企业数字化转型的业绩驱动效应研究

易露霞[1] 吴非[2] 徐斯旸[3]

(1.广州工商学院商学院，广东 广州 511363；2.广东金融学院金融科技工程技术开发中心，广东 广州 510521；
3.广东金融学院金融与投资学院，广东 广州 510521)

摘要：微观主体数字化转型是数字经济高质量发展的重要缩影。本文以2007—2018年沪深两市A股上市公司为研究样本，采用大数据文本识别手段来刻画企业数字化转型强度，并研究其对主业业绩的影响。实证结果发现，企业数字化转型显著提升了主业业绩水平；特别地，数字化转型在国有企业中有着更好的业绩驱动表现。机制检验发现，企业数字化转型能够从内部治理、信息优化、财务稳健、创新潜能四个维度驱动主业业绩显著提升。从外部影响因素看，在企业面临较高经济政策不确定性时，数字化转型反而有着更强的业绩驱动力。本文为理解数字经济时代企业转型变革行为的绩效提供经验证据支持，为解读数字化转型的作用渠道和外部条件提供相关启示。

关键词：数字化转型；主业业绩；经济政策不确定性；数字经济

Abstract: The digital transformation of micro-subjects has become an important epitome of the high-quality development of the digital economy. Based on the sample of 2007-2018 Shanghai and Shenzhen A-share listed companies, this article uses big data text recognition methods to characterize the intensity of corporate digital transformation and study its impact on main business performance. The empirical results found that the digital transformation of enterprises has significantly improved the performance of their main businesses. In particular, digital transformation has a better performance in state-owned enterprises. The mechanism inspection found that the digital transformation of enterprises can drive significant improvement in main business performance from the four dimensions: internal governance, information optimization, financial soundness, and innovation potential. From the perspective of external factors, when companies face high economic policy uncertainty, digital transformation has a stronger performance driving effect. This article can provide empirical evidence support for understanding the performance of corporate transformation in the era of digital economy, and provide relevant enlightenment for understanding the channels and external conditions of digital transformation.

Key words: digital transformation, main business performance, economic policy uncertainty, digital economy

作者简介：易露霞，广州工商学院商学院教授，研究方向：产业政策、数字化转型。吴非，经济学博士，广东金融学院金融科技工程技术开发中心助理研究员，研究方向：数字化转型。徐斯旸(通讯作者)，经济学博士，广东金融学院金融与投资学院讲师，研究方向：金融科技。

中图分类号：F062.9　**文献标识码：**A

一、引言

近年来，在数字技术更新迭代不断取得新突破的背景下，中国数字经济发展逐步展示出强大的潜力和韧性，也由此引起企业部门对于如何通过数字化转型促进业务与数字技术充分融合，从而驱动自身业绩提升的深度关注(王宇等，2020)[32]。习近平总书记指出，要“以信息流带动技术流、资金流、人才流、物资流，促进资源配置优化，促进全要素生产率提升”，这已然成为中国经济能否顺利实现动能转换、稳步迈向高质量增长

的关键一步。在2020年抵御新冠肺炎疫情对经济的冲击中，数字化技术及数字经济更是发挥了不可或缺的作用，其在不确定性环境中对于提高企业质效上的重要优势，成为新时代下经济实践的突出亮点。有鉴于此，企业数字化转型对于其业绩的驱动效应正日益成为学术界研究的热点问题。

本质而言，企业数字化转型是以数据的高效流动改善技术、资金、人才、物资等要素在时空中的配置，并释缓环境不确定性对企业冲击的系统性进程(陈庆江等，2021)[13]。数字化转型进程具有鲜明的“不破不立”“破而后立”的创新特征，既需要企业摆脱传统经营管理模式的路径依赖，也对其组织架构变革和生产要素流动形式提出了更高要求(王永贵和汪淋淋，2021)[31]。一方面，企业在实践中往往会出现囿于转型(机会)成本高企而“不愿转”，受制于数字技术应用能力薄弱而“不能转”，转型周期过长而“不敢转”的情形。《2020中国企业数字转型指数研究》表明，仅有11%的转型企业得以真正发挥数字技术对于企业业绩的驱动作用。另一方面，就现实情况而言，以人工智能、区块链、云计算、大数据技术为代表的数字科技浪潮切实推动了微观主体的数字化转型。在新冠肺炎疫情冲击的情景下，“无接触作业”“线上作业”等新模式大量涌现，使得越来越多的企业把握住了数字化转型新机遇。国家发改委的研究数据也表明，数字化技术的运用能够提升企业约60%的工作效率和50%的管理效率，利用数字化管理还能够节约20%的人力成本，该优势在疫情期间体现得尤为明显。不难发现，基于企业数字化转型的经济后果研究尚无一致定论，其中的作用机制更是处于“黑箱”之中。在当前经济动能转换背景下，充分探讨和识别企业数字化转型中的影响因素及其传导路径，从而使其真正落实到驱动企业绩效提升上，具有重要的理论和现实意义。

回溯前期研究，关于数字技术或数字化转型对企业业绩驱动效应的研究并不多见，也无统一结论。部分研究认为，宏观层面，数字技术在企业生产管理和销售中的应用将有效提升社会生产效率(王开科等，2020)[29]；而在微观层面，企业在数字化转型驱动下，通过构建不同的数据管理系统实现了“降成本”“强创新”，提升了生产效率(Mikalef and Pateli，2017)[9]，最终赋能业绩增长(李辉和梁丹丹，2020)[23]。但也有部分研究认为，企业数字化转型并不仅仅局限于信息化技术提升，更多的是体现在组织和运营模式变革上(Boland et al.，2007)[3]。因而当企业管理模式的转变滞后于数字技术变革时，多数企业的转型阵痛则会进一步放大，导致其驱动作用难以显现(刘淑春等，2021)[25]。由此本文提出，当前企业数字化转型对业绩的影响效果仍不明确，更重要的是，目前对于企业数字化转型的研究仍存在理论概念不统一、指标选取不全面等问题，也使得针对该领域的研究不够充分。上述研究的不足正构成了本文研究的逻辑起点和探讨重点，本文试图构建“企业数字化转型-企业主业业绩”的研究框架，在两者影响的存在性、渠道机制和基础条件等方面做出理论解读和经验补充。

本文可能的边际贡献在于：在变量刻画上，采用文本大数据识别的方式对企业年报中的“数字化转型”关键词进行搜索、识别、配对与加总，从而得到有关企业数字化转型的特征变量；在研究内容上，重点回答数字经济时代下微观主体数字化转型的经济绩效问题，基于属性差异视角，充分解读企业数字化转型影响主业业绩的非对称效应，并检验了其中的渠道机制路径，从而刻画了“企业数字化转型-主业业绩”范式下的全景信息；在研究拓展上，考虑到当前不确定性因素是加速企业数字化转型的重要驱动力，从经济政策不确定性视角出发，分析企业数字化转型影响主业业绩的外部重要条件，为企业外部环境治理和优化提供初步的经验证据。

二、理论分析与假说提出

新时代下，数字经济部门正逐步取代制造业部门成为主流，企业数字化转型实践也发生了质的转变。这种创新转型被赋予更多开放性的含义，其不仅是技术的应用，还必须满足组织转型与业务转型协同配合的需求(Meffert，2018)[8]，以对业务体系实现“技术穿透”，进而推动商业模式的转型发展。更进一步地，数字化转型通过引入外源性信息与数字流，推动单一企业或企业间的交互逐步转为平台化、产业化的场景系统(祝合良和王春娟，2021)[39]，使得企业在成本管理、资源配置以及环境响应等方面的效率大幅提升(Porter and Heppelmann，2014)[10]，从而推动其创造价值的能力显著增强(Mikalef

and Pateli，2017)[9]。不难发现，数据作为一种新型生产要素，蕴含着巨大的经济价值，企业数字化转型正逐步成为撬动这一市场要素的重要工具(Bruce et al.，2017)[5]，理应能够对企业生产发展起到强有力的驱动作用。

第一，企业数字化转型增强了内部控制能力，并降低了盈余管理行为，从而为企业主业业绩提升提供了内部基础条件。数字化转型进程的稳步推进，大幅度提升了企业对于非标准化、非结构化数据的处理能力(曾德麟等，2021)[11]。伴随着数字技术能力的优化，信息在企业内部流转更为顺畅，能在一定程度上缓解“委托-代理”问题，并形成有利于数字化变革的内部治理环境，从而显著增强企业的内部控制能力，其结果是企业的资源配置方式、生产组织模式、业务流程等机制会逐步完善，有助于企业依据COSO企业内部控制框架，在战略设计、财务稳定、报表可靠、资产安全上持续强化，企业组织经营行为的有序性和科学性也随之增强。换言之，企业的内部控制能力越强，则越能够有效整合自身资源用来实现“效率提升”和“风险降低”的双重拟合，这也就为其业绩提升奠定了坚实基础(黄群慧等，2019)[20]。顺延此逻辑，在企业所有者和经营者委托问题得到释缓的情况下，企业通过盈余管理这种非稳健的财务行为来掩盖其正常经营状况的动机相对减弱(抑或是这种短视财务行为的可操作空间被大大压缩)。进一步地，企业的经营重心得以更多地集中在主营业务的长期提质增效上，从而有利于其业绩提升。

第二，企业数字化转型改善了信息不对称，并增强了市场正面预期，从而为企业主业业绩提升提供了有效动力。企业在生产经营实践过程中积累了海量数据，但囿于数据处理能力的滞后，这类信息红利只能沉淀在企业内部中而无法得到有效释放。在数字经济时代，数字化转型使得企业对数据的处理和挖掘水平大幅提升(吴非等，2021)[35]，能够将数据编码输出成标准化、结构化信息，从而在企业内部和外部两个层面有效释缓信息不对称程度，同时也为市场关注企业的经营、生产状况提供了便利(Liu et al.，2011)[7]。特别需要指出的是，基于数字化转型改善下的信息优化，也会在一定程度上提升市场主体对企业的评价(孙书娜和孙谦，2018)[28]。加之当前数字化转型已然成为社会共识，实行数字化转型战略的企业由于顺应了数字经济发展新趋势，市场对其未来发展更容易持有正面预期，并自然得到更多分析师的关注(程博，2019)[30]。进一步地，与分析师关注度提升和市场正面预期增强相伴相生的是，市场对企业的监督力度逐步增大，企业所面临的外部市场环境更佳，这会驱使企业不断完善其经营和管理流程，以在资本市场形成更好表现，从而对业绩形成了显著的驱动效应。

第三，企业数字化转型降低了融资成本，并提升了财务状况稳定性，从而为企业主业业绩提升营造了良好的财务环境。数字化转型实质是通过数字技术赋能企业现有的组织管理模式，打破其内部不同部门之间的“数据鸿沟”，驱动其管理模式、生产运营机制重塑，推动企业资源配置效率优化和管理模式创新(Frynas et al.，2018)[6]。依循前述理论逻辑，企业数字化转型会提升信息可利用度，改善信息不对称，这会加强外部机构对企业信息的掌握程度。在信息优化水平较高的情况下，外部机构向企业注入资金时所需要的风险溢价便会有所降低。特别地，开展了数字化转型的企业更容易向市场传递积极信号，这种改变会迅速地反映到市场中，对企业形成了信誉“背书”效果，其结果是显著降低企业的融资成本(黄静如和刘永模，2020)[19]。进一步地，数字化转型对企业管理模式的优化同样也会映射在其财务制度层面。换言之，企业数字化转型能够在有限的财务资源约束下扩展至最大的资金使用效率边界，降低财务资源的低效运作情形(如减少不必要的资金需求，自然也会降低融资所必须支付的成本)，从而提升了自身的财务稳定性。较低的融资成本和稳健的财务环境，使得企业无需将更多的精力放置于财务领域，其能够将主要资源配置于主营业务，进而达至提振业绩的合意效果。

第四，企业数字化转型提升了创新动能，并最大限度降低了创新风险，从而为企业主业业绩提升进行了有效赋能。数字化转型作为数字经济时代前沿的转型模式，对技术创新有着极大的需求。一方面，为了实现数字化转型战略，企业提升创新能力的主观能动性得以加强(范周，2020)[40]；另一方面，数字化转型强化了企业挖掘和整合内外部信息的能力，其对于前瞻性技术将具有更高的敏锐度(Briel et al.，2018)[4]，从而有利于把握技术创新方向，提升创新动能。更为重要的是，得益于

数字化转型为企业所营造的良好基础环境(刘淑春，2019)[26]，企业能够在现有的资源约束下缩短技术创新所需时间，在提升创新成功效率的同时也最大限度降低了创新风险(殷群和田玉秀，2021)[37]。在数字经济蓬勃发展的背景下，创新动能较强且风险较低的企业具有更高的几率把握发展大势，能提升其主营业务的发展效率乃至占据更大的市场份额，从而驱动主业业绩提升。

基于上述讨论，本文提出了核心假说：

H1：在其他条件不变的情况下，企业数字化转型能够有效提升主业业绩水平。

三、研究设计

(一)数据来源

本文以“数字化转型-企业主业业绩”为研究主线，以2007—2018年沪深两市A股上市公司为样本进行实证检验。数据源自Wind数据库，相关的企业数字化转型文本识别，则采用Python抓取所有上市企业的年报文本数据而得(年报信息来自于巨潮资讯网)。为提升数据质量，本文对原始数据进行了如下处理：第一，剔除金融类企业(银行、证券、保险等)；第二，剔除ST、*ST类等财务状况存在特殊性的企业；第三，剔除在考察期中进行IPO的样本企业；第四，剔除关键变量数据缺失的企业；第五，保留那些在观测期内连续五年不存在数据缺失的样本。由此得到19640个“企业-年度”观测值(共1981家企业)。特别地，针对所有连续型的非比值型变量，本文还进行上下1%的缩尾(winsorize)处理，以减弱异常值对回归模型的干扰。

(二)变量设定

1.被解释变量：企业主业业绩(*MRS*)

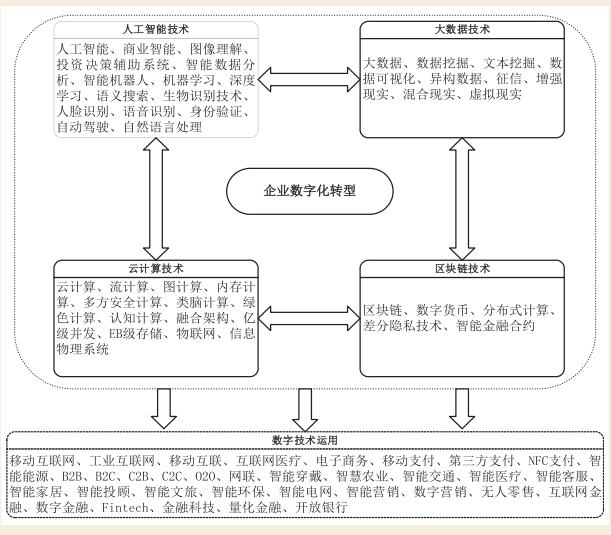
参考杜勇等(2017)[15]的研究，本文采用剔除金融收益的资产收益率来刻画企业主业业绩。具体来看，*MRS*=(营业利润—投资收益—公允价值变动收益+对联营企业和合营企业的投资收益)/总资产。

2.核心解释变量：数字化转型(*DTCG*)

微观主体数字化转型的度量作为数字经济时代的重要前沿课题，为政学业三界所关注。然而现有文献基于数字化转型的分析大多是理论和定性研究(黄益平和黄卓，2018；焦勇，2020；陈冬梅等，2020)[21][22][12]，仅有少量文献从定量的角度进行检验，如何帆和刘红霞(2019)[18]的研究基于“是否存在数字化转型”设置了“0-1”虚拟变量进行检验，处理方式相对单一化，不能映射出不同企业数字化转型上的强度差异。因此，有必要从全新的角度来重新界定数字化转型内涵，并刻画全新的指标体系。

基于上述考量，本文借鉴赵宸宇等(2021)[38]的方法，采用文本分析法(textual analysis)来刻画企业的数字化转型强度。采用Python爬虫技术从巨潮资讯网下载沪深A股上市企业2007—2018年的所有年报，并基于特定关键词的词库锁定来进行文本识别扫描和统计。其中，数字化转型词库构建步骤如下：根据《大数据产业发展规范(2016—2020年)》《中国金融科技运行报告(2019)》《金融科技(FinTech)发展规划(2019—2021年)》以及相关重要新闻和会议，并参考何帆和刘红霞(2019)[18]及吴非等(2021)[36]依据数字技术内核提取的词汇，本文确定了与数字化转型相关的关键词汇(详细的词频图谱见图1)。本文在加总了所有词频数的基础上进行对数化处理，最终得到刻画企业数字化转型的强度指标(*DTCG*)。采用上述方法的可靠性在于，企业年报中的词语和表达方式是自身发展导向的一种主动呈现。书面文件中的词汇用法能够有效折射出企业的战略特征和未来展望。企业年报由企业核心管理层出具，很大程度上体现自身所推崇的经营理念及在这种理念指引下对企业发展路径的塑造，通过图1词库的匹配，能够较好地刻画出企业在数字化

图1 基于企业数字化转型的“ABCD”底层技术与实践应用的词频图谱



转型上的目标导向。进一步看，本文界分了人工智能技术(artificial intelligence)、区块链技术(blockchain)、云计算技术(cloud computing)和大数据技术(big data)，这四类技术作为企业数字化转型的底层架构技术(*ABCD*)，更关注企业生产经营、管理制度的数字化转化和升级；进一步地，数字化转型的最终目标在于引导企业嵌入特定应用场景(吴非等，2021)[35]，从而在市场占据优势地位，这类阶段的数字化转型可归结为数字技术运用(*Apply*)，着力点在数字化技术同特定场景的结合上，即将所谓的“技术赋能”扩展至市场场景中。

3.控制变量

为最大限度克服遗漏变量问题造成的偏误，本文在回归中纳入了一系列控制变量。具体来看，企业总资产(*Asset*)是自身发展的底蕴，是业务开展的必要基础，这类资产势必也会显著影响企业创新转型活动；企业上市年限(*Age*)代表企业发展成熟度，年限越大，往往意味着企业发展愈发成熟，能够更有效地驱动转型活动。特别地，考虑到企业不同年限阶段下可能具有的非线性特征(如“相对年轻”的企业可能具有较强转型能动性，而“相对较老”的企业在转型上可能存在惰性)，本文还纳入了上市年限平方项(*Age2*)进行检验；股权集中度(*S-H*，第1大股东股权集中度)反映股东与高管间的相互制衡，这种约束可能会避免对企业的创新转型产生不利冲击，类似地，两职合一(*Dual*，董事长与总经理兼任时取1，否则为0)也同样反映出企业内部相互制衡的特征，上述二者均是影响数字化转型的重要因素；有研究认为，股票换手率(*TR*)过高，可能会引导企业迎合市场业绩需求，形成一定短视偏向，由此可能会对企业的转型产生影响，本文也将其纳入了控制变量；合格境外投资者是在当前中国资本市场机制不完善的情况下做出的重要改进，目的在于发挥境外机构对市场信息传递优化和治理引导效应，本文将这类机构持股的占比(*QFII*)也纳入回归中；企业的年报审计状况(*Audit*，审计单位出具标准无保留意见取1，否则为0)在很大程度上反映出企业的生产经营质量，如若审计状况良好，则多意味着企业有着较好的发展基础条件，在数字化转型上有着更大的发展空间，反之则反是。

(三)模型设定

本文构造了模型(1)以检验数字化转型对企业业绩的驱动效应：

$$MRS_{i,t}=\alpha+\beta_1 DTCG_{i,t-1}+\sum\beta_i CVs_{i,t}+\sum\beta_j Year+\sum\beta_k Ind+\sum\beta_v City+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，被解释变量为企业主业业绩水平(*MRS*)，核心解释变量为经文本识别计数后得到的数字化转型强度(*DTCG*)，*CVs*为前述控制变量集。进一步地，企业生产经营行为的创新转型变化反映至业绩层面往往需要一定时间，因此本文对核心解释变量(*DTCG*)进行滞后1期处理，以期能够更加贴合真实境况下变量的影响时滞。当然，上述处理也能在一定程度上减弱互为因果的扰动。为了削弱内生性干扰，本文还构建固定效应模型进行检验，纳入了时间(*Year*)、行业(*Ind*)和城市(*City*)三个层面的虚拟变量，以吸收时间、行业、地区层面的不可观测因素。$\varepsilon_{i,t}$为随机误差项。

四、企业数字化转型对主业业绩的影响

(一)基准回归

表1基于“数字化转型–企业主业业绩”的基本关系进行了分析。本文采用递进式的策略进行初步的基准检

表1 数字化转型与企业主营业务业绩：基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	MRS	*MRS*	*MRS*	*MRS*
	全样本		*DTCG*>50%	*DTCG*<50%
L.*DTCG*	0.002*** (4.00)	0.002*** (4.17)	0.002*** (3.38)	−0.001 (−0.47)
Asset		−0.005*** (−11.55)	−0.006*** (−10.56)	−0.003*** (−6.19)
Age		0.201*** (2.92)	0.143 (1.33)	0.166* (1.73)
Age2		−0.097*** (−3.02)	−0.070 (−1.40)	−0.081* (−1.82)
Dual		0.003*** (3.33)	0.002 (1.19)	0.006*** (3.72)
S-H		0.022*** (6.98)	0.028*** (6.19)	0.018*** (4.14)
TR		−0.010*** (−21.31)	−0.012*** (−16.91)	−0.008*** (−13.13)
QFII		0.016*** (14.05)	0.017*** (10.69)	0.015*** (8.98)
Audit		0.023*** (12.91)	0.025*** (9.51)	0.019*** (8.43)
截距项	−0.032** (−2.51)	−0.059** (−2.14)	0.029 (0.63)	−0.063* (−1.70)
固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	17659	17359	8028	9331
调整 R^2	0.166	0.236	0.250	0.269

注：(1)***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著；(2) 括号中为经过稳健标准误 (cluster) 调整的 *t* 统计量值；(3) 固定效应包括了时间 (*Year*)、行业 (*Ind*) 和城市 (*City*) 层面的固定效应。下表同。

验。在回归(1)中，本文对固定效应(时间、行业、城市三个维度)进行了控制，发现企业数字化转型对主业业绩具有高度显著的驱动作用(L.*DTCG*回归系数为0.002，*t*值为4.00)，二者之间存在着显著的正相关关系；进一步地，在回归(2)中纳入了系列控制变量，数字化转型对主业业绩的促进作用没有发生任何变异。上述核心结果表明，在其他条件不变的情形下，企业数字化转型的确有助于主业业绩水平的提升。由此，本文假说H1得到了经验证据支持。

为准确区分不同强度下的数字化转型效果，本文以中位数为界划分了数字化转型的强弱差异组别，并重新进行了基准检验。实证结果发现，在较高组别(*DTCG*>50%)中，企业数字化转型对主业业绩有着显著驱动效果；而在较低组别(*DTCG*<50%)中，企业数字化转型的回归系数*t*值偏小(仅为-0.47)，表明此时的数字化转型无法对企业业绩带来具有统计显著差异的影响。上述研究结果表明，企业数字化转型想要发挥效力，则必须在较好的转型基础上方能得以实现。基础相对较差的数字化转型，可能由于自身的转型行为尚不健全，还未到达效益释放区间，因此对业绩的影响并不明显。该项结果同核心假说“数字化转型越强，主业业绩越高”的意涵在本质上是逻辑一贯的，这也从侧面提供了更为丰富的证据佐证支持。

(二)稳健性检验与内生性处理

为提升核心假说的有效性，本部分采用了新的变量口径来开展研究。一是调整企业的业绩水平测算口径，以企业价值托宾Q(*Tobinq*)和净资产收益率(*ROE*)来测度；二是调整企业数字化转型强度的测算口径，以企业“是否进行数字化转型”为判断准则定义虚拟变量(*DTCG_Dum*，在年报中出现了相关的数字化转型关键词取1，否则为0)，并重新进行基准检验，实证结果见表2。在回归(1)(2)中，企业数字化转型显著提升了企业的托宾Q和净资产收益率水平(回归系数分别为0.097和0.002，均在1%水平下显著)；在回归(3)(4)中，企业数字化转型的虚拟变量也均为正且高度显著。由此，“数字化转型-企业主业业绩”之间的正相关关系保持高度稳健。

考虑到“数字化转型-企业主业业绩”之间的关系可能会存在一定内生性干扰，如主业业绩较好的企业可能有着更强动机推动数字化转型进程，这使得回归结果可能存在偏误。为克服上述问题，本文采用准自然实验来消除内生性干扰。具体来看，通过对实验组(treatment group)和对照组(control group)在实施数字化转型战略前后进行两次差分，能够有效地消除个体之间的内在差异以及与实验组无关的时间趋势导致的偏误。参照吴非等(2021)[36]的研究，只要在年报中出现了数字化转型关键词，即把该类企业设定为实验组，此时*du*取值为1，而在年报中未出现数字化转型关键词的企业，则归类至对照组，此时*du*取值为0(考虑到样本可比性，本文剔除了样本中出现数字化转型关键词，但随后又取消的样本)。进一步地，在企业年报中出现数字化转型关键词当年及以后的年度，设置虚拟变量*dt*值为1，在数字化转型关键词出现之前的年度，*dt*取值为0。综合上述，*dudt*表示企业数字化转型的双重差分项。由于双重差分样本需要政策变化前后几年均有足够的观测值，为此本文将企业实施数字化转型不足两年的样本不认定为*du*=1，以尽可能保证差分后有足够观测期。同时本文将那些样本期间内一直实行数字化转型的样本不纳入讨论范围，予以剔除。

表 2　稳健性检验：核心变量更替

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Tobinq	*ROE*	*Tobinq*	*ROE*	*MRS*
L.*DTCG*	0.097*** (9.19)	0.002*** (2.80)			
L.*DTCG_Dum*			0.154*** (6.77)	0.006*** (3.75)	0.004*** (4.53)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	16940	17353	16940	17353	17359
调整 R^2	0.512	0.172	0.511	0.172	0.223

注：囿于篇幅，本文自表 2 起省略了相关的控制变量回归结果。

表 3　内生性处理：基于准自然实验的经验证据

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	MRS	*MRS*	*Tobinq*	*Tobinq*	*ROE*	*ROE*	*MRS*	*MRS*
dudt	0.004*** (4.52)		0.143*** (6.51)		0.005*** (3.45)			
dudt×DTCG		0.002*** (6.31)		0.098*** (10.24)		0.003*** (4.98)		
dudt×ABCD							0.001** (2.54)	
dudt×Apply								0.003*** (6.24)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	19280	19280	18833	18833	19271	19271	19118	19199
调整 R^2	0.227	0.228	0.500	0.502	0.172	0.173	0.226	0.228

进一步地，本文在*dudt*的基础上，引入有关数字化转型的强度指标(*DTCG*)，并根据图1的词频图谱分解为底层技术(*ABCD*)和数字技术应用(*Apply*)两个细分口径，将这类指标同*dudt*进行交互项处理并开展检验。具体实证结果见表3。

结果显示，双重差分项*dudt*对企业主业业绩、托宾Q和净资产收益率的回归系数均为正，且高度显著，原有的核心结论依旧稳健。交互项的回归结果也显示了类似效果：*dudt*×*DTCG*的回归系数为正且高度显著。在将企业数字化转型进行二级口径的细分后发现，*dudt*×*Apply*的回归系数较之于*dudt*×*ABCD*而言更大(0.003>0.001)，且显著性水平更高。这表明，进行了数字技术应用的转型行为比一般的底层技术转型(人工智能、区块链、云计算、大数据)更能带来显著的业绩驱动效果。上述实证结论同本文的核心假说逻辑依旧保持高度一致。

(三)异质性检验

2020年9月，国务院国资委正式印发《关于加快推进国有企业数字化转型工作的通知》，系统明确了国有企业数字化转型的基础、方向、重点和举措，强调在数字经济时代推动国有企业数字化转型上新台阶。于此一个重要的问题是，当前国有企业的数字化转型绩效如何？基于上述考虑，将企业属性特征的差异纳入“数字化转型–企业主业业绩”的范式中，以期捕捉更为细致的非对称效果(详细的回归结果见表4)。

研究发现，数字化转型对于国有企业和非国有企业而言，都有着显著的驱动效果。具体来看，回归(1)中L.*DTCG*的回归系数为0.003，大于回归(2)的0.001，且显著性水平更高，这意味着数字化转型能够更好地驱动国有企业的业绩水平提升。进一步地，本文采用产权属性虚拟变量(*State*，国有企业为1，否则为0)进行交互项验证。结果发现，交互项(L.*DTCG*×L.*State*)系数为正且高度显著，这意味着，相对于非国有企业而言，国有企业数字化转型对主业业绩的驱动效果更强，产权属性在其中扮演着正向调节的角色，这也同前述分组回归结果的逻辑保持一致。之所以出现差异，是因为国有企业较之于非国有企业而言，存在较好的国家信誉支撑，在资源和市场领域也往往具有一定优势地位。在数字经济发展逐步成为国家重要发展导向的情形下，国有企业能够更好地契合国家战略，抓住机会进行深度的数字化转型，由此能够将数字化转型与自身实体项目有效结合，进而带来主业业绩的改善。相比之下，非国有企业往往面临着较为严重的资源边界约束问题，自身的资源无法满足数字化转型所需的长周期、高成本投入，其中蕴含的风险也往往是非国有企业“不可承受之重”。因此，非国有企业数字化变革行为在切实转变成为经济绩效上，可能存在一定的效率沉降。

表 4　数字化转型影响企业主业业绩的异质性特征

	(1)	(2)	(3)
	MRS	*MRS*	*MRS*
	国有企业	非国有企业	交互项验证
L.*DTCG*	0.003*** (4.40)	0.001** (1.97)	0.001 (0.96)
L.*DTCG*×L.*State*			0.004*** (5.45)
L.*State*			–0.013*** (–10.73)
控制变量	已控制	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制
样本量	7744	9302	17035
调整 R^2	0.277	0.245	0.228

五、企业数字化转型影响主业业绩的机制识别

在前述分析中，本文针对企业数字化转型对主业业绩的影响及其可能存在的异质性进行了解读，为理解数字化转型的经济后果提供了丰富经验支撑，但上述检验尚未打开数字化转型影响主业业绩的渠道机制黑箱。有鉴于此，本文借助了温忠麟等(2004)[34]的中介效应模型进行机制识别检验，具体如模型(2)~(4)。

$$MRS_{i,t+1}=\alpha+\beta_1 DTCG_{i,t-1}+\sum\beta_i CVs_{i,t}+\sum\beta_j Year+\sum\beta_k Ind+\sum\beta_v City+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Mediator_{i,t}=\alpha'+\vartheta_1 DTCG_{i,t-1}+\sum\vartheta_i CVs_{i,t}+\sum\vartheta_j Year+\sum\vartheta_k Ind+\sum\beta_v City+\varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$MRS_{i,t+1}=\alpha+\delta_1 Mediator_{i,t}+\delta_2 DTCG_{i,t-1}+\sum\delta_i CVs_{i,t}+\sum\delta_j Year+\sum\delta_k Ind+\sum\delta_v City+\varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

在中介变量(*Mediator*)的选取上，本文的考量是：第一，数字转型是典型的“提质增效”过程，能够显著增强企业对内部生产经营决策的控制力，改善企业的内部治理行为。本文使用“迪博·中国上市公司内部控制指数”(*IC*)作为企业生产经营治理决策能力的正向刻画指标；采用李增福等(2011)[24]的真实项目盈余管理(*EM*)

指标作为企业内部治理的反向指标。第二，数字化转型本身就是借助了前沿数字技术处理信息的手段，能够显著改善企业面临的信息不对称问题，特别地，数字化转型作为当前数字经济时代微观主体的变革发展，更能够在市场中形成积极的反馈。本文采用分析师关注强度(*Analysis*)(郭阳生等，2018)[17]来反映出企业的信息优化程度；借鉴杜金岷等(2020)[14]的新闻正面报道(*P-News*)来刻画企业所面临的市场评价。第三，数字化转型能够帮助企业更好地整合利用现有资源，提高资源的使用效能，为企业财务境况的优化提供技术支持。本文借鉴了阮坚等(2020)[27]的研究，以利息支出与公司总负债的比值作为融资成本(*Fcost*)的代理变量，并采用Altman(1968)[1]的Z值法刻画企业的财务稳定状况(*Z-Score*)。第四，数字化转型在增强了企业生产经营决策能力、改善信息不对称并优化财务状况后，可有效赋能技术创新活动，实现创新项目开展和风险降低的双重拟合。本文以企业发明专利申请量的对数值(*Lnpati*)来刻画创新能力；以研发支出增长率与滞后一期的净利润增长率进行比较，若前者大于后者，则企业创新速度滞后于自身盈利增长速度，这种创新的“拖累”被认定为存在一定风险，则*Innov-Risk*取值为1，否则为0(王玉泽等，2019)[33]。特别地，考虑到变量之间的传递需要一定时滞，在中介效应检验中更是如此，本文对被解释变量(*MRS*)进行前置1期处理，中介变量(*Mediator*)保持当期的数据结构，核心解释变量(*DTCG*)进行滞后1期处理，由此形成了“数字化转型(滞后1期)→中介变量(当期)→主业业绩(前置1期)”的技术实现路径。

表 5　数字化转型影响企业主业业绩的渠道检验：内部控制和真实盈余管理

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	F.*MRS*	*IC*	F.*MRS*	*EM*	F.*MRS*
L.*DTCG*	0.001*** (3.27)	1.701** (2.30)	0.001*** (3.18)	−0.007*** (−6.43)	0.001 (1.17)
IC			0.006*** (8.28)		
EM					−0.123*** (−35.92)
Sobel 检验	内部控制指数 (*IC*) 2.209** 机制有效 – 正向传导			真实盈余管理 (*EM*) 6.370*** 机制有效 – 正向传导	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	15423	17357	15421	14977	14966
调整 R^2	0.2148	0.2904	0.2183	0.0789	0.2760

本文基于企业的“内部控制–真实盈余管理”渠道进行了中介效应检验，结果(见表5)显示，企业数字化转型显著推升了企业的内部控制水平(L.*DTCG*的回归系数为1.701且在5%水平下显著)，而企业内部控制越强，越有助于在经济实践中展现出更大的业绩产出(*IC*的回归系数为正且高度显著)。从另一个侧面看，企业数字化转型强度越大，则显著抑制了真实盈余管理活动(L.*DTCG*回归系数为−0.007且*t*值为−6.43)，这种对企业长远发展存在负面冲击的行为越少，越有助于提升自身主业业绩。本文认为，数字化转型完善了企业内部组织架构、生产流程、业务模式，对内部控制增强大有裨益，企业调动资源强化配置的能力越突出。随着这些改变，企业借助盈余管理来粉饰经营绩效的动机会明显降低，使得盈余管理行为对业绩的负面冲击(*EM*的回归系数为−0.123且高度显著)得到减弱，企业能够更好地向长期利润最大化的核心目标进行努力，进而提升主业业绩。此前，李增福等(2011)[24]研究发现，真实盈余管理行为是通过真实交易活动的“调整”来达成有偏的会计估计，这会扭曲真实的经济活动(及其现金流)，本质上是一种牺牲长期利益来推动短期绩效提升的方法，会使企业蒙受代价。

本文基于企业的“分析师关注–新闻正面报道”渠道进行了中介效应检验，结果(见表6)显示，企业数字化转型显著改善了信息不对称水平，这体现在对分析师关注强度的促进上(L.*DTCG*系数为0.713且在1%水平下显著)。显然，越多的分析师关注，越能强化有关企业的信息流转速率，提升市场对企业的信息掌握度和监督程度，有助于改善企业经营绩效(*Analysis*的系数为0.002且

表 6　数字化转型影响企业主业业绩的渠道检验：分析师关注和新闻正面报道

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	F.*MRS*	*Analysis*	F.*MRS*	*P-News*	F.*MRS*
L.*DTCG*	0.001*** (3.27)	0.713*** (11.22)	−0.001 (−0.66)	0.093*** (11.93)	0.001 (1.46)
Analysis			0.002*** (45.51)		
P-News					0.008*** (18.23)
Sobel 检验	分析师关注 (*Analysis*) 10.900*** 机制有效 – 正向传导			报刊正面报道 (*P-News*) 10.040*** 机制有效 – 正向传导	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	15423	17359	15423	17261	15345
调整 R^2	0.2148	0.3459	0.3093	0.4060	0.2325

在1%水平下显著)。特别地，企业数字化转型还显著提升了市场对其的正面关注程度(L.*DTCG*回归系数为0.093且*t*值为11.93)，市场的正面评价和预期越强，越有助于企业在资本市场中形成更好的表现(*P-News*的系数为正且*t*值为18.23)。企业为了迎合市场的积极态度，也更有动机去开展有助于提升业绩的生产经营活动，从而带来主业业绩的显著提升。

本文基于企业的“融资成本–财务稳定”渠道进行了中介效应检验，结果(见表7)显示，企业数字化转型显著改善了企业的财务境况。数字化转型既推动了企业的财务融资降成本(L.*DTCG*回归系数为–0.071)，又提升了企业财务稳定性水平(L.*DTCG*回归系数为0.316)，上述回归系数均在1%水平下显著。这表明，数字化转型强度越大，企业能够借助数字技术来整合财务资源，最大限度提升资源的使用效率，降低过高财务费用对企业业绩的侵蚀(*Fcost*的回归系数为–0.007且高度显著)。更重要的是，企业数字化转型有助于企业建立起完善、高效的财务制度，提升财务稳定性。显然，企业内部财务境况的改善使得企业无需为维系基本财务稳定而过度分散精力，能够集中更多资源在业务发展上，从而实现绩效提升(*Z-Score*的回归系数为0.002且在1%水平下显著)。

本文基于企业的“技术创新–创新风险”渠道进行了中介效应检验，结果(见表8)显示，企业数字化转型对技术创新的回归系数为0.056且在1%水平下显著，表明数字化转型有效赋能了企业技术创新活动；特别地，数字化转型还能确保企业创新风险的平稳，在回归(4)中，企业数字化转型对创新风险并没有显著的增升效果(L.*DTCG*尽管回归系数为正但*t*值仅为0.09)。本文认为，企业数字化转型是一项系统工程，所带来的优化效果能够为企业技术创新提供良好的基础环境，企业能够更好地把握技术创新的前沿导向，也能更好地整合资源服务于创新需求。在这种境况下，企业的创新风险水平不会因此得以显著提升(此时企业创新风险*Innov-Risk*的负面影响不会因数字化转型而传递至主业业绩)，从而实现了创新动能增加和创新风险平稳的“双重拟合”。综合上述，创新动能增加能够对主业业绩形成增益效果，同时也不会造成过多的创新风险衍生，由此最大限度地驱动了企业主业业绩的提升。

六、拓展性研究：基于不确定性视角的经验证据

在前述实证检验中，本文已详细刻画了“数字化转型–企业主业业绩”的结构性影响和传导路径，从企业内部的禀赋和传导渠道视角进行了实证检验，为理解数字经济时代企业主体的数字化转型绩效提供了证据支持。值得注意的是，无论是企业的创新转型抑或是主业业绩，往往都同外部的基础条件有密切关联，但前述研究仅局限在企业内部因素的解读，尚无法有效回应当前不确定性陡增的大环境下数字化转型对主业业绩的影响是否会产生变化。具体来看，企业在经营、生产乃至创新过程中必然会面临各种形式的不确定性因素扰动，尤其自2008年以来，金融危机、气候变化、中美贸易摩擦和新冠肺炎疫情等导致中国的经济不确定性大大增加。为平缓经济波动，政府部门不得不频繁调整现行经济政策。虽然这些政策的调整是为了应对不利事件的冲击，

表7 数字化转型影响企业主业业绩的渠道检验：融资成本和财务稳定

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	F.*MRS*	*Fcost*	F.*MRS*	*Z-Score*	F.*MRS*
L.*DTCG*	0.001*** (3.27)	–0.071*** (–6.21)	0.001* (1.74)	0.316*** (5.98)	0.001** (2.19)
Fcost			–0.007*** (–23.83)		
Z-Score					0.002*** (26.18)
Sobel 检验	中介变量：融资成本 (*Fcost*) 6.168*** 机制有效 – 正向传导			中介变量：财务稳定 (*Z-Score*) 5.635*** 机制有效 – 正向传导	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	15423	15921	14093	17318	15387
调整 R^2	0.2148	0.2721	0.2382	0.3432	0.2491

表8 数字化转型影响企业主业业绩的渠道检验：技术创新和创新风险

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	F.*MRS*	*Lnpati*	F.*MRS*	*Innov-Risk*	F.*MRS*
L.*DTCG*	0.001*** (3.27)	0.056*** (6.37)	0.001*** (2.97)	0.001 (0.09)	0.001** (2.16)
Lnpati			0.003*** (6.91)		
Innov-Risk					–0.021*** (–19.28)
Sobel 检验	技术创新 (*Lnpati*) 4.252*** 机制有效 – 正向传导			创新风险 (*Innov-Risk*) –0.050 机制无效 – 传导中断	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	15423	17359	15423	9531	9527
调整 R^2	0.215	0.508	0.217	0.052	0.257

但毋庸置疑的是，这也提升了企业所面临的不确定性，同时也加剧了企业生存发展环境的不确定性，这都有可能会干扰原有“数字化转型–企业主业业绩”的关系。有鉴于此，本文创新性地在前述范式中嵌入不确定性因素进行检验，以期拓展现有的研究边界。

在不确定性因素刻画方面，本文借鉴了相关文献的研究思路(Baker et al.，2016)[2]，采用文本挖掘法统计报纸杂志中关于“中国经济政策不确定性”相关报道的数量，以此来测度经济政策不确定性(*EPU*)。基于以上指标，本文以中位数为界划分了经济政策不确定性的高低组别并进行分组检验，探讨在不确定性下，数字化转型对企业主业业绩的差异化影响，实证结果如表9所示。

结果显示，在经济政策不确定性较高的组别中，企业数字化转型对主业业绩的提升作用高度显著(L.*DTCG*回归系数为正且均在1%水平下显著)；而在经济政策不确定性较低的组别中，企业数字化转型对主业业绩的驱动力有所下降(系数为0.001且统计显著性水平降低至10%)。这意味着，在较大不确定性的冲击下，企业数字化转型激发主业业绩优化的作用反而得到了充分显现。这也同前期研究具有高度的逻辑一致性(顾夏铭等，2018)[16]。进一步地，交互项(L.*DTCG*×L.*EPU*)的回归系数为正且高度显著，也同样意味着在越高的经济政策不确定性条件下，数字化转型对主业业绩的驱动效力更为明显，这也为前述分组回归检验提供了证据佐证。

出现这种情况的原因可能是多方面的。其一，在较高不确定性扰动下，信息不对称随之加深，这在一定程度上提升了经营风险，也无疑对企业提出了更高要求。在此背景下，数字化转型作为一种先进的经营方法和理念，能够通过对企业内外数据进行深入挖掘，最大限度地降低信息不对称，因而成为企业合理调整经营战略以有效抵御不确定性的有力支撑。易言之，在较高不确定性下，推动数字化转型将成为企业生存发展的内生性需求，其有更大的主观能动性推动数字化技术与主营业务融合，以达成提升主业业绩的战略目标。其二，在经济政策不确定性较高的情况下，许多行业竞争者的竞争优势可能并不明显，不少细分领域也存在弯道超车的可能。这将激励企业引导更多的资源投放于数字化转型项目，带动企业在经营管理、生产组织等方面的大力变革，有助于塑成核心创新力并在竞争中取得优势地位，这对主业业绩提升有明显裨益。其三，在不确定性较高的情况下，金融机构在授信过程中的保守倾向会有所提高，这导致了企业的融资难度加大。在资源约束边界难以突破的情况下，切实提升资源利用效率乃是必由之路。企业的数字化转型能够通过有效提升生产的智能制造能力，以更小的资源投入撬动更大的产出效果。有鉴于此，在不确定性较高的情况下，企业更有激励通过数字化转型促进自身高质量发展。顾夏铭等(2018)[16]认为，不确定性反而是企业收益的重要源泉，若未来的变动较易被“锁定”，则基于可预测事实下的企业集体行为会大幅挤压市场利润空间。同理，在不确定性较低的情况下，企业推动数字化转型的动力相对较弱，且其通过组织结构变革以更好推动数字化技术与主营业务契合的积极性也有所降低，从而使得数字化转型对主业业绩的驱动效率产生沉降。从这个意义看，识别企业数字化转型对于企业主业业绩的驱动作用，还需要重视不确定性因素的影响。

表 9　数字化转型、经济政策不确定性与企业主业业绩

	(1)	(2)	(3)
	MRS	*MRS*	*MRS*
	较高不确定性	较低不确定性	交互项验证
L.*DTCG*	0.002*** (4.23)	0.001* (1.86)	−0.065*** (−4.91)
L.*DTCG*×L.*EPU*			0.013*** (4.95)
L.*EPU*			0.006* (1.82)
控制变量	已控制	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制
样本量	9727	7632	17359
调整 R^2	0.271	0.219	0.222

七、结论及建议

本文借助沪深两市A股上市企业2007—2018年数据，创新性地识别企业数字化转型强度，并将其与企业主业业绩数据有机结合，有效解读了“企业数字化转型–主业业绩”的关系和传导路径，并进一步将外部不确定性因素纳入上述研究范式，得到如下核心结论：第一，企业数字化转型能有效提升主业业绩，此核心结论在经过稳健性和内生性处理后依然成立。第二，数字化转型对企业主业业绩的驱动作用在企业产权的影响下展现出显著

的非对称性效果。具体而言，相对于非国有企业，数字化转型对国有企业主业业绩的驱动力更为强劲。第三，从传导路径看，企业数字化转型能够从内部治理、信息优化、财务稳健、创新潜能四个维度驱动主业业绩的显著提升。第四，在较强的不确定性影响下，数字化转型对企业主业业绩的促进作用得到充分发挥。

基于以上结论，为充分发挥企业数字化转型对主业业绩的驱动效应，本文提出以下四点政策建议：

第一，构建和完善促进企业数字化转型的支持体系。在当前数字经济蓬勃发展的大背景下，亟需牢牢把握此大有可为的历史机遇，多措并举推动企业加快数字化转型进程，进而为中国产业结构转型升级和经济高质量发展奠定坚实基础。一方面，鉴于企业数字化转型对不同属性企业的业绩具有差异化的驱动效应，亟需遵循资源禀赋原则给予针对性的政策倾斜，特别是加大对国有企业数字化转型的政策支持力度，创新和发展多元化的数字化转型路径，以更好促进其业绩提升；另一方面，注重引导企业在管理组织结构优化方面倾注努力，以使其内部治理架构能够更好适配数字化转型需要，释缓转型风险的同时也有助于充分发挥数字化转型对企业业绩的驱动效应。

第二，完善信息披露和传导机制。毋庸置疑，当前中国经济社会中存在较多的信息不对称，而数字化转型能够提升企业内外部信息的传导效率，从而有助于疏通信息传递过程中的“堵点”，形成企业、投资者等微观经济行为主体间的良性信息传导机制，对企业业绩的提升大有裨益。

第三，加大数字化人才培养力度。企业数字化转型进程的顺利开展也对数字化人才的培育提出了更高要求。因此，政府应当立足于市场，精准把脉企业需求，一方面加大数字化高端人才的引进力度，另一方面鼓励企业与高校等科研机构加强合作，完善人才培养模式。通过出台相关政策，多管齐下助力企业引进人才，赋能企业数字化转型。

第四，营造良好的数字化创新和融资环境。一方面，构建和完善多元化的企业数字化创新生态，推动企业加大数字化研发力度，提振创新动能；另一方面，改善企业融资环境，降低企业数字化转型过程中的融资成本，释缓其融资约束，在为企业数字化转型提供基础性保障的同时，也有利于释放转型红利，全面提升数字化转型对企业业绩的驱动效率。■

[基金项目：国家自然科学基金面上项目“利率市场化结构效应的分层传导与区域金融异质性风险防范研究”(71874038)、广东省哲学社会科学规划青年项目“高质量发展背景下粤港澳大湾区金融科技创新的空间效应及其监管研究——基于广东省案例”(GD19YYJ06)、广东省哲学社会科学规划学科共建项目“银行资本结构、政府干预和僵尸贷款问题研究”(GD18XYJ13)、广州市哲学社会科学规划羊城青年学人项目“企业金融化影响技术创新的异质特征、影响机制与治理——基于粤港澳大湾区案例”(2020GZQN44)]

参考文献：

[1] Altman E I. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy[J]. Journal of Finance, 1968, 23(1): 589-609.

[2] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring economic policy uncertainty[J]. Quarterly Journal of Economics, 2016, 131(4): 1593-1636.

[3] Boland R J, Lyytinen K, Yoo Y, et al. Wakes of innovation in project networks: the case of digital 3-D representations in architecture, engineering, and construction[J]. Organization Science, 2007, 18(4): 631-647.

[4] Briel F V, Recker J, Davidsson P. Not all digital venture ideas are created equal: implications for venture creation processes[J]. Journal of Strategic Information Systems, 2018, 27(4): 278-295.

[5] Bruce N I, Murthi B P S, Rao R C. A dynamic model for digital advertising: the effects of creative format, message content, and targeting on engagement[J]. Journal of Marketing Research, 2017, 54(2): 202-218.

[6] Frynas J G, Mol M J, Mellahi K. Management innovation made in China: Haier’s Rendanheyi[J]. California Management Review, 2018, 61(1): 71-93.

[7] Liu D, Chen S, Chou T, et al. Resource fit in digital transformation[J]. Management Decision, 2011, 49(10): 1728-1742.

[8] Meffert J. Digital @ scale: the playbook you need to transform your company[M]. Shanghai: Shanghai Jiao Tong University Press, 2018.

[9] Mikalef P, Pateli A. Information technology-enabled dynamic capabilities and their indirect effect on competitiveperformance: findings from PLS-SEM and fsQCA[J]. Journal of Business Research, 2017, 70(1): 1-16.

[10] Porter M E, Heppelmann J E. How smart, connected products are transforming competition[J]. Harvard Business Review, 2014, (11): 96-114.

[11] 曾德麟, 蔡家玮, 欧阳桃花. 数字化转型研究：整合框架与未来展望[J]. 外国经济与管理, 2021, (5): 63-76.

[12] 陈冬梅, 王俐珍, 陈安霓. 数字化与战略管理理论——回顾、挑战与展望[J]. 管理世界, 2020, (5): 220-236+20.

(下转第69页)

影响基金绩效的研究都是通过投资组合间接度量的，罕有文献关注如何直接度量基金经理心理特征。随着文本分析在会计与金融领域的深入应用，众多研究表明语调具有信息含量，而语调分析在中文环境中也具有一定的适用性。本文基于国内基金的文本信息，每半年作为一个观测期，检验基金经理心理预期与其投资行为之间的关系。本文研究发现，基金经理的投资行为受其语调显著影响，若他们对市场未来情况看法越积极，那么该基金经理对于股票的持仓比例将会上升，同时其愿意承担越高的系统性风险。在业绩方面，基金经理语调与超额收益及选股能力之间没有显著关系，而与基金经理的择时能力显著正相关。将语调还原为乐观与悲观情绪进行检验，发现基金经理乐观情绪与其下一期持股比例及承担系统性风险显著正相关，悲观情绪则与其下一期持股比例及承担系统性风险显著负相关。进一步研究发现，基金经理的语调受当期基金特征、业绩及市场情绪的影响。这些结果表明基金公开披露的文本所包含的基金经理语调信息能够反映基金经理的情绪与态度等心理特征，同时语调与基金经理的投资行为及业绩之间存在内在联系。

本文基于文本分析技术中的词袋方法，对国内基金披露的半年报及年报中的文字信息进行分析，将国内基金经理行为的研究视角拓宽到非量化信息，直接扩展了中国基金经理心理与行为的研究方法。同时，本文尝试通过基金公开披露文本构建语调指标，直接度量基金经理心理特征并发现基金经理的投资行为与其披露的文本信息之间显著相关，这表明基金相关的非量化信息具有一定研究前景。此外，本文研究结果在实践上为投资者更加深入地判断基金经理的能力与投资行为提供了依据。但目前本文使用传统的语调指标来度量基金经理的

(上接第25页)

[13] 陈庆江, 王彦萌, 万茂丰. 企业数字化转型的同群效应及其影响因素研究[J]. 管理学报, 2021, (5): 653-663.

[14] 杜金岷, 李亚菲, 吴非. 股票流动性、媒体关注与企业创新[J]. 中国经济问题, 2020, (3): 73-89.

[15] 杜勇, 张欢, 陈建英. 金融化对实体企业未来主业发展的影响：促进还是抑制[J]. 中国工业经济, 2017, (12): 113-131.

[16] 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, (2): 109-123.

[17] 郭阳生, 沈烈, 郭枚香. 沪港通改善了上市公司信息环境吗?——基于分析师关注度的视角[J]. 证券市场导报, 2018, (10): 35-43+50.

[18] 何帆, 刘红霞. 数字经济视角下实体企业数字化变革的业绩提升效应评估[J]. 改革, 2019, (4): 137-148.

[19] 黄静如, 刘永模. 媒体关注对企业债务融资成本的影响研究——基于会计稳健性的中介效应检验[J]. 投资研究, 2020, (2): 113-133.

[20] 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.

[21] 黄益平, 黄卓. 中国的数字金融发展：现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2018, (4): 1489-1502.

[22] 焦勇. 数字经济赋能制造业转型：从价值重塑到价值创造[J]. 经济学家, 2020, (6): 87-94.

[23] 李辉, 梁丹丹. 企业数字化转型的机制、路径与对策[J]. 贵州社会科学, 2020, (10): 120-125.

[24] 李增福, 董志强, 连玉君. 应计项目盈余管理还是真实活动盈余管理?——基于我国2007年所得税改革的研究[J]. 管理世界, 2011, (1): 121-134.

[25] 刘淑春, 闫津臣, 张思雪, 林汉川. 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, (5): 170-190+13.

[26] 刘淑春. 中国数字经济高质量发展的靶向路径与政策供给[J]. 经济学家, 2019, (6): 52-61.

[27] 阮坚, 申么, 范忠宝. 何以驱动企业债务融资降成本——基于数字金融的效用识别、异质性特征与机制检验[J]. 金融经济学研究, 2020, (1): 32-44.

[28] 孙书娜, 孙谦. 投资者关注和股市表现——基于雪球关注度的研究[J]. 管理科学学报, 2018, (6): 60-71.

[29] 王开科, 吴国兵, 章贵军. 数字经济发展改善了生产效率吗[J]. 经济学家, 2020, (10): 24-34.

[30] 程博. 分析师关注与企业环境治理——来自中国上市公司的证据[J]. 广东财经大学学报, 2019, 34(2): 74-89.

[31] 王永贵, 汪淋淋. 传统企业数字化转型的问题及对策研究[J]. 广西财经学院学报, 2021, (3): 37-46.

[32] 王宇, 王铁男, 易希薇. R&D投入对IT投资的协同效应研究——基于一个内部组织特征的情境视角[J]. 管理世界, 2020, (7): 77-89.

[33] 王玉泽, 罗能生, 刘文彬. 什么样的杠杆率有利于企业创新[J]. 中国工业经济, 2019, (3): 138-155.

[34] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 刘红云. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, (5): 614-620.

[35] 吴非, 常曦, 任晓怡. 政府驱动型创新：财政科技支出与企业数字化转型[J]. 财政研究, 2021, (1): 102-115.

[36] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 任晓怡. 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, (7): 130-144.

[37] 殷群, 田玉秀. 数字化转型影响高技术产业创新效率的机制[J]. 中国科技论坛, 2021, (3): 103-112.

[38] 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, (7): 114-129.

[39] 祝合良, 王春娟. “双循环”新发展格局战略背景下产业数字化转型：理论与对策[J]. 财贸经济, 2021, (3): 14-27.

[40] 范周. 数字经济变革中的文化产业创新与发展[J]. 深圳大学学报（人文社会科学版）, 2020, (1): 50-56

(责任编辑：熊伟)