

数字化转型如何影响供需长鞭效应？

——基于企业与供应链网络双重视角

孙兰兰¹ 钟琴¹ 祝兵¹ 张龔²

(1.青岛科技大学经济与管理学院, 山东 青岛 266061;

2.中国海洋大学管理学院/中国企业营运资金管理研究中心, 山东 青岛 266100)

摘要：本文以2013—2020年A股上市公司为研究样本，分析数字化转型影响供需长鞭效应的路径机理，并运用社会网络分析法探寻供应链网络数字化的传染效应对长鞭效应的影响。研究发现，数字化转型通过强化供应链信息共享、推进供给侧柔性生产和管理水平提升、提高需求侧差异化水平等路径缓解了供需长鞭效应，但未发现通过提高需求侧服务化水平缓解长鞭效应的证据。进一步研究表明，数字化在供应链网络上具有传染效应，供应链网络其他节点企业的数字化转型也可以缓解焦点企业的长鞭效应；但在转型初期，数字化对长鞭效应的缓解并不显著。本研究为数字化转型如何影响供需长鞭效应提供了新的思路和证据，也为企业利用数字化推进供应链管理提供了理论参考。

关键词：数字化转型；长鞭效应；供应链网络；传染效应

Abstract: Taking the A-share listed companies from 2013 to 2020 as the research sample, this paper studies the influence path of digital transformation on the bullwhip effect; based on the social network analysis method, it further explores the influence of contagion effect of the digital supply chain network on the bullwhip effect. We find that the digital transformation of enterprises alleviates the bullwhip effect by strengthening supply chain information sharing, promoting flexible production and management efficiency on the supply side, and improving the level of differentiation on the demand side. However, there is no evidence that it alleviates the bullwhip effect by improving service level effectively. Further research shows that digitization has a contagion effect on the supply chain network, and the digital transformation of other node enterprises in the supply chain network will also alleviate the bullwhip effect of the focus enterprise; however, in the early stage of transformation, the mitigation of the bullwhip effect through enterprise digitization is not significant. The results provide new ideas and evidence for how digital transformation affects the bullwhip effect, and help provide some reference for enterprises to use digitization to promote supply chain management practices.

Key words: digital transformation, bullwhip effect, supply chain network, contagion effect

作者简介：孙兰兰，女，会计学博士，青岛科技大学经济与管理学院副教授，研究方向：供应链关系与企业财务管理。钟琴，女，青岛科技大学经济与管理学院硕士生，研究方向：企业财务管理。祝兵，会计学博士，青岛科技大学经济与管理学院讲师，研究方向：资本市场与公司治理。张龔(通讯作者)，会计学博士，中国海洋大学管理学院/中国企业营运资金管理研究中心在站博士后，研究方向：社会关系网络与企业财务管理。

中图分类号：F273.7; F275.5 **文献标识码：**A

一、引言

2020年以来的新冠疫情使供应链部分环节停摆，加剧供需长鞭效应，严重影响供应链稳定和实体经济健康

发展。长鞭效应是指，需求信息在供应链上逐级扭曲和滞后，使得上游企业获得的需求信息与实际需求间的偏差明显大于下游企业，导致库存积压、产能过剩或有效供给不足等一系列问题，最终加剧供需失衡。如何有效

缓解长鞭效应，成为实体企业维护供应链稳定和应对供需失衡亟待解决的重要问题。

随着数字经济时代的到来，数字化发展为提升供应链的韧性和效率带来了新机遇。《2021中国企业数字化转型指数研究报告》指出，数字化已成为中国企业在全球疫情中提升供应链韧性的关键动能；《“十四五”数字经济发展规划》明确提出，加快推进产业数字化，提升供应链上下游协同效率。一方面，机器算法、物联网、云计算等为解决长鞭效应等供应链顽疾提供了信息技术和智能化支持；另一方面，大数据资源促进供应链企业间进一步互联互通，提升了需求信息的传播效率，加速了企业以协同发展为基础创造企业价值(Foss and Saebi, 2017)^[9]。由此，深入探究数字化转型影响供需长鞭效应的路径和机理，不仅可为缓解长鞭效应和维护供应链稳定增添新的思路和证据，也能为企业推进数字化转型提供一定的理论参考。

长鞭效应由Forrester(1961)^[8]首次提出，Lee et al. (1997)^[11]第一次从定量角度进行了论证，并正式用其来定义供需波动偏离度在供应链上逐级放大的现象。关于长鞭效应的成因，Lee and Whang(2006)^[12]提出的需求信号处理、短缺博弈、订单批量和价格波动等被学术界普遍接受。在此基础上，学者们围绕长鞭效应的影响因素和缓解路径展开了一系列研究(Giulio, 2013; Chang et al., 2018; 杨志强等, 2020; Osadchiy et al., 2021)^{[10][4][32][15]}。近年来，数字化转型带来了数字技术革新和共赢共享模式创新，为缓解长鞭效应创造了条件。然而，数字化转型实践也面临着供应链上下游利益分配博弈、大客户数据垄断、弱势方自主权丧失、管理层机会主义和衍生成本等诸多挑战(陈威如和王节祥, 2021)^[21]，可能加剧供需长鞭效应。鉴于此，本文研究了以下三个问题：第一，中国企业的数字化转型是否缓解了供需长鞭效应？第二，数字化转型影响供需长鞭效应的路径和机理如何？第三，企业数字化在供应链网络上是否存在传染效应？对长鞭效应的影响如何？

本文研究具有以下贡献：第一，基于文本分析法，对数字化转型影响长鞭效应的路径和机理进行检验，为企业如何缓解供需长鞭效应提供了新的思路和证据，并在一定程度上丰富了数字化转型的经济后果研究。以往

学者主要从企业经营绩效、创新能力和资本市场反应等方面分析数字化转型的经济后果(Nwankpa and Datta, 2017; Eller et al., 2020; 刘淑春等, 2021; 吴非等, 2021; 赵宸宇, 2021; 林川, 2022)^{[14][7][24][30][35][23]}，还未将数字化转型和供需长鞭效应联系起来，关于数字化效应的探讨也尚未达成一致结论。第二，基于社会网络分析法，探寻数字化在供应链网络上的传染效应对供需长鞭效应的影响，拓展了数字化转型的研究视角。已有学者对数字化转型的研究通常仅落脚于微观企业层面，鲜有从供应链网络层面探讨数字化的传染效应及其对长鞭效应的影响(张树山等, 2021)^[34]。第三，供需长鞭效应与实体经济结构性供需失衡密切相关，而数字化是推进实体企业转型升级的重要手段。分析数字化影响供需长鞭效应的内在机制、可能存在的问题及解决之道，有助于企业利用数字化推进供应链管理，同时为政府部门引导数字化转型提供有针对性的政策建议。

二、理论分析与研究假设

《“十四五”数字经济发展规划》指出，数字经济是以数据资源为关键要素，以现代信息网络为主要载体，以信息通信技术融合应用、全要素数字化为重要推动力的新经济形态。从企业层面看，数字化转型不仅是信息通信技术的应用和升级(Li et al., 2018)^[13]，也是数据驱动下贯穿设计、制造、物流、销售、服务等全流程的智能化改造(张明超等, 2021)^[33]，更是一种基于互联网的组织、战略和商业模式变革(陈冬梅等, 2020; Bertani et al., 2021)^{[19][1]}。在此背景下，上下游企业信息共享，供给侧柔性生产、实时库存监控和动态决策，需求侧精确预测、个性化服务与定制等成为供应链管理提升的重要路径选择(Bray and Mendelson, 2012; Cui et al., 2015; 卢继周等, 2017; Yao et al., 2021)^{[2][6][25][16]}。

(一)数字化转型缓解供需长鞭效应

1.通过强化供应链信息共享缓解供需长鞭效应

人工智能、云计算、区块链、物联网等数字技术的应用为供应链内部和跨供应链的信息快速获取和高效分享奠定了基础，使得海量数据和信息在供应商、中间商和客户等供应链层级间的互联互通中得以积累和共享，并成为企业预测需求、快速响应和提升服务的核心要素

资本(张明超等, 2021)^[33]。此外, 数字化颠覆了传统封闭的商业模式, 通信、安全和保密标准的引入促进了企业间的互信与协作, 开放共享和价值共创的供应链生态成为企业在激烈竞争环境中打造竞争优势、实现多方共赢的重要选择(陈剑和刘运辉, 2021)^[20]。

基于信息共享和价值共创, 供应链网络合作伙伴一方面可以通过信息化技术实现实时动态交互, 提高需求信息的响应速度, 更好地降低成本; 另一方面可以抓住机会开拓市场蓝海, 共同创造更符合市场需求的产品, 打破零和博弈的供应链关系。具体来看, 通过与供应商信息交换和共享需求, 有助于实现战略采购、供应商管理库存及供应商参与产品设计或共同治理等, 实现降低原材料采购成本、提高采购效率等目标; 通过与客户进行生产和补货计划及产品销售、市场需求等信息的交换和共享, 有助于加快产品库存周转和弱化需求不确定性的负面影响(Bray and Mendelson, 2012)^[2]。此外, 供应链信息共享可以强化企业间的合作与信任, 从而提高协调决策水平, 减少供应链层级间的订单波动, 提高整体资源配置效率。综上, 数字化驱动下的供应链信息共享可以降低供需信息的不对称性, 增强需求预测的准确性, 削弱采购和生产的盲目性, 实现供需两侧的精准对接, 有效缓解长鞭效应。

2.通过推进供给侧柔性生产和管理水平提升缓解供需长鞭效应

传统标准化生产线可变性和兼容性较差, 为了确保生产和供应的稳定性, 企业通常会增加原材料及产品库存, 加剧长鞭效应; 而数字化驱动下的柔性生产方式则可以在很大程度上降低库存和提高需求响应速度, 进而缓解长鞭效应。具体来看, 一方面, 生产大数据应用和智能化改造有助于企业灵活、迅速、低成本地调整生产流程、工艺和产品种类, 高效地重新配置内部资源, 增强订单生产能力, 实现产能高效精准匹配和缩短交货周期。另一方面, 供应网络 and 平台生态系统促进了企业提升外部资源动态释放能力(孙新波等, 2019)^[28], 在与其他利益相关者交互共享的基础上, 企业可以根据外部环境变化, 通过暂时让渡使用权等方式将已有资源变现和处置闲置资源; 同时进一步激活和整合高质量外部资源, 改变对资源的控制方式, 更多地进行轻资产运营, 更好地适应市场需

求变化和不确定性(李志刚等, 2019)^[22]。

此外, 大多数需求预测都在大数据的基础上结合了人的主观判断, 其准确性和时效性会受到管理层客观错误和主观机会主义偏见的影响。人工智能技术的应用和信息化平台的搭建有助于提升企业管理水平, 减少管理层的误判和机会主义, 进而降低长鞭效应。第一, 数字化生产物流管理系统和自动化设备促进了材料一人一机信息互联互通, 使得企业内部交易费用逐渐降低、信息沟通更为顺畅、资源获取和转换能力日益增强, 总体时间延迟的减少可以降低长鞭效应。第二, 数字化转型带来了生产流程再造, 在原有流程的基础上, 通过消除冗余步骤和优化内部操作流程, 加快材料和库存周转效率, 促进管理精细化、透明化和智能化。第三, 随着业务数据标准口径的制定和数据准确性的提高, 企业的管理决策、质量监控、信息披露、内部治理、监督制衡等越来越多地依赖大数据挖掘与分析, 这有助于缓解委托代理问题, 减少管理层非理性原因导致的需求信息处理和生产动态调整误判。

3.通过提高需求侧服务化和差异化水平缓解供需长鞭效应

一方面, 大数据、智能制造等数字化信息技术的应用以及数字化商业模式转型, 驱动着企业尤其是传统制造业企业的服务化转型升级(赵宸宇, 2021)^[35], 企业逐渐由以产品为中心向以服务或以产品增值服务为中心转变。具体来看, 其一, 大数据可以快速集聚客户需求, 使得企业据此提供的服务化产品能及时响应顾客需求; 而客户需求大数据在产业链和部门间的流转和共享, 促使消费需求进一步融入设计、制造、营销服务等全部环节, 进而提升客户满意度。其二, 智能制造通过帮助企业获得核心技术优势, 促进企业在日趋激烈的产品竞争中以差异化取胜, 增加产品运营和代理维护业务, 进一步增强不可替代性和客户粘性。其三, 在数字化商业模式下, 越来越多的企业向“以客户为中心”转型, 在产品创新的基础上, 拓展咨询、维护、共享、研发、租赁等增值服务, 促进供需双方联系更为紧密。总之, 数字化驱动下的服务化转型加快了企业对客户需求的响应, 增强了产品竞争中的差异化优势, 促进了供需直接对接, 进而从需求快速响应、小批量订单处理、强化需求

预测等方面缓解长鞭效应。

另一方面,数字化转型带来的技术以及商业模式创新放大了异质性消费需求。依托新媒体社群、自媒体等流量资源,企业加强了与消费者间的直接互动;在此基础上,企业可以基于大数据技术对消费者行为偏好进行挖掘和分析,形成用户画像,并据此进行个性化服务和精准营销,抢占细分市场;终端需求信息向上游企业逐层反馈,可以实现需求对供给的牵引。此外,数字化转型带来的软硬件技术变革提升了企业的创新能力,也提升了对差异化产品需求的满足程度。总之,及时、准确地捕获异质性需求信号并对其进行实时处理和响应,可以在很大程度上提高小批量、个性化产品的销售,降低传统的同质化和无效产品库存,从而缓解长鞭效应。

基于以上分析,本文提出如下假设:

H1a: 数字化转型能够缓解供需长鞭效应。

(二)数字化转型加剧供需长鞭效应

1.大数据垄断与供应链挤出效应加剧供需长鞭效应

数字技术的综合应用提高了供应链资源配置效率,但与之相伴的数字利益冲突、大数据垄断和竞争等也成为供应链治理面临的重要问题(保建云, 2021)^[17]。由于数字化建设需要大量技术、资金、人力资本等投入,数字信息平台的建设往往被资本实力雄厚的大企业独占。数字经济的网络效应使得拥有先发优势的数字信息平台在竞争中占据了更有利的位置,甚至“赢者通吃”形成大数据垄断,独享数字红利(孙晋, 2021)^[26]。数字信息平台的客户数据垄断可能会严重影响供应链其他企业的需求预测和生产决策,进而加剧长鞭效应。

在供应链实践中,并非所有企业都有动机与上下游共享各类信息。一方面,供应链企业间具有天然的竞合关系,虽然合作关系提升了供应链协同效应,但潜在的竞争关系可能使企业拒绝共享信息资源,以保护自身商业秘密和增加博弈筹码。特别在新冠疫情和全球贸易保护主义的新形势下,全球供应链不稳定性加剧,国内外供应链企业间的博弈进一步加深,基于大数据竞争形成的超级博弈已构成供应链中数字利益竞争的基本形态(保建云, 2021)^[17]。此外,数字化背景下供应链企业间的网络结构更加复杂,一旦颠覆性创新被引入供应链生态系统,现有成员企业可能面临严重威胁,进而加剧企业间

的竞争博弈(陈剑和刘运辉, 2021)^[20]。另一方面,信息共享的利益分配在不同层级企业中存在不均衡现象。例如,信息共享可能更大程度地缓解上游企业或以批发商和分销商为代表的中间层级企业的长鞭效应,而其他层级企业并没有从中显著受益(Giulio, 2013)^[10],甚至还可能出现成本提高和长鞭效应加剧。

2.数字化转型适应性问题加剧供需长鞭效应

数字化转型不仅是信息技术的变革,更是商业模式的创新,需要企业在机会识别、项目管理、供应商谈判、数据集成、网络协作、内部治理等方面与之适应和创新(Eller et al., 2020)^[7]。这种创新具有破坏性或颠覆性特征,直击企业的根基和生命,加剧竞争的激烈性和动态性(孙晋, 2021)^[26]。尤其在数字化转型初期,这种破坏性创新给企业文化、组织和人员带来了巨大冲击,而制度的完善和观念的转变难以一蹴而就。在实践中,部分企业基于先验知识和经验解决问题的认知方式可能与数字化下的管理理念和组织流程相冲突;部分企业内部缺乏对知识共享的信任,阻碍了信息系统、自动化设备和人员之间的实时、自由和有序的数据流动;另外,虽然数字化为企业提供了新的信息和知识,但也产生了信息过载的问题,即大量数据难以优先排序和解码以致系统瘫痪;更重要的是,很多企业缺乏既懂得信息技术又精通数字化业务、既熟悉全流程管理方案又具有价值管理理念的复合型人才,导致数字化转型效果大打折扣(陈威如和王节祥, 2021)^[21]。

此外,数字信息技术平台的搭建和系统的应用需要相对固定的物理和技术原件,具有刚性架构特征。一旦数字化转型开始投入资金并形成技术—业务耦合,这种刚性系统可能导致企业忽视其他创新机遇,陷入能力缺陷和非预期僵化,进而影响企业动态生产调整能力(孙新波等, 2019)^[28]。

基于以上分析,本文提出如下假设:

H1b: 数字化转型可能加剧供需长鞭效应。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文以2013—2020年A股上市公司作为研究样本,并对样本数据进行了如下处理:(1)剔除与数字化有天然联

系的创业板公司、证监会2012版行业分类标准中的“金融业”和“信息传输、软件和信息技术服务业”两大类行业以及制造业大类中的“计算机、通信和其他电子设备制造业”细分行业涉及的公司；(2)剔除ST、PT公司；(3)剔除财务数据存在缺漏值的公司；(4)对连续变量进行上下1%的缩尾处理。

本文涉及的数字化相关数据主要通过Python进行上市公司年报文本关键词提取和逐份阅读年报内容并进行人工打分取得；所使用的财务数据和公司治理相关数据主要取自CSMAR和Wind数据库。本文主要使用STATA15进行实证分析。

(二)主要变量定义

1.企业数字化(Dig)

借鉴吴非等(2021)^[30]、杨德明和刘泳文(2018)^[31]的研究,本文分别采用文本分析法和专家打分法构建DigN和DigD变量,用于衡量企业数字化程度。

(1)文本分析法

通过Python对上市公司年报中的数字化相应关键词进行词频统计,得到企业数字化关键字披露次数(DigN)。具体来看,首先,框定文本检索的关键词典。本文以埃森哲与工信部国家工业信息安全发展研究中心合作发布的历年《中国企业数字化转型指数研究报告》为基础,从数字化技术应用、智能制造、互联网商业模式三个方面整理企业数字化特征词库,并借鉴学术领域关于数字化的相关界定和与实务界相关人士探讨,进行数字化关键词的增减(吴非等, 2021; 赵宸宇, 2021)^{[30][35]},三者结合最终确定文本检索的关键词典,包含:数字化、智能化、数字经济、数字技术、数字渠道、数字营销、数据资本、数字资产、数字转型、数字孪生、数字生态、数字供应链、数字商业模式、数据驱动、数据中心、智能生产、智能制造、智能工厂、智能支持、智能管控、共享化、财务共享、互联网、万物互联、物联网、人工智能、大数据、云计算、云平台、云服务、平台化、区块链、个性化定制、电子商务、线上线下、5G、AI、RPA、IoT、SaaS、O2O、B2B、C2C、B2C、C2B等。其次,利用Python对年报中相应关键词进行词频统计。再次,进行数据清洗,剔除存在“没”“没有”“无”“不”“否”等否定表述的关键词统计。最

后,对前述关键词统计数据进行处理。

(2)专家打分法

通过逐份阅读年报并结合Python抓取的相关信息,对每家公司数字化程度打分,得到企业数字化程度(DigD)。具体来说,如果企业的数字化转型涉及信息技术应用、智能制造、互联网商业模式等多个维度,或生产、经营、销售和管理等主要业务已与数字化深度融合,则DigD取值为3;如果企业虽未实现上述多领域的深度融合,但已在某些方面积极推进数字化并取得了一定成效,则DigD取值为2;如果企业刚刚涉足数字化转型,则DigD取值为1;如果企业尚未实施数字化转型,则DigD取值为0。为减小主观判断偏误,由团队成员对每份年报进行评分并取均值(四舍五入取整),同时对差异较大的评分进行重新评估。

2.长鞭效应(Bwe)

本文借鉴Bray and Mendelson(2012)^[2]的做法,用企业的生产波动对需求波动的偏离来衡量长鞭效应,当该指标值大于1时,意味着存在长鞭效应:

$$Bwe_{i,t} = \frac{\text{生产量季度标准差}}{\text{需求量季度标准差}} = \frac{\sigma(\text{Production}_{it})}{\sigma(\text{Demand}_{it})} \quad (1)$$

$$\text{Production}_{it} = \text{COGS}_{it} + \text{Inv}_{it} - \text{Inv}_{i,t-1} \quad (2)$$

其中, *Production*和*Demand*分别为进行了对数和一阶差分变换的季度生产量和销售额,即将原始生产量和销售额序列 $\{X_{it}\}$ 变换为 $\{\ln(X_{it}) - \ln(X_{i,t-1})\}$; *COGS*和*Inv*分别为季度销售成本和季度存货净额。

为了增强稳健性,在进一步讨论部分,本文借鉴杨志强等(2020)^[32]和Osadchiy et al.(2021)^[15]的做法,基于上市公司年报附注披露的前五大供应商和客户数据,通过匹配二级和多级供应链网络数据,用供应商与客户供需波动偏离度的比值来衡量长鞭效应。

3.控制变量

借鉴杨志强等(2020)^[32]的做法,本文进一步控制了季节性趋势因子(*SeasonR*)、需求冲击(*Rho*)等变量。

$$\text{SeasonR}_{it} = \frac{\sigma(\text{Demand}_{itq}) - \sigma(\text{deseasonDemand}_{itq})}{\sigma(\text{Demand}_{itq})} \quad (3)$$

其中, *deseasonDemand_{itq}*为基于季度数据计算的需求*Demand*对季度虚拟变量进行回归取得的残差 $\hat{\varepsilon}$ 。

$$\text{Rho}_{it} = \hat{\rho} \quad (4)$$

具体来看，假设需求*Demand*服从一阶序列相关 $Demand_t = d + \rho Demand_{t-1} + \mu$ ，则基于季度财报数据，将相关系数*ρ*定义为公司*t*第*t*年的需求冲击(*Rho*)。

其他控制变量包括存货周转期等11个指标。
具体变量定义见表1。

(三)模型设定

借鉴杨志强等(2020)^[32]的研究，本文设定模型(5)对研究假设进行检验。

$$Bwe_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{it} + \alpha_2 SeasonR_{it} + \alpha_3 Rho_{it} + \alpha_4 InvDays_{it} + \alpha_5 ApDays_{it} + \alpha_6 ArDays_{it} + \alpha_7 Size_{it} + \alpha_8 Lev_{it} + \alpha_9 Growth_{it} + \alpha_{10} Dual_{it} + \alpha_{11} State_{it} + \alpha_{12} Big4_{it} + \alpha_{13} Indep_{it} + \alpha_{14} Market_{it} + Industry + Year + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其中，被解释变量为长鞭效应(*Bwe*)，解释变量为企业数字化(*Dig*)，分别用企业数字化程度(*DigD*)和企业数字化关键字披露次数(*DigN*)进行衡量。如果*DigD*和*DigN*的系数显著为负，意味着数字化转型缓解了供需长鞭效应；否则，意味着数字化转型并未有效缓解甚至加剧了供需长鞭效应。

(四)描述性统计

表2是对主要连续变量进行了缩尾处理后的描述性统计结果。*Bwe*的均值为1.373，表明样本期间内中国上市公司总体存在着明显的供需长鞭效应；最大值达到

表 2 主要变量的描述性统计结果								
变量	样本量	均值	标准差	最小值	p25	中位数	p75	最大值
Bwe	15056	1.373	2.079	0.075	0.663	0.937	1.179	20.64
DigD	15056	1.216	0.868	0	1	1	2	3
DigN	15056	1.911	1.305	0	0.693	1.946	2.833	6.085
SeasonR	15056	-0.029	0.121	-1.182	-0.037	-0.004	0.013	0.254
Rho	15056	-0.529	0.636	-2.902	-0.760	-0.493	-0.217	1.695
InvDays	15056	4.501	1.375	-0.494	3.811	4.518	5.216	8.589
ArDays	15056	3.640	1.455	-1.703	2.984	3.969	4.611	6.736
ApDays	15056	4.263	0.891	1.667	3.761	4.333	4.843	8.022
Size	15056	22.51	1.342	19.31	21.57	22.32	23.28	27.50
Lev	15056	0.455	0.205	0.037	0.293	0.448	0.609	0.945
Growth	15056	0.317	0.757	-0.862	-0.028	0.126	0.382	4.658
Indep	15056	0.373	0.054	0.167	0.333	0.333	0.429	0.800
Market	15056	9.442	1.704	-0.161	8.615	9.728	10.73	11.93

20.64，最小值仅为0.075，标准差为2.079，意味着中国上市公司间的长鞭效应存在较大差异。*DigD*四舍五入取整的均值和中位数均为1，表明样本期间大部分中国上市公司数字化转型仍处于初级阶段，整体数字化水平仍较低；*DigN*的最大值达到6.085，最小值为0，标准差为1.305，表明公司间数字化水平存在较大差异。此外，各主要连续控制变量的均值和中位数总体上相差不大，标准差也较小，总体呈对称分布，不存在明显的异常值。

四、实证结果与分析

(一)企业数字化对供需长鞭效应的影响

表3列示了企业数字化影响供需长鞭效应的回归结果。第(1)列和第(3)列为仅控制了季节性趋势因子(*SeasonR*)、需求冲击(*Rho*)、存货周转期(*InvDays*)以及行业和年度虚拟变量而未加入其他控制变量的回归结果。结果显示，变量*DigD*和*DigN*的系数均在1%水平下显著为负。第(2)列和第(4)列进一步加入了除了上述变量之外的其他控制变量，变量*DigD*和*DigN*的系数仍在1%水平下显著为负。以上结果表明，企业数字化有效缓解了供需长鞭效应，假设H1a得到验证。

(二)机制路径检验

根据前述理论分析，企业数字化主要通过强化供应链信息共享、推进供给侧柔性生产和管理水平提升、提高需求侧服务化和差异化水平等机制路径缓解长鞭效应。为了检验上述机制路径是否成立，本文借鉴温忠麟等(2004)^[29]的中介效应检验程序，在前述模型(5)的基础

表 1 变量定义			
类型	名称	符号	变量说明
因变量	长鞭效应	Bwe	企业的生产波动对需求波动的偏离
自变量	数字化	DigD	虚拟变量，用以反映数字化程度 (0,1,2,3), 0 表示未实施, 3 表示程度最高
		DigN	ln(年报“数字化”相关关键词披露次数 + 1)
主要控制变量	季节性趋势因子	SeasonR	季节性因子导致的需求变化与需求总变化的比值
	需求冲击	Rho	需求 Demand 的一阶序列相关系数，反映需求冲击的持续性
	存货周转期	InvDays	对企业存货周转天数取自然对数
	应收款项周转期	ArDays	对企业应收款项周转天数取自然对数
	应付款项周转期	ApDays	对企业应付款项周转天数取自然对数
	规模	Size	对企业资产总额取自然对数
	财务杠杆	Lev	负债总额与企业资产总额的比值
	成长性	Growth	(营业收入本年本期单季度金额 - 营业收入上一个单季度金额)/(营业收入上一个单季度金额)
	两职合一	Dual	虚拟变量，用以反映董事长是否兼任总经理
	企业性质	State	虚拟变量，用以反映实际控制人是否为国有性质
	是否“四大”	Big4	虚拟变量，用以反映审计师是否来自国际四大会计师事务所
	独董占比	Indep	独立董事人数占董事总人数的比例
	市场化程度	Market	樊纲市场化进程总得分(其中，2017—2020 年总得分使用历年平均增长幅度推算得到)

表3 企业数字化与供需长鞭效应

	Bwe			
	(1)	(2)	(3)	(4)
DigD	-0.067*** (-3.706)	-0.061*** (-3.330)		
DigN			-0.058*** (-4.885)	-0.037*** (-3.046)
SeasonR	-2.418*** (-20.617)	-2.306*** (-19.812)	-2.412*** (-20.578)	-2.299*** (-19.749)
Rho	0.091*** (4.149)	0.082*** (3.830)	0.091*** (4.140)	0.082*** (3.825)
InvDays	0.459*** (39.638)	0.459*** (37.518)	0.459*** (39.651)	0.458*** (37.439)
ArDays		-0.167*** (-15.534)		-0.164*** (-15.241)
ApDays		0.004 (0.204)		0.005 (0.291)
Size		-0.009 (-0.640)		-0.008 (-0.619)
Lev		0.804*** (9.854)		0.802*** (9.824)
Growth		0.242*** (12.267)		0.243*** (12.294)
Dual		0.043 (1.268)		0.042 (1.246)
State		0.015 (0.475)		0.014 (0.435)
Big4		-0.063 (-1.086)		-0.064 (-1.104)
Indep		0.133 (0.525)		0.143 (0.565)
Market		0.006 (0.724)		0.007 (0.796)
截距项	-0.346*** (-4.880)	-0.226 (-0.691)	-0.311*** (-4.332)	-0.239 (-0.727)
行业	是	是	是	是
年度	是	是	是	是
调整 R ²	0.331	0.354	0.331	0.354
样本量	15056	15056	15056	15056

注：括号中为t值；*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平下显著。下表同。

上，进一步构建如下模型(6)和(7)：

$$Mediator_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dig_{it} + \beta_2 SeasonR_{it} + \beta_3 Rho_{it} + \beta_4 InvDays_{it} + \beta_5 ApDays_{it} + \beta_6 ArDays_{it} + \beta_7 Size_{it} + \beta_8 Lev_{it} + \beta_9 Growth_{it} + \beta_{10} Dual_{it} + \beta_{11} State_{it} + \beta_{12} Big4_{it} + \beta_{13} Indep_{it} + \beta_{14} Market_{it} + Industry + Year + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$Bwe_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Dig_{it} + \gamma_2 Mediator_{it} + \gamma_3 SeasonR_{it} + \gamma_4 Rho_{it} + \gamma_5 InvDays_{it} + \gamma_6 ApDays_{it} + \gamma_7 ArDays_{it} + \gamma_8 Size_{it} + \gamma_9 Lev_{it} + \gamma_{10} Growth_{it} + \gamma_{11} Dual_{it} + \gamma_{12} State_{it} + \gamma_{13} Big4_{it} + \gamma_{14} Indep_{it} + \gamma_{15} Market_{it} + Industry + Year + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中，*Mediator*代表信息端、供给侧和需求侧的中介变量，主要包括：供应链信息共享、供给侧柔性生产和管理水平提升、需求侧服务化和差异化。具体检验程序为：如果模型(5)和模型(6)成立， α_1 和 β_1 均显著，则继续进行模型(7)的检验；如果模型(7)中 γ_1 不显著而 γ_2 显著，则说明数字化转型完全通过*Mediator*变量对供需长鞭效应

产生了影响；而如果模型(7)中 γ_1 和 γ_2 均显著，但 γ_1 的绝对值小于 α_1 的绝对值，且Sobel检验能够通过显著性测试，则说明*Mediator*变量在数字化转型对供需长鞭效应的影响中发挥了部分中介效应。

1.供应链信息共享路径的检验

Chu et al.(2019)^[5]指出，大客户和供应商间关系的密切程度越高、稳定性越高，通常意味着双方依存度越高，越有利于公开和私有信息在供应链上的传导和共享。鉴于此，本文用供应链企业间关系密切程度(*SuppR1*)和供应链关系稳定性(*SuppR2*)两个指标来衡量供应链信息共享水平。其中，*SuppR1*以应付账款与总资产的比值为基础，为了消除行业特征和议价能力的影响，进一步用应付账款比值对企业性质、规模及行业进行回归，再将所得残差作为企业间关系密切程度的代理变量；*SuppR2*则用企业前五大客户销售份额滚动三年标准差取相反数来衡量。*SuppR1*和*SuppR2*值越大，意味着供应链企业间关系越密切、越稳定，信息共享程度越高。

表4列示了数字化转型通过供应链信息共享缓解供需长鞭效应的检验结果。第(1)列和第(3)列显示，*SuppR1*对*DigD*和*DigN*的回归系数均在1%水平下显著为正，表明数字化转型提高了供应链关系密切程度，进而促进了供应

表4 供应链信息共享路径的检验

	供应链关系密切程度				供应链关系稳定性			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>SuppR1</i>	<i>Bwe</i>	<i>SuppR1</i>	<i>Bwe</i>	<i>SuppR2</i>	<i>Bwe</i>	<i>SuppR2</i>	<i>Bwe</i>
DigD	0.015*** (15.054)	-0.039** (-2.125)			0.004*** (6.610)	-0.041** (-2.225)		
DigN			0.014*** (21.577)	-0.033*** (-2.633)			0.002*** (6.002)	-0.029** (-2.413)
SuppR1		-1.430*** (-9.768)		-1.576*** (-10.296)				
SuppR2						-2.077*** (-8.023)		-2.078*** (-8.027)
SeasonR	0.080*** (12.322)	-2.192*** (-18.798)	0.077*** (12.003)	-2.477*** (-20.517)	0.011*** (2.895)	-2.167*** (-18.069)	0.011*** (2.795)	-2.162*** (-18.024)
Rho	0.002 (1.541)	0.085*** (3.964)	0.002 (1.599)	0.071*** (3.200)	0.001 (1.299)	0.085*** (3.880)	0.001 (1.297)	0.085*** (3.880)
InvDays	-0.011*** (-15.928)	0.444*** (36.064)	-0.011*** (-15.635)	0.523*** (44.923)	-0.001*** (-3.516)	0.456*** (35.888)	-0.001*** (-3.339)	0.455*** (35.848)
截距项	-0.187*** (-9.957)	-0.627* (-1.854)	-0.148*** (-7.946)	-3.207*** (-9.714)	-0.183*** (-16.646)	-0.930*** (-2.727)	-0.182*** (-16.479)	-0.959*** (-2.806)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是	是	是
年度	是	是	是	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.138	0.358	0.151	0.305	0.072	0.360	0.071	0.360
样本量	15056	15056	15056	15056	14038	14038	14038	14038
Sobel Z-p 值	0.000		0.000		0.003		0.000	

链企业间的信息共享；第(2)列和第(4)列显示，在控制了中介变量 $SuppR1$ 后， Bwe 对 $DigD$ 和 $DigN$ 的回归系数均仍显著为负，且其绝对值(0.039和0.033)均小于前述表3第(2)列和第(4)列中 $DigD$ 和 $DigN$ 系数的绝对值(0.061和0.037)，对应的Sobel检验均在1%水平下显著。这表明，基于供应链关系密切程度的信息共享在数字化转型缓解供需长鞭效应中发挥了部分中介效应。同样地，第(5)~(8)列的结果表明，基于供应链关系稳定性的信息共享也在数字化转型缓解供需长鞭效应中发挥了部分中介效应。

2. 供给侧柔性生产和管理水平提升路径的检验

轻资产运营意味着较低的专用性投资和客户依赖度，可以更好地驱动企业激活和整合内外部资源，适应市场需求变化(李志刚等，2019)^[22]，在很大程度上体现了柔性化的生产特点；而企业管理效率则是管理层协调运营和组织运作能力的直接体现。鉴于此，本文分别用轻资产运营(AL)和企业管理效率(IME)指标来衡量企业的柔性生产水平和管理水平。其中， AL 用无形资产净额占长期资产的比重来衡量， AL 越大，代表企业柔性生产水平越高。 IME 则借鉴孙浦阳等(2018)^[27]的做法，以管理费用为基础对 IME 进行衡量。具体来看：首先，用管理费用对员工总数、海外营业收入、成本加成、行业和年度进行回归，得到相应残差值；在此基础上，按行业对该残差值进行排序，取前十分位数内的企业均值作为行业管理效率前沿(ME_j)；然后，用残差值除以 ME_j 得到各企业管理效率指标(ME)；最后，对 ME 取相反数得到企业管理效率的正向指标 IME 。 IME 越大，意味着企业管理水平越高。

表5列示了数字化转型通过提高供给侧柔性生产和管理水平缓解供需长鞭效应的检验结果。第(1)列和第(3)列显示， AL 对 $DigD$ 和 $DigN$ 的回归系数均在1%水平下显著为正，表明数字化转型提高了企业柔性生产水平；第(2)列和第(4)列显示，在控制了中介变量 AL 后， Bwe 对 $DigD$ 和 $DigN$ 的回归系数均仍显著为负，且其绝对值(0.055和0.032)均小于前述表3第(2)列和第(4)列中 $DigD$ 和 $DigN$ 系数的绝对值(0.061和0.037)，对应的Sobel检验均在1%水平下显著。这表明，供给侧柔性生产在数字化转型缓解供需长鞭效应中发挥了部分中介效应。同样地，第(5)~(8)列的结果表明，供给侧企业管理水平提升也在数字化转

表5 供给侧柔性生产和管理水平提升路径的检验

	柔性生产				管理水平提升			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	AL	Bwe	AL	Bwe	IME	Bwe	IME	Bwe
$DigD$	0.011*** (7.343)	-0.055*** (-2.988)			0.208*** (3.502)	-0.060*** (-3.270)		
$DigN$			0.009*** (9.296)	-0.032*** (-2.612)			0.096** (2.447)	-0.036*** (-3.003)
AL		-0.558*** (-5.685)		-0.556*** (-5.660)				
IME						-0.005** (-2.084)		-0.005** (-2.118)
$SeasonR$	0.005 (0.539)	-2.303*** (-19.808)	0.003 (0.361)	-2.297*** (-19.752)	0.708* (1.875)	-2.302*** (-19.780)	0.690* (1.826)	-2.295*** (-19.717)
Rho	0.001 (0.524)	0.083*** (3.858)	0.001 (0.543)	0.083*** (3.854)	0.034 (0.489)	0.083*** (3.839)	0.034 (0.492)	0.083*** (3.834)
$InvDays$	0.004*** (3.874)	0.462*** (37.718)	0.004*** (4.080)	0.461*** (37.645)	0.041 (1.026)	0.460*** (37.539)	0.044 (1.117)	0.458*** (37.461)
截距项	0.190*** (6.783)	-0.253 (-0.749)	0.200*** (7.136)	-0.112 (-0.332)	12.374*** (11.674)	-0.161 (-0.491)	12.286*** (11.544)	-0.173 (-0.526)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是	是	是
年度	是	是	是	是	是	是	是	是
调整 R^2	0.049	0.355	0.051	0.355	0.039	0.354	0.039	0.354
样本量	15056	15056	15056	15056	15056	15056	15056	15056
Soble Z-p 值	0.000		0.000		0.073		0.097	

型缓解供需长鞭效应中发挥了部分中介效应。

3. 需求侧服务化和差异化路径的检验

以满足客户需求为导向的服务化转型可以提高企业的盈利水平和质量，服务性收入占比可以直接反映出服务化产出效益(赵宸宇，2021)^[35]；实施差异化竞争战略的企业往往更具定价权，差异化产品往往对应着更高的销售毛利率(杨德明和刘泳文，2018)^[31]。鉴于此，本文分别以服务化收入占总营收的比重($Serv$)和销售毛利率($Diff$)指标来衡量企业服务化程度和差异化水平。其中，在服务化收入的识别和确认方面，本文借鉴赵宸宇(2021)^[35]的做法，基于2011年版国民经济行业分类标准，对营业收入报表附注明细进行逐条阅读和判断，标记其中属于服务业的收入明细，并进行统计汇总。

表6列示了数字化转型通过提高需求侧服务化和差异化水平缓解供需长鞭效应的检验结果。第(1)列和第(3)列显示， $Serv$ 对 $DigD$ 和 $DigN$ 的回归系数均在1%水平下显著为正，表明数字化转型提高了企业对客户的服务化水平；第(2)列和第(4)列显示，在控制了中介变量 $Serv$ 后， Bwe 对 $DigD$ 和 $DigN$ 的回归系数均仍显著为负，但 Bwe 对中介变量 $Serv$ 的回归系数不显著。这表明，需求侧服务

表 6 需求侧服务化和差异化路径的检验

	服务化				差异化			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Serv	Bwe	Serv	Bwe	Diff	Bwe	Diff	Bwe
DigD	0.026*** (7.792)	-0.043** (-2.264)			0.011*** (7.369)	-0.050*** (-2.730)		
DigN			0.022*** (9.390)	-0.024* (-1.849)			0.005*** (4.852)	-0.032*** (-2.652)
Serv		-0.004 (-0.093)		-0.004 (-0.095)				
Diff						-1.012*** (-10.094)		-1.018*** (-10.163)
SeasonR	-0.025 (-1.301)	-2.166*** (-19.321)	-0.027 (-1.407)	-2.163*** (-19.292)	-0.059*** (-6.206)	-2.365*** (-20.364)	-0.059*** (-6.294)	-2.359*** (-20.311)
Rho	-0.000 (-0.076)	0.098*** (4.767)	-0.000 (-0.048)	0.098*** (4.768)	0.002 (1.011)	0.084*** (3.926)	0.002 (1.015)	0.084*** (3.922)
InvDays	-0.028*** (-11.685)	0.403*** (29.433)	-0.027*** (-11.408)	0.403*** (29.375)	0.028*** (28.235)	0.488*** (38.949)	0.028*** (28.403)	0.487*** (38.891)
截距项	0.438*** (6.861)	0.093 (0.253)	0.476*** (7.419)	0.088 (0.238)	0.085*** (3.207)	-0.140 (-0.430)	0.079*** (2.970)	-0.158 (-0.483)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是	是	是
年度	是	是	是	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.284	0.412	0.285	0.412	0.344	0.358	0.343	0.358
样本量	15056	15056	15056	15056	15056	15056	15056	15056
Sobel Z-p 值					0.000		0.000	

化水平在数字化转型缓解供需长鞭效应中并未发挥中介效应。可能的原因在于：从企业内部看，在“制造”文化向“服务”文化转变的过程中，组织观念和业务流程的跟进往往具有滞后性，资源的稀缺性和产品本身的服务承载力限制也会使得服务化效果大打折扣；从外部环境看，市场的复杂性、突破式技术迭代和客户需求异质性等，进一步削弱了服务化转型带来的积极效应(赵艳萍等，2020)^[37]。

第(5)列和第(7)列显示，Diff对DigD和DigN的回归系数均在1%水平下显著为正，表明数字化转型提高了产品差异化水平；第(6)列和第(8)列显示，在控制了中介变量Diff后，Bwe对DigD和DigN的回归系数均仍显著为负，且其绝对值(0.050和0.032)均小于前述表3第(2)列和第(4)列中DigD和DigN系数的绝对值(0.061和0.037)，对应的Sobel检验均在1%水平下显著。这表明，需求侧差异化水平在数字化转型缓解供需长鞭效应中发挥了部分中介效应。

(三)稳健性检验

1.内生性问题的解决

一是引入工具变量。数字化转型与供需长鞭效应之间可能存在反向因果关系，比如供需长鞭效应严重的企

业更有动机进行数字化转型。本文通过引入工具变量来克服这一潜在的内生性问题，选取以下两个指标作为数字化水平的工具变量：第一，借鉴赵涛等(2020)^[36]的做法，将互联网普及率、从业人员数、相关产出情况、移动互联网用户数、数字金融普惠发展等五个维度的细分指标以主成分分析法合成地级市数字信息基础设施的综合指标；第二，将《中国城市数字经济指数白皮书》中首批排名前十的城市定义为1，其他城市定义为0，构建城市数字经济发展水平虚拟变量。理论上，区域数字信息基础设施和发展水平会在一定程度上推进辖区内企业数字化转型，即上述两个指标与企业数字化水平高度相关，同时又不会直接影响企业的供需长鞭效应，符合工具变量选取的基本条件。此外，Sargan检验p值均大于0.1，最小特征值均大于10的临界值，本文选取的工具变量合理有效。

二是倾向得分匹配(PSM)估计。OLS估计存在的缺陷是可能受自选择偏差等问题的干扰，即积极进行数字化转型的企业本身可能就更重视对长鞭效应等供应链问题的解决，PSM估计可用于解决上述问题。为了区分处理组和对照组，本文分别对虚拟变量DigD和连续变量DigN进行了如下处理：将DigD取值为2和3的样本归为高数字化程度组(处理组)，DigD取值为0和1的样本归为低数字化程度组(控制组)；将DigN较大的前三分之一样本归为高数字化程度组(处理组)，其他样本归为低数字化程度组(控制组)。在此基础上，通过Logit回归确定匹配变量；并进行了数据平衡性检验，以确保配对效果。

2.替代变量估计

一是替代被解释变量。借鉴杨志强等(2020)^[32]的做法，进一步用销售成本替代销售额作为需求变量(Demand)的代理变量，进而得到新的长鞭效应变量(Bwe1)。

二是替代解释变量。第一，为了降低DigD的主观性，进一步用企业是否进行数字化转型虚拟变量(DigD1)作为企业数字化程度的代理变量。第二，为了避免遗漏重要的数字化关键词，利用机器学习计算的语义库，进一步识别前述基础文本词库所含词汇的近义词，再通过人工筛选确认最终词库，据此进行词频统计，衡量企业数字化程度(DigN1)。第三，引用吴非等(2021)^[30]构建的数字化转型特征词库进行词频统计，从技术嵌入和实践

应用两大方面衡量企业数字化程度(*DigN2*)。第四,企业为了迎合投资者或债权人需求,在数字化文本信息披露中可能会夸大其词(曹伟等,2022)^[18],因此,进一步剔除数字化关键词词频中管理层过度自信、年报字符数、行业以及年度的影响,以其回归残差作为数字化的衡量指标(*DigN3*)。具体来看,用*DigN*对前三大高管薪酬占比、年报字符数的对数、行业和年度进行回归,将得到的残差作为*DigN3*。

三是替代中介变量。第一,借鉴周泽将等(2020)^[38]的做法,运用主成分分析法构建轻资产运营综合指标(*AL1*),作为企业柔性生产的替代变量。具体来看,选择符合轻资产特征的第一主成分(非固定资产比例 $\times 0.3330$ –营业成本率 $\times 0.6115$ +现金资产比率 $\times 0.3943$ +销售费用比例 $\times 0.5997$),作为*AL1*。第二,内部控制质量在一定程度上决定了企业内部管理和经营效率,以迪博内部控制指数作为企业管理水平的替代变量(*IME1*)。第三,创新可以为企业带来差异化竞争优势,进一步选用专利获得数的对数作为差异化的衡量指标(*Diff1*)。

总体来看,在解决了内生性问题和进行替代变量估计后(限于篇幅,检验结果略),本文主要结论仍未发生改变。

五、进一步讨论

(一)供应链网络视角下数字化的传染效应对供需长鞭效应的影响

根据供应链竞合关系和同群效应理论,数字化在供应链网络上会产生传染效应。在竞争视角下,焦点企业受供应链动态竞争压力和议价能力约束,会模仿供应链网络其他企业的数字化决策行为,进行数字化的“被动模仿升级”,从而缓解供需长鞭效应;在合作视角下,焦点企业受益于供应链网络信息共享和数据协同效应,可根据大客户、供应商共享的终端需求、原材料信息等实时调整生产决策,实现数字化的“依附式共享升级”(陈威如和王节祥,2021)^[21],进而缓解自身面临的长鞭效应。

为了检验数字化在供应链网络上的传染效应对供需长鞭效应的影响,本文借鉴杨志强等(2020)^[32]和Osadchiy et al.(2021)^[15]的做法,基于供应商–客户数据衡量供需长

鞭效应(*Bwe2*);借鉴Campello and Gao(2017)^[3]的做法,构建二级和多级供应链网络数字化水平指标(*CusDig*和*NetDig*),具体计算方法见式(8)~(10)。

$$Bwe2 = \frac{Bwe_{i,s}}{Bwe_{i,c}} = \frac{\sigma(Production_s)_i / \sigma(Demand_s)_i}{\sigma(Production_c)_i / \sigma(Demand_c)_i} \quad (8)$$

式(8)基于上市公司年报附注数据,通过匹配前五大供应商–客户关系,进一步用供应商供需波动偏离(*Bwe_s*)与客户供需波动偏离(*Bwe_c*)之比来衡量长鞭效应(*Bwe2*)。

$$CusDig_{i,t} = \sum_{j=1}^n Sales_{j,t} \times Dig_{j,t} \quad (9)$$

式(9)基于供应商–客户二级供应链数据,计算企业前五大客户数字化水平的加权平均值(*CusDig*,包括*CusDigD*和*CusDigN*)。其中,*Sales_{j,t}*表示在*t*时企业*i*对前五大客户*j*的销售占比;*Dig_{j,t}*表示在*t*时客户*j*的数字化水平。

$$NetDig_{i,t} = W_{i,t} \times \sum_{j=1}^{n-1} (Dig_{j,t} \times w_{j,t}) \times 100 \quad (10)$$

式(10)在供应商–客户关系的基础上,进一步利用Python中的Networkx库识别出焦点企业所在的供应链网络;并以各节点对应的销售占比为权重,计算供应链网络中其他节点企业的加权平均数字化水平;考虑到焦点企业在网络中的地位也会影响到传染效应,进一步乘以焦点企业的中介中心度,最终得到供应链网络的综合数字化水平(*NetDig*,包括*NetDigD*和*NetDigN*)。其中,*Dig_{j,t}*表示在*t*时焦点企业*i*所在的供应链网络中其他节点企业*j*的数字化水平;*w_{j,t}*代表在*t*时其他节点企业*j*在供应链网络中的销售占比;*W_{i,t}*代表焦点企业*i*的中介中心度。

表7列示了二级供应链数字化和多级供应链网络数字化对焦点企业长鞭效应的影响。结果显示,供应链网络数字化可以显著缓解焦点企业的供需长鞭效应,这也间接验证了数字化在供应链网络上的传染效应。

(二)不同实施年限下数字化对供需长鞭效应的影响

数字化转型是实体企业转型发展的重要路径,然而数字化建设周期较长、初期投资规模较大,实施和集成各子系统具有一定挑战性。为了检验数字化不同实施阶段对供需长鞭效应发挥的作用,本文将尚未实施数字化转型的企业剔除,比较在实施年限长(大于均值,四年及以上)和年限短(小于均值,不足四年)的两种情况下,企业数字化对长鞭效应的异质性影响。为了确保统计年限的准确性,本文剔除了数字化实施不连续的样本。此外,本文进一步采用PSM估计对样本进行筛选,并在此

表 7 供应链网络数字化传染效应与供需长鞭效应

	Bwe2							
	二级供应链				多级供应链网络			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
CusDigD	-0.641* (-1.664)	-0.672* (-1.718)						
CusDigN			-0.041** (-2.102)	-0.044** (-2.249)				
NetDigD					-7.701** (-1.989)	-8.446** (-2.169)		
NetDigN							-0.387* (-1.778)	-0.425* (-1.946)
SeasonR	-1.096*** (-3.193)	-1.118*** (-3.251)	-1.086*** (-3.171)	-1.110*** (-3.231)	-1.180*** (-3.439)	-0.991*** (-2.897)	-1.184*** (-3.450)	-0.996*** (-2.911)
Rho	0.018 (0.346)	0.017 (0.323)	0.020 (0.385)	0.019 (0.357)	0.002 (0.033)	0.012 (0.223)	0.002 (0.045)	0.012 (0.237)
InvDays	0.307*** (11.137)	0.309*** (11.116)	0.307*** (11.130)	0.309*** (11.128)	0.318*** (11.540)	0.328*** (11.685)	0.318*** (11.532)	0.328*** (11.669)
截距项	0.528** (2.366)	0.602** (2.042)	0.526** (2.366)	0.568* (1.936)	-0.030 (-0.202)	-0.329 (-0.562)	-0.029 (-0.196)	-0.297 (-0.508)
其他控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
行业	否	是	否	是	否	是	否	是
年度	否	是	否	是	否	是	否	是
调整 R ²	0.074	0.073	0.075	0.074	0.066	0.083	0.065	0.083
样本量	2200	2200	2200	2200	2200	2200	2200	2200

表 8 数字化实施年限与供需长鞭效应

	Bwe							
	全样本				PSM 样本			
	年限长	年限短	年限长	年限短	年限长	年限短	年限长	年限短
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
DigD	-0.072* (-1.699)	-0.050 (-1.040)			-0.067* (-1.653)	-0.044 (-0.914)		
DigN			-0.039** (-1.988)	-0.030 (-1.168)			-0.048** (-2.401)	-0.030 (-1.181)
SeasonR	-1.820*** (-9.305)	-1.844*** (-8.660)	-1.781*** (-11.084)	-1.864*** (-8.694)	-1.950*** (-9.847)	-2.326*** (-10.408)	-1.422*** (-8.592)	-1.926*** (-8.897)
Rho	0.040 (1.141)	0.019 (0.543)	0.071** (2.277)	0.072** (2.000)	0.053 (1.468)	0.032 (0.842)	0.083*** (2.666)	0.081** (2.242)
InvDays	0.327*** (14.265)	0.383*** (15.102)	0.404*** (23.119)	0.431*** (19.287)	0.318*** (15.664)	0.372*** (15.719)	0.386*** (21.309)	0.422*** (18.799)
截距项	-0.440 (-0.665)	-0.579 (-0.766)	-0.055 (-0.118)	-0.561 (-0.898)	-0.308 (-0.574)	-2.101*** (-3.073)	-0.243 (-0.455)	-0.651 (-1.032)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是	是	是
年度	是	是	是	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.451	0.422	0.418	0.330	0.421	0.362	0.384	0.335
样本量	3712	3788	5364	4805	3547	3547	4630	4630

基础上进行回归。

表8列示了不同实施年限下数字化对供需长鞭效应的影响结果。无论是全样本回归还是PSM筛选样本回归，在数字化实施年限长的列(1)、列(3)和列(5)、列(7)中，DigD和DigN的系数均显著为负；而在数字化实施年限短的分组中，DigD、DigN的系数均不显著。这说明，在转型初

期，数字化并没有对长鞭效应产生实质性影响；只有达到一定实施年限后，数字化才能有效缓解长鞭效应。

六、结论与启示

数字时代的到来为实体企业发展带来了新的机遇和挑战。一方面，上下游企业信息共享、供给侧柔性生产和实时库存监控以及动态决策、需求侧精确预测和个性化服务与定制等成为供应链管理提升的重要路径，为缓解供需长鞭效应创造了条件；另一方面，数字化转型实践面临着供应链上下游利益分配博弈、大客户数据垄断、弱势方自主权丧失、管理层机会主义和衍生成本等诸多挑战，可能加剧供需长鞭效应。鉴于此，本文以2013—2020年A股上市公司为研究样本，对企业数字化转型影响供需长鞭效应的路径机理进行系统研究；并在此基础上，运用社会网络分析法探寻供应链网络数字化的传染效应对长鞭效应的影响。研究结果表明，数字化转型可以缓解供需长鞭效应，且主要通过强化供应链信息共享、推进供给侧柔性生产和管理水平提升、提高需求侧差异化水平等路径发挥作用；但未发现通过提高需求侧服务化水平缓解长鞭效应的证据。进一步研究表明，第一，数字化在供应链网络上具有传染效应，供应链网络其他节点企业的数字化转型也可以缓解焦点企业的长鞭效应；第二，数字化对长鞭效应的影响具有时滞性，在转型初期企业数字化对长鞭效应的缓解作用并不显著，随着企业数字化实践的日趋成熟，其积极效应才得以显现。

本文的研究启示主要体现在：第一，数字化转型不仅是信息技术的应用和升级，也是数据驱动下全流程的智能化改造，更是一种组织、战略和商业模式变革，对供需长鞭效应的缓解发挥着积极效应。企业应根据自身经营需要，将数字化信息技术、智能业务流程和数字经营模式融入产品生产和服务等各环节，以促进供给侧效率提升和提高需求侧客户满意度。第二，数字化转型对供需长鞭效应的作用并不是一蹴而就的，尤其在转型初期，数字利益冲突、大数据垄断和竞争等成为供应链治理面临的重要问题；此外，数字化转型作为一种破坏性创新，可能给企业文化、组织和人员带来巨大改变和冲击。因此，企业需要意识到数字化转型不仅是

信息技术的变革,更是商业模式的创新,需要在机会识别、项目管理、供应商谈判、数据集成、网络协作、内部治理等方面与之相适应,并储备足够的专业化人才应对转型初期的风险和挑战。第三,数字化在供应链网络间具有传染效应。企业应强化与供应商、客户间的协同合作与信息共享;同时,政府也应引导供应链核心企业

或供应链平台企业开放数字化经验和共享供需信息,帮助供应链其他节点企业加快数字化转型。■

[基金项目:国家自然科学基金青年项目“民营企业寻租、政治资本猝变及经济后果研究”(71702178)、教育部人文社科青年基金项目“‘互联网+’背景下产融结合驱动企业实体经营效率提升的路径与模式研究”(18YJC630153)、山东省社科规划研究项目“‘互联网+’驱动山东传统制造业企业实体经营效率提升的路径与模式研究”(19CDNJ30)、全国统计科学基金项目“经济新常态下中国上市公司资金效率问题研究”(2016LY39)]

参考文献:

- [1] Bertani F, Ponta L, Raberto M, Teglio A, Cincotti S. The complexity of the intangible digital economy: an agent-based model[J]. Journal of Business Research, 2021, 129(5): 527-540.
- [2] Bray R L, Mendelson H. Information transmission and the bullwhip effect: an empirical investigation[J]. Management Science, 2012, 58(5): 860-875.
- [3] Campello M, Gao J. Customer concentration and loan contract terms[J]. Journal of Financial Economics, 2017, 123(1): 108-136.
- [4] Chang H, Chen J, Hsu S W, Mashruwala R. The impact of the bullwhip effect on sales and earnings prediction using order backlog[J]. Contemporary Accounting Research, 2018, 35(2): 1140-1165.
- [5] Chu Y, Tian X, Wang W, Science M. Corporate innovation along the supply chain[J]. Management Science, 2019, 65(6): 2445-2466.
- [6] Cui R, Allon G, Bassamboo A, Mieghem J V. Information sharing in supply chains: an empirical and theoretical valuation[J]. Management Science, 2015, 61(11): 2803-2824.
- [7] Eller R, Alford P, Kallmünzer A, Peters M. Antecedents, consequences, and challenges of small and medium-sized enterprise digitalization[J]. Journal of Business Research, 2020, (112): 119-127.
- [8] Forrester J W. Industrial dynamics[M]. Cambridge, MA: MIT Press, 1961.
- [9] Foss N J, Saebi T. Fifteen years of research on business model innovation: how far have we come, and where should we go?[J]. Journal of Management, 2017, 43(1): 200-227.
- [10] Giulio Z. An empirical investigation on causes and effects of the bullwhip-effect: evidence from the personal care sector[J]. International Journal of Production Economics, 2013, 143(2): 489-498.
- [11] Lee H L, Padmanabhan V, Whang S. Information distortion in a supply chain: the bullwhip effect[J]. Management Science, 1997, 43(4): 546-558.
- [12] Lee H L, Whang S. The bullwhip effect: a review of field studies[M]//Octavio A C, Felipe A V. The Bullwhip Effect in Supply Chains: A Review of Methods, Components and Cases. New York: Palgrave Macmillan, 2006: 57-70.
- [13] Li L, Su F, Zhang W, Mao J Y. Digital transformation by SME entrepreneurs: a capability perspective[J]. Information Systems Journal, 2018, 28(6): 1129-1157.
- [14] Nwankpa J K, Datta P. Balancing exploration and exploitation of IT resources: the influence of digital business intensity on perceived organizational performance[J]. European Journal of Information Systems, 2017, 26(5): 469-488.
- [15] Osadchiy N, Schmidt W, Wu J. The bullwhip effect in supply networks[J]. Management Science, 2021, 67(10): 6153-6173.
- [16] Yao Y, Duan Y, Huo J. On empirically estimating bullwhip effects: measurement, aggregation, and impact[J]. Journal of Operations Management, 2021, 67(1): 5-30.
- [17] 保建云. 高速互联网、大数据竞争与超级博弈论——数字利益冲突及治理机制设计[J]. 中国软科学, 2021, (11): 161-171.
- [18] 曹伟, 赵璨, 杨德明. 夸大其词的“互联网+”信息披露能够影响银行信贷决策吗[J]. 财贸经济, 2022, 43(2): 83-97.
- [19] 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, 36(5): 220-236+20.
- [20] 陈剑, 刘运辉. 数智化使能运营管理变革: 从供应链到供应链生态系统[J]. 管理世界, 2021, 37(11): 227-240+14.
- [21] 陈威如, 王节祥. 依附式升级: 平台生态系统中参与者的数字化转型战略[J]. 管理世界, 2021, 37(10): 195-214.
- [22] 李志刚, 韩炜, 何诗宁, 张敬伟. 轻资产型裂变新创企业生成模式研究——基于扎根理论方法的探索[J]. 南开管理评论, 2019, 22(5): 117-129.
- [23] 林川. 数字化转型与股价崩盘风险[J]. 证券市场导报, 2022, (6): 47-57.
- [24] 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, 37(5): 170-190+13.
- [25] 卢继周, 冯耕中, 王能民, 马云高. 信息共享下库存量牛鞭效应的影响因素研究[J]. 管理科学学报, 2017, 20(3): 137-148.
- [26] 孙晋. 数字平台的反垄断监管[J]. 中国社会科学, 2021, (5): 101-127+206-207.
- [27] 孙浦阳, 侯欣裕, 盛斌. 服务业开放、管理效率与企业出口[J]. 经济研究, 2018, 53(7): 136-151.
- [28] 孙新波, 钱雨, 张明超, 李金柱. 大数据驱动企业供应链敏捷性的实现机理研究[J]. 管理世界, 2019, 35(9): 133-151+200.
- [29] 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.
- [30] 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, 37(7): 130-144+10.
- [31] 杨德明, 刘泳文. “互联网+”为什么加出了业绩[J]. 中国工业经济, 2018, (5): 80-98.
- [32] 杨志强, 唐松, 李增泉. 资本市场信息披露、关系型合约与供需长鞭效应——基于供应链信息外溢的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(7): 89-105+217-218.
- [33] 张明超, 孙新波, 钱雨. 数据赋能驱动智能制造企业C2M反向定制模式创新实现机理[J]. 管理学报, 2021, 18(8): 1175-1186.
- [34] 张树山, 胡化广, 孙磊, 夏铭璐. 供应链数字化与供应链安全稳定——一项准自然实验[J]. 中国软科学, 2021, (12): 21-30+40.
- [35] 赵宸宇. 数字化发展与服务化转型——来自制造业上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论, 2021, 24(2): 149-163.
- [36] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10): 65-76.
- [37] 赵艳萍, 潘蓉蓉, 罗建强, 杨子超. 制造企业服务化悖论研究述评[J]. 管理学报, 2020, 17(3): 467-474.
- [38] 周泽将, 李鼎, 王浩然. 轻资产运营与企业风险承担: 实证分析与影响路径[J]. 统计研究, 2020, 37(1): 99-109.

(责任编辑: 吴金宴)