转型受阻、企业家创新意愿不足,根源通常不是技术或资金问题,而是治理结构不健全、风险容忍度偏低。因此,一方面要引导企业优化董事会构成与决策流程,提升独立性和专业性,借助数字化提升内部监督与信息透明度,抑制短视主义和代理损耗,推动管理层向长期数字化转型项目投入资源;另一方面要建立和“实数融合”匹配的风险分担与容错机制,比如完善创新失败政策性补偿机制、优化破产重整制度、探索“数字创新保险”等金融工具,降低企业试错成本,增强企业家推进深度转型的信心。同时,监管部门应对数字化转型初期的效率波动保持适度包容,避免刚性短期考核指标扭曲企业长期战略选择。只有将制度层面的风险包容和企业内部治理优化有机结合,才能充分释放企业家精神与数字化转型的协同红利,为全要素生产率持续提升筑牢制度基础。

参考文献:

- [1] 余东华,王梅娟. 数字经济、企业家精神与制造业高质量发展[J]. 改革,2022(7):61-81.
- [2] 杨永忠,蔡大海. 文化企业家的文化价值偏好:决策模型与影响因素[J]. 财经问题研究,2013(12):89-95.
- [3] 陈欢,李丹. 数字普惠金融对企业家精神的影响研究:基于城市层面的经验证据[J]. 财贸研究,2024,35(12):1-12.
- [4] 李建成,李亦舟,谢丽萍. 数字化时代的熊彼特:企业家精神与技术扩散[J]. 技术经济,2024,43(9):45-55.
- [5] 赵子乐,林建浩. 经济发展差距的文化假说:从基因到语言[J]. 管理世界,2017(1):65-77.

- [6]杨洁,贾婷月. 贸易不平衡影响劳动力工资性收入份额的效应与机制研究[J]. 上海对外经贸大学学报, 2024, 31(6): 18-34.
- [7]张敏. 营商制度环境对企业家精神的影响研究:以中国地方行政审批改革为例[J]. 中央财经大学学报, 2021(6): 90-103.
- [8]金环,蒋鹏程. 企业家精神的数字创新激励效应:基于数字专利视角[J]. 经济管理, 2024, 46(3): 22-39.
- [9]李琦,刘力钢,邵剑兵. 数字化转型、供应链集成与企业绩效:企业家精神的调节效应[J]. 经济管理, 2021, 43(10): 5-23.
- [10]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.
- [11]甄红线,王玺,方红星. 知识产权行政保护与企业数字化转型[J]. 经济研究, 2023, 58(11): 62-79.
- [12]张燕,黄俊杰,陈臻. 数字经济赋能制造业转型升级:逻辑、案例与路径:基于“技术—经济范式”演化的视角[J]. 技术经济, 2024, 43(11): 49-59.
- [13]郭丰,杨上广,柴泽阳. 企业数字化转型促进了绿色技术创新的“增量提质”吗:基于中国上市公司年报的文本分析[J]. 南方经济, 2023(2): 146-162.
- [14]戴翔,马皓巍,金磊. 数字化转型与资源配置:兼论对统一大市场建设的可能作用[J]. 中国人民大学学报, 2024, 38(1): 72-85.
- [15]朱茜俣,谭小芬. 企业数字化转型与投资效率:来自年报文本的经验证据[J]. 经济科学, 2024(4): 93-113.
- [16]钟晓龙,康茂楠,李慧慧. 知识溢出视角下企业数字化转型与全球价值链融入[J]. 国际商务研究, 2025, 46(1): 86-100.
- [17]黄群慧,余泳泽,张松林. 互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019(8): 5-23.
- [18]李琳,刘展豪,庞国光,等. 长江经济带县域农业新质生产力测度与时空格局:基于可变系数生产函数的分析[J]. 南通大学学报(社会科学版), 2025, 41(5): 99-114.
- [19]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.
- [20]巫强,姚雨秀. 企业数字化转型与供应链配置:集中化还是多元化[J]. 中国工业经济, 2023(8): 99-117.
- [21]胡玥,张涵萌. 数字金融发展与企业技能劳动力结构优化[J]. 外国经济与管理, 2024, 46(11): 20-35.
- [22]陈胜蓝,吴一鸣. 资管新规与公司商业信用供给[J]. 财贸研究, 2024, 35(1): 98-110.
- [23]郭佳,王克明. ETF 持股、股票流动性与管理层短视[J]. 南开管理评论, 2024, 27(6): 136-148.
- [24]戴亦一,肖金利,潘越. “乡音”能否降低公司代理成本:基于方言视角的研究[J]. 经济研究, 2016, 51(12): 147-160, 186.
- [25]孙云云,白俊,陈师雯. 企业集团委托贷款与全要素生产率:“价值创造”抑或“价值减损”[J]. 财贸研究, 2023, 34(12): 78-91.
- [26]戴翔. 人工智能促外贸高质量发展:逻辑与实践之道[J]. 国际商务研究, 2025, 46(4): 88-100.
- [27]杨全胜,张可欣. 公平竞争审查制度能否促进企业创新:基于规制行政垄断的视角[J]. 财经研究, 2023, 49(1): 63-78.
- [28]戴翔. 中国新型工业化的人文经济学域观解析[J]. 南京社会科学, 2026(1): 46-59.
- [29]赵宸宇,王文春,李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 2021, 42(7): 114-129.
- [30]修宗峰,王洁,龙姣玲,等. 商会关系、声誉机制与代理成本[J]. 审计与经济研究, 2024, 39(3): 75-86.
- [31]孙轻宇,王云开,张峰,等. 家族企业两权分离与跨国并购:基于“掏空”行为视角的机制解释[J]. 南开经济研究, 2022(11): 172-188.
- [32]刘华珂,李旭超,聂禾,等. AI 时代:城市数智化转型与企业创新[J]. 中国软科学, 2024(2): 38-54.
- [33]彭远怀,胡军. 政府数据开放与资本区际流动:企业异地投资视角[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(10): 89-110.
- [34]饶传平,陶斯琦. 论数据产权的相互性:从科斯定理再出发[J]. 江西财经大学学报, 2025(5): 111-121.
- [35]戴翔,马皓巍,张二震. 数字化转型一定能提升企业加成率吗?[J]. 金融研究, 2023(5): 134-151.
- [36]李杰,沈宏亮,宋思萌. 数字化转型提高了企业劳动资源配置效率吗?[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2023, 43(9): 108-125.
- [37]戴翔,马皓巍. 制度型开放促进出口“提质增效”了吗?[J]. 国际贸易, 2024(1): 66-76.
- [38]佟孟华,李慧,张国建. 区位导向性政策的创新驱动效应:基于产业转型升级示范区的证据[J]. 经济管理, 2022, 44(4): 63-79.
- [39]江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.