

· 企业经济 ·

供应链数字化能否提高企业全要素生产率？

李长英，王 曼

（山东大学 经济学院，山东 济南 250100）

摘要：本文将供应链创新与应用试点工作视为企业供应链数字化建设的准自然实验，基于2012—2022年中国沪深A股上市公司数据，采用双重差分倾向得分匹配法（PSM-DID）实证检验供应链数字化对企业全要素生产率的影响及作用机制。研究结果显示：供应链数字化能提高企业全要素生产率；供应链数字化对国有企业、低供应链集中度企业、产业链上游企业和营商环境优势区企业全要素生产率的促进作用更显著；供应链数字化通过增强企业创新能力、提升供应链效率和降低企业交易成本提高企业全要素生产率。本文不仅有助于厘清供应链数字化对企业全要素生产率的作用机制，而且为企业通过供应链数字化转型实现高质量发展提供了经验证据。

关键词：供应链数字化；全要素生产率；创新能力；供应链效率；交易成本

中图分类号：F273 **文献标识码：**A **文章编号：**1000-176X(2024)05-0075-14

一、问题的提出

党的二十大报告提出：“着力提高全要素生产率，着力提升产业链供应链韧性和安全水平”。近年来，新一代信息技术快速发展，推动传统供应链体系向数字技术深度嵌入的数字供应链方向转变。为了推动供应链数字化转型，加速上下游企业协同合作，促进企业降本增效和产业转型升级，2018年4月，商务部等8部门联合开展供应链创新与应用试点工作，随后又进一步推进全国供应链创新与应用示范创建工作，那么供应链数字化能否提高企业全要素生产率？

由于供应链数字化具有高风险、高投入和高回报的特点，所以其对企业全要素生产率的影响存在不确定性。一方面，供应链数字化有助于供应链上下游企业协同合作，提升供应链内各环节和跨供应链的协同效率，促进资源整合、流程优化和信息、知识共享^[1]，进而提高全要素生产率。另一方面，供应链数字化建设需要企业在业务流程、模式、产品和服务创新等方面投入大量资本，但这难以在短期内增加产出和提高生产效率，从而导致数字化“生产率悖论”^[2-3]。

与本文相关的第一类文献是供应链数字化的经济效果研究。Ivanov等^[4]认为，数字技术在供应链中的应用，有助于提高供应链管理的风险应对能力，提升供应链韧性和竞争力。Cong等^[5]

收稿日期：2024-02-28

基金项目：国家社会科学基金重点项目“平台竞争策略对企业创新的影响及规制边界研究”（23AJY006）；山东省自然科学基金项目“数字经济背景下企业的创新机制与实现路径研究”（ZR2023MG006）

作者简介：李长英（1966-），男，山东无棣人，教授，博士，博士生导师，主要从事数字经济治理和产业组织理论研究。E-mail: changyingli@sdu.edu.cn

王 曼（通讯作者）（1993-），女，河南信阳人，博士研究生，主要从事数字经济和产业政策研究。E-mail: wm_man@126.com

认为, 供应链数字化提高了企业的信息获取、处理和整合能力, 从而促进了企业创新。Balakrishnan 和 Ramanathan^[6] 基于汽车制造业的调查数据研究发现, 供应链数字化能够通过提高供应链弹性改善供应链绩效。国内学者基于供应链创新与应用试点政策, 分析了供应链数字化对企业风险承担、绿色创新、经营绩效和多元化经营等方面的影响。张树山等^[7] 认为, 供应链数字化通过改善合作伙伴关系和缓解信息不对称提高了企业的风险承担能力。刘海建等^[8-9] 认为, 供应链数字化推动了企业绿色创新, 并通过提高管理效率 and 创新能力提升了企业的绩效水平。祝丹枫等^[10] 认为, 以数字化转型为特征的供应链创新抑制了企业的多元化经营行为。

与本文相关的第二类文献从政策制度、经济环境和企业特征等方面研究了企业全要素生产率的影响因素。在政策制度方面, 税收政策^[11] 和产业政策^[12] 等对企业全要素生产率产生了重要影响。在经济环境方面, 现有研究主要考察了市场竞争^[13] 和金融发展^[14] 等对企业全要素生产率的影响。在企业特征方面, 现有研究对研发投入^[15] 和融资约束^[16] 等因素进行了分析。部分文献围绕“生产率悖论”分析了互联网、人工智能等新兴数字技术对企业全要素生产率的影响, 但并未得出一致结论。一种观点认为, 互联网、人工智能等推动了生产流程再造和信息结构优化, 提高了企业全要素生产率^[17-18]。另一种观点认为, 新技术的影响具有滞后性, 需要配合其他要素投入并积累至一定规模才能释放技术红利, 因而数字化通用技术在短期对生产率的影响不显著^[19]。与上述研究不同的是, 本文基于供应链创新与应用试点政策的准自然实验, 在弱化潜在内生性偏误的基础上, 从供应链视角研究数字化对企业全要素生产率的影响及作用机制。

与已有文献相比, 本文的边际贡献在于: 第一, 本文拓展了供应链数字化经济效果的研究。现有研究主要关注供应链数字化对企业风险承担、绿色创新和经营绩效等方面的影响, 鲜有文献分析其对企业全要素生产率的影响。本文分析了供应链数字化对企业全要素生产率的影响, 既拓展了供应链数字化经济效果的研究边界, 也丰富了企业全要素生产率影响因素的相关研究。第二, 本文从增强企业创新能力、提升供应链效率和降低企业交易成本三个方面, 揭示了供应链数字化对企业全要素生产率的作用机制, 深化了对供应链数字化赋能企业实现高质量发展的认识。第三, 本文从企业产权性质、供应链集中度、产业链位置和地区营商环境四个方面分析了供应链数字化对企业全要素生产率的异质性影响, 研究结论有助于地方政府精准施策。

二、政策背景、理论分析与研究假设

(一) 政策背景

近年来, 数字技术的快速发展为供应链注入了新的动力, 为了推动供应链数字化转型, 促进企业降本增效和产业转型升级, 中国政府相继颁布了一系列政策文件, 强力推进供应链创新与应用试点工作。2017年10月, 《国务院办公厅关于积极推进供应链创新与应用的指导意见》提出: “打造大数据支撑、网络化共享、智能化协作的智慧供应链体系”。2018年4月, 商务部等8部门印发的《关于开展供应链创新与应用试点的通知》提出: “试点城市的主要任务是出台支持供应链创新发展的政策措施, 优化公共服务, 营造良好环境, 推动完善产业供应链体系, 并探索跨部门、跨区域的供应链治理新模式。试点企业的主要任务是应用现代信息技术, 创新供应链技术和模式, 构建和优化产业协同平台, 提升产业集成和协同水平, 带动上下游企业形成完整高效、节能环保的产业供应链, 推动企业降本增效、绿色发展和产业转型升级。”2018年10月, 商务部等8部门公布了试点城市和试点企业名单, 全国55个试点城市和266家试点企业入选。2020年4月, 商务部等8部门印发的《关于进一步做好供应链创新与应用试点工作的通知》提出: “加快推进供应链数字化和智能化发展”。此外, 根据试点企业的典型经验做法, 几乎所有试点企业实现目标的关键都依赖供应链数字化。例如, 联想集团在供应链中采用区块链技术来促进代工厂、企业与供应商之间的信息实时共享, 从而实现了业务流程自动化。由此可见, 供应链创新与应用

试点工作的主要目标、重点任务和实现方式都具有高度的供应链数字化属性, 这为研究供应链数字化对企业全要素生产率的影响提供了良好的准自然实验。因此, 本文参考张树山等^[7]和刘海建等^[8]的研究, 将供应链创新与应用试点工作视为企业供应链数字化建设的准自然实验, 探究供应链数字化对企业全要素生产率的影响及作用机制。

(二) 理论分析与研究假设

在传统供应链中, 由于缺乏有效的信息治理机制, 企业难以实时掌握产品在各个环节的流通信息, 导致其无法及时作出准确的决策和调整, 从而限制了企业全要素生产率的提高。同时, 为了应对不确定性和需求波动, 企业通常会维持较高的库存水平, 这会增加资金占用和仓储成本, 进而降低生产效率。供应链数字化通过整合新一代数字技术和信息系统, 能够实现供应链的实时监控、智能决策和协同合作, 有效解决了传统供应链长期存在的成本过高、效率低下和资源浪费等问题^[20]。从资源基础理论来看, 数字技术赋能下的供应链重构提升了企业在供应链流程层面的数字化集成能力, 使企业能够更加有效地整合和协调各种资源, 实现对供应链各个环节的实时监控和智能决策, 优化资源配置和利用效率, 从而提高企业全要素生产率^[18]。从动态能力理论来看, 供应链数字化提升了供应链的灵活性和反应速度, 促进了上下游企业之间的协同合作, 使企业能够及时调整生产计划和库存管理策略以应对外部环境的挑战, 避免产能过剩和供应链中断风险, 从而提高生产效率^[21]。从交易成本理论来看, 供应链数字化缓解了上下游企业之间的信息不对称, 提升了供应链节点企业之间的透明度和沟通效率, 降低了交易成本, 从而提高了企业全要素生产率。综上, 笔者提出如下假设:

假设1: 供应链数字化能提高企业全要素生产率。

根据内生增长理论, 创新是提高生产效率的关键路径^[22]。供应链数字化能够从创新资源、创新环境和创新治理三个方面影响企业创新活动。首先, 供应链数字化使企业能够借助数字技术工具从产品中剥离出与创新相关的知识资源, 将分散的消费者需求和反馈信息收集到数字终端进行标准化处理, 从而拓宽创新资源的获取范围^[22]。这有助于企业快速响应市场需求, 及时调整产品设计和研发计划, 提高创新产出。例如, 作为试点企业的海尔集团通过建立供应链数字化平台, 实现了用户需求与智能制造体系的高效对接, 从而以用户需求驱动企业不断创新; 浙江吉利汽车将汽车制造行业的运营数据与研发系统互联互通, 促进了新产品研发。其次, 在传统供应链模式下, 供应链上下游企业之间的知识和技术交流主要依赖零散的线下互动, 而供应链数字化变革推动了以共同知识框架为基础的虚拟交流, 有助于构建跨部门、跨组织的合作网络。在这一开放的环境中, 节点企业可以通过智能交互和云端协同与上下游合作伙伴共享数据和资源, 开展更加紧密的研发合作, 从而提高了协同创新的可能性^[23-24]。最后, 区块链技术在供应链中的普遍应用提高了创新治理水平。区块链技术能够及时发现和制止链上企业的创新模仿行为, 为知识产权提供强大可靠的保护机制, 提高创新治理水平, 激励供应链节点企业进行高质量创新^[20]。因此, 供应链数字化可以通过扩大创新资源的获取范围、优化创新环境和提升创新治理水平增强企业创新能力, 从而提高企业全要素生产率。综上, 笔者提出如下假设:

假设2a: 供应链数字化通过增强企业创新能力提高企业全要素生产率。

数字化供应链具有实时监控、信息透明和智能高效等特点, 能够通过提升供应链效率提高企业全要素生产率。供应链效率提升主要体现为供应链内部管理效率提升和供应链外部协同效率提升两个方面。首先, 从供应链内部管理效率来看, 企业将物联网、大数据等现代数字技术深度嵌入供应链各环节, 推动了需求预测、产品制造、库存管理和物流配送等环节的业务信息数字化, 实现了各环节的信息实时交互和智能化决策, 提升了供应链内部管理效率^[25]。例如, 在产品制造环节, 上游供应商利用下游客户提供的海量私人数据, 能够缓解供需波动向上游企业传递时被逐级放大的“长鞭效应”, 进而解决上游企业存在的过度投资和产能过剩问题^[26]; 在库存管理阶

段, 企业利用实时数据分析工具, 能够实时追踪产品的采购需求、销售情况和库存状态等信息, 及时调整库存水平, 避免库存积压和供应链中断风险。其次, 从供应链外部协同效率来看, 供应链数字化能够增强供应链网络中信息和知识网络的连通性和渗透性, 削弱地理距离对跨区域企业协作的限制, 促进上下游企业的知识溢出、信息共享和资源整合, 加强链上企业之间的协调与合作, 从而实现供应链高效运作^[27]。同时, 上下游企业通过建立稳定的合作关系共享资源和信息, 可以灵活应对市场需求变化, 增强供应链对外部冲击的抵御能力, 提升供应链的稳定性。供应链高效运转不仅可以降低企业的采购成本、生产成本和物流成本, 而且有助于减少生产的延迟和浪费, 提高资金和资源利用效率, 从而提高企业全要素生产率^[28]。综上, 笔者提出如下假设:

假设2b: 供应链数字化通过提升供应链效率提高企业全要素生产率。

交易成本理论指出, 企业在进行市场交易时需要承担一定的成本, 包括交易搜索成本、谈判成本和监督成本等^[29]。这些成本会影响企业的市场活动和经济效益, 从而影响企业全要素生产率。传统供应链中存在的信息不对称和交易风险等问题导致交易成本过高, 而供应链数字化通过实时的数据和信息共享, 缓解了上下游企业之间的信息不对称, 加强了供应链参与方之间的合作, 降低了企业交易成本, 从而提高了生产效率。首先, 供应链数字化能够加速信息扩散与传播, 降低企业寻找潜在可信赖交易伙伴的信息搜寻成本。在上游企业了解市场需求和下游企业寻找合适的供应商时, 均需要付出一定的搜寻成本。供应链数字化有助于企业在较短的时间内, 搜集掌握潜在交易企业的资信水平、履约历史、产品特征或服务quality等信息, 降低企业的信息搜寻成本。其次, 供应链数字化有助于缩小企业与客户之间的信息鸿沟, 使得标的产品价格、工艺和质量等关键要素变得透明可比, 从而降低企业在契约签订过程中与交易伙伴的沟通协调成本^[30]。最后, 在物联网等技术的赋能下, 供应链数字化使企业在签约后可以适时对接交易伙伴, 实时跟踪标的产品, 及时干预客户违约或偏离合作方向的突发情况, 降低交易风险和监督成本。因此, 供应链数字化有助于缓解上下游企业之间的信息不对称, 降低企业信息搜寻成本、契约签订成本和监督管理成本等交易成本。交易成本下降能够降低企业非生产性支出, 提高运营效率, 实现成本节约和资源优化, 从而提高企业全要素生产率^[31-32]。综上, 笔者提出如下假设:

假设2c: 供应链数字化通过降低企业交易成本提高企业全要素生产率。

三、研究设计

(一) 变量定义

1. 被解释变量

本文被解释变量是企业全要素生产率 (TFP)。企业全要素生产率常见的计算方法包括固定效应法、广义矩估计法、Olley-Pakes法 (OP法) 和 Levinsohn-Petrin法 (LP法)。其中, 固定效应法可能存在显著的内生性问题, 覆盖的信息也不够全面; 广义矩估计法虽然能解决内生性问题, 但需要样本有足够长的时间跨度^[33]。Olley和Pakes^[34]提出的OP法将投资作为影响企业全要素生产率的代理变量, 虽然解决了内生性问题, 但会丢弃大量投资额为零的样本, 造成估计偏差。Levinsohn和Petrin^[35]提出的LP法对OP法进行了改进, 使用中间品投入代替传统的投资指标, 既缓解了内生性问题, 又避免了样本损失。因此, 本文在主回归中采用LP法测算企业全要素生产率, 同时采用另外三种方法进行稳健性检验。

2. 解释变量

本文解释变量是供应链数字化 ($Did = Treat \times Time$)。本文参考张树山等^[7]与刘海建等^[8]的研究, 将供应链创新与应用试点工作视为一次外生冲击, 构建分组虚拟变量Treat与时间虚拟变量Time的交互项衡量供应链数字化。当企业属于供应链创新与应用试点企业时, Treat取值为1, 否则取值为0。当样本在2018年及之后时, Time取值为1, 否则取值为0。

3.中介变量

企业创新能力。本文参考黎文靖和郑曼妮^[36]的研究,以专利申请数量作为企业创新产出(Patents)的代理变量,采用企业申请的各类专利(包括实用新型、外观设计和发明专利)数量之和加1的自然对数衡量;采用企业与其他主体联合申请的专利数量加1的自然对数衡量企业协同创新(Patentco);采用发明专利申请数量加1的自然对数衡量企业高质量创新(Innovation)。

供应链效率。本文参考张任之^[21]的研究,采用存货周转期(Inventory)和营业周期(Cycle)的自然对数衡量供应链内部管理效率。其中,存货周转期=计算期天数×存货期末余额/营业成本,反映了企业存货的周转速度,存货周转期越短,说明企业在库存管理、产品销售和物流配送等环节的综合运营能力越强,供应链内部管理效率越高;营业周期=计算期天数×应收账款期末余额/营业收入,反映了企业在整个业务流程中所花费的时间,营业周期越短,说明供应链管理效率越高。供应链外部协同效率(Cooperate)采用企业前五大客户销售占比和前五大供应商采购占比之和的均值衡量。该指标反映了企业与供应链上下游企业关系的紧密程度,其值越大,说明该企业与上下游企业的关系越稳定,越有利于双方协同合作。

企业交易成本。信息不对称是交易成本产生的主要根源,本文参考王分棉等^[37]的研究,采用分析师跟踪数量(Analysts)衡量企业信息不对称程度,作为企业交易成本的代理变量。同时,本文参考黄群慧等^[17]的研究,采用销售费用占营业收入的比重即销售费用率(Cost)作为企业交易成本的代理变量。

4.控制变量

本文参考黄勃等^[38]的研究,选取如下控制变量:企业年龄(Age),采用观测年份与企业成立年份之差加1的自然对数衡量;资产负债率(Lev),采用总负债与总资产的比值衡量;企业盈利能力(Roa),采用净利润与总资产的比值衡量;企业现金流(Cash),采用企业经营活动产生的净现金流与总资产的比值衡量;无形资产占比(Intass),采用无形资产净值与总资产的比值衡量;股权集中度(Top1),采用第一大股东的持股比例衡量;企业发展能力(Growth),采用营业收入增长率衡量。

(二)模型构建

本文构建双重差分模型检验供应链数字化对企业全要素生产率的平均处理效应,基准回归模型设定如下:

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Did_{it} + \sum_{j=2}^8 \beta_j Controls_{ijt} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,i和t分别表示企业和年份;Controls_{ijt}表示上述一系列控制变量;Firm_i和Year_t分别表示企业固定效应和年份固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项。

(三)数据说明

由于2012年中国证券监督管理委员会对上市公司行业分类进行了修订,为了避免上市公司行业变动对回归结果产生影响,本文选取2012—2022年中国沪深A股上市公司数据作为初始样本。其中,用来计算企业全要素生产率的财务数据、其他控制变量数据均来自于国泰安数据库。根据以往研究的做法,剔除金融类企业、在样本期内被ST和PT的企业样本以及主要变量数据缺失的样本。为了避免异常值的影响,本文对主要连续变量的两端进行了1%的缩尾处理。

由于供应链创新与应用试点企业是由商务部等部门通过遴选产生,所以入选成为试点企业并非完全随机。为了克服可能存在的样本选择性偏误,本文采用倾向得分匹配法对初始样本进行处理。首先,考虑到试点企业名称和上市公司名称可能存在统计偏差,本文在删除上市公司名称中含有“有限”“责任”“公司”“股份”“集团”等关键词后,根据企业名称对试点企业和上市公司进行匹配,识别出处理组和控制组企业。其次,构建Logit模型估算倾向得分,将Treat作为因变

量, 将模型(1)中的控制变量作为匹配变量, 并引入行业虚拟变量以控制行业因素的影响。再次, 采用卡尺最近邻匹配(1:4)方式对初始样本进行逐年匹配。最后, 剔除未成功匹配的样本后, 最终得到16 526个企业一年度观测值。表1是主要变量的描述性统计结果。

表1 主要变量的描述性统计结果

变量	符号	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
企业全要素生产率	TFP	16 526	16.640	1.019	12.119	16.501	21.426
供应链数字化	Did	16 526	0.015	0.122	0	0	1
企业创新能力	Patents	16 526	2.195	1.749	0	2.303	9.577
	Patentco	16 526	0.613	1.192	0	0	9.154
	Innovation	16 526	1.558	1.511	0	1.386	9.042
供应链效率	Inventory	16 526	4.608	0.978	0	4.621	8.812
	Cycle	16 526	5.203	0.770	0.093	5.267	8.858
	Cooperate	16 526	0.300	0.158	0	0.277	1
企业交易成本	Analysts	16 504	1.438	1.182	0	1.386	4.331
	Cost	16 487	0.057	0.042	0.013	0.043	0.132
企业年龄	Age	16 526	2.955	0.308	1.386	2.996	4.025
资产负债率	Lev	16 526	0.449	0.171	0.069	0.449	0.838
企业盈利能力	Roa	16 526	0.042	0.044	-0.155	0.039	0.166
企业现金流	Cash	16 526	0.051	0.057	-0.114	0.049	0.204
无形资产占比	Intass	16 526	0.041	0.031	0	0.034	0.210
股权集中度	Top1	16 526	0.334	0.133	0.101	0.314	0.681
企业发展能力	Growth	16 526	0.147	0.245	-0.434	0.115	1.328

四、实证结果与分析

(一) 平衡性检验

由于本文采用逐年倾向得分匹配(PSM)方式对初始样本进行匹配, 所以参考谢申祥等^[39]的研究, 采用逐年平衡性检验方法比较各匹配变量在两组间是否存在显著差异, 即比较匹配前后不同年份Logit的回归结果。如果匹配后各匹配变量的系数值减小、变得不显著和伪R²明显减小, 表明在不同年份两组间的匹配变量不存在系统性偏差, 满足平衡性检验要求。逐年平衡性检验结果^①表明, 2012—2022年各匹配变量的系数值在匹配后普遍减小, 且系数都变得不显著, 所有回归的伪R²明显减小, 这表明各匹配变量在不同年份不存在系统性偏差, 匹配后的样本数据具有良好的平衡性。

(二) 基准回归

表2是供应链数字化对企业全要素生产率影响的基准回归结果。表2列(1)在引入解释变量的基础上控制了企业固定效应和年份固定效应; 表2列(2)进一步引入了其他控制变量。表2的回归结果显示, 无论是否加入控制变量, 供应链数字化的系数均在5%水平下显著为正, 这表明供应链数字化对企业全要素生产率有显著正向影响。假设1得以验证。就经济意义而言, 列(2)的回归结果显示, 供应链数字化的系数为0.146, 这表明供应链数字化使试点企业全要素生产率平均提高了0.8%。^②近年来中国全要素生产率的增速不足2%^[40], 可见供应链数字化对提高企业全要素生产率具有明显的经济意义。

① 逐年平衡性检验结果未在正文中列出, 留存备索。

② 样本中处理组企业全要素生产率的均值为18.239, 回归系数的经济含义为: $0.146/18.239=0.8\%$ 。

表2 基准回归结果

变 量	(1)	(2)	变 量	(1)	(2)
Did	0.136** (0.065)	0.146** (0.060)	Top1		-0.221* (0.134)
Age		0.543*** (0.118)	Growth		0.221*** (0.014)
Lev		1.030*** (0.074)	企业/年份FE	控制	控制
Roa		2.923*** (0.158)	常数项	16.218*** (0.016)	14.309*** (0.312)
Cash		0.114 (0.073)	观测值	16 526	16 526
Intass		-1.261*** (0.305)	R ²	0.368	0.490

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平下显著，括号内是稳健标准误，下同。

(三) DID估计有效性检验

1.平行趋势检验

平行趋势假设是双重差分法估计结果有效的前提，本文参考Beck等^[41]的研究，设定如下模型进行平行趋势检验：

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=-6}^4 \delta_k d_k + \sum_{j=1}^7 \alpha_j Controls_{ijt} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， d_k 表示供应链创新与应用试点政策实施第k年的虚拟变量，其他变量含义同模型(1)。 δ 是本文重点关注的系数，反映了处理组和控制组的企业全要素生产率是否具有显著差异。

本文以供应链创新与应用试点政策实施前一年 ($k=-1$) 为基期，并利用政策实施前的回归系数均值对 δ 的估计系数和置信区间进行标准化处理^[41]，结果如图1所示。从图1可以看出，当 $k < 0$ 时，估计系数 δ 在95%的置信区间内均不显著，且围绕0上下波动，这表明试点企业和非试点企业的全要素生产率在供应链创新与应用试点政策实施前不存在显著差异，满足平行趋势假设。当 $k \geq 0$ 时，估计系数 δ 显著为正，这表明供应链数字化对企业全要素生产率的正向影响具有一定的持续性。

2.安慰剂检验

为了避免小概率因素对估计结果造成干扰，本文在保持政策冲击时间不变的基础上，从初始样本中随机抽取相同数量的试点企业作为“伪处理组”，然后利用双重差分法对模型(1)进行估计，重复上述过程1000次。图2展示了随机抽取的“伪处理组”的系数估计值和P值分布情况。从图2可以看出，在随机抽取处理组的情况下，估计系数集中在0附近，与真实估计值0.146的差距较大；同时绝大多数估计系数的P值大于0.050，这表明在1000次的随机抽样中，试点政策对企业全要素生产率的影响并不显著。基于以上分析，可以得出基准回归结果没有受到其他不可观测因素影响的结论，因而本文基准回归结果是稳健的。

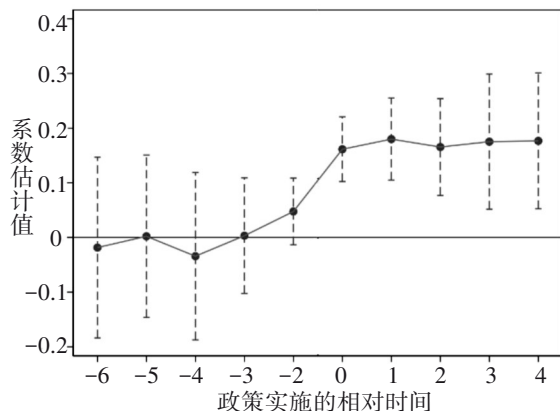


图1 平行趋势检验结果

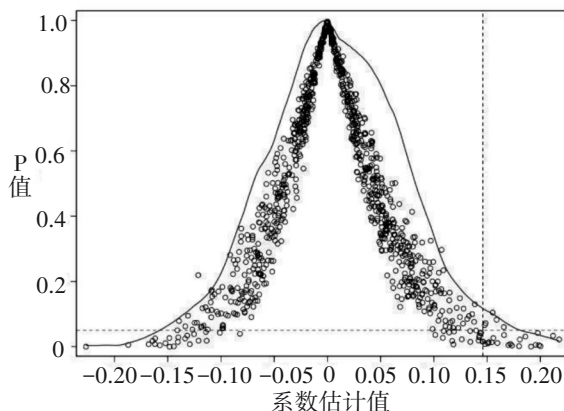


图2 安慰剂检验结果

本文参考吕越等^[42]的研究, 剔除政策实施后的样本, 将政策冲击时点分别提前1年、两年、3年和4年, 构造伪政策时间虚拟变量, 并将其引入基准回归模型进行回归, 结果如表3所示。从表3可以看出, 将政策冲击时间分别提前1年、两年、3年和4年, 供应链数字化的系数均不显著, 这表明组间差异并不能对基准回归结果产生影响。

表3 安慰剂检验回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	提前1年	提前两年	提前3年	提前4年
Did	0.077 (0.060)	0.050 (0.059)	0.035 (0.058)	0.008 (0.047)
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业/年份FE	控制	控制	控制	控制
常数项	14.946*** (0.410)	14.945*** (0.411)	14.945*** (0.412)	14.951*** (0.412)
观测值	7 077	7 077	7 077	7 077
R ²	0.393	0.393	0.393	0.393

(四) 稳健性检验^①

1. 更换被解释变量测算方法

本文分别采用固定效应法、广义矩估计法和OP法重新测算企业全要素生产率, 然后利用模型(1)对匹配后的样本进行估计。回归结果显示, 在对企业全要素生产率进行重新测算之后, 供应链数字化对企业全要素生产率的影响均显著为正, 与基准回归结果一致。

2. 更换匹配方式

一是采用核匹配方式分行业进行逐期匹配。二是利用试点政策实施前一年(2017年)的截面数据, 以卡尺最近邻(1:4)匹配方式分行业筛选出控制组企业。三是将面板数据转换为截面数据, 并采用卡尺最近邻(1:4)匹配方式分行业进行匹配。四是更换匹配变量。根据供应链创新与应用试点企业申报表中的详细信息, 将企业注册资本、企业性质、员工人数、营业收入、成本利润率、库存周转率、总资产周转率、现金周转期、市场占有率和供应链集中度作为匹配变量, 采用卡尺最近邻(1:4)匹配方式分行业进行逐年匹配。基于四种匹配方式的双重差分估计结果显示, 供应链数字化的系数均显著为正, 这表明基准回归结果依然稳健。

3. 控制其他政策的影响

一是供应链创新与应用试点城市会采取一系列政策措施, 优化供应链运营环境, 支持供应链创新发展, 这可能会干扰基准回归结果。因此, 本文引入试点城市虚拟变量(Treatcity)与时间虚拟变量(Time)的交互项(Treatcity×Time)进行回归。回归结果显示, 供应链数字化的系数显著为正, 而上述交互项的系数不显著。其主要原因在于, 鲜有直接针对企业供应链数字化转型的支持措施, 导致城市层面的试点政策对企业的激励作用不足^[20]。二是2021年中国正式启动供应链创新与应用示范创建工作, 这可能会干扰试点政策的评估效果。因此, 本文引入是否为示范创建企业的虚拟变量(Example)。三是为了加快建设网络强国和数字中国, 工业和信息化部自2014年已分三批遴选出120个“宽带中国”试点城市, 这可能会影响企业全要素生产率。因此, 本文引入“宽带中国”试点城市的虚拟变量(Broad)。四是为了推动大数据发展和应用, 2015年以来国家大数据综合试验区建设不断推进, 这可能会影响本文结论。因此, 本文引入国家大数据综合试验区的虚拟变量(Bigdata)。五是为了加快推进制造强国建设, 中国自2015年开始实施智能制造试点示范专项行动, 这可能会对本文的研究结论产生干扰。因此, 本文引入智能制造试点示范企业的虚拟变量(Intelmau)。在排除上述政策干扰后, 供应链数字化的系数仍显著为正。

① 稳健性检验结果未在正文中列出, 留存备案。

4.其他稳健性检验

一是在供应链创新与应用试点企业名单正式公布之前,2017年,《国务院办公厅关于积极推进供应链创新与应用的指导意见》出台。为了排除预期效应影响,本文删除政策发生前一年,即2017年的样本数据后重新进行回归。二是考虑到2018年试点政策的实施期为两年,本文删除2020年之后的样本。三是新冠疫情严重影响了企业的生产经营活动,本文剔除2020年及之后的观测值。四是考虑政策实施的滞后效应,将政策实施的时间虚拟变量在2018年之后设置为1,2018年及之前设置为0,重新构建交互项并进行回归。五是地区经济发展水平可能会影响企业全要素生产率,本文将企业所在城市的人均GDP、GDP增长率和第二产业占GDP的比重作为控制变量引入基准回归模型。上述回归结果显示,供应链数字化的系数均显著为正。

(五) 异质性分析

1.企业产权性质

不同产权性质的企业获取外部资源的能力存在显著差异。相较于非国有企业,国有企业具有天然的政治关联和资源禀赋优势,能够享受到更多的政策优惠;国有企业也是保障国家政策贯彻落实的主体,更有动机响应政策号召,积极主动地进行供应链数字化转型。因此,拥有资金、规模和政策优势的国有企业,更有可能通过供应链数字化增强创新能力。本文根据企业产权性质将样本分为国有企业和非国有企业。表4列(1)和列(2)的回归结果显示,供应链数字化对国有企业全要素生产率的影响显著为正,对非国有企业全要素生产率的影响不显著。

2.供应链集中度

供应链集中度反映了企业与供应商、客户合作关系的紧密程度以及上下游企业的议价能力,这会影响企业的生产经营决策,从而导致供应链数字化对不同供应链集中度企业全要素生产率的影响可能不同。本文从供应商集中度和客户集中度两个维度分析供应链数字化对企业全要素生产率的异质性影响。其中,供应商集中度采用前五大供应商采购额占总采购额的比重衡量,客户集中度采用前五大客户销售额占总销售额的比重衡量,数值越大,表明企业对供应商和客户的依赖程度越大。根据供应商集中度和客户集中度的中位数,对样本进行分组回归。表4列(3)一列(6)的回归结果显示,在低供应商集中度和低客户集中度的组别中,供应链数字化对其企业全要素生产率的影响显著为正,而对较高组别的影响不显著。主要原因在于,供应链集中度越高,客户和供应商的议价能力越强,企业可能将更多资金用于维持与采购金额较大的供应商和大客户的现有关系,从而挤占创新资源,导致企业无法利用供应链数字化提升全要素生产率。

表4 异质性分析:企业产权性质和供应链集中度

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	非国有企业	高供应商集中度	低供应商集中度	高客户集中度	低客户集中度
Did	0.184** (0.076)	0.139 (0.108)	0.204 (0.154)	0.143** (0.064)	0.075 (0.091)	0.151** (0.071)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/年份FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	15.063*** (0.519)	14.165*** (0.386)	13.749*** (0.464)	14.804*** (0.410)	13.904*** (0.474)	14.935*** (0.406)
观测值	5 215	11 311	8 350	8 176	8 647	7 879
R ²	0.452	0.520	0.487	0.502	0.468	0.532

3.产业链位置

不同产业链位置的企业承担不同的角色和职责,其供应链数字化转型的需求和效果各不相同。因此,供应链数字化对不同产业链位置的企业全要素生产率可能会产生异质性影响。本文参

考 Antràs 等^[43]的研究, 使用世界投入产出数据库 (WIOD) 中 2014 年的中国投入产出数据, 计算各行业上游度指数, 并将其与对应上市公司的行业代码进行匹配。根据行业上游度指数的三分位数, 将样本分为产业链下游、产业链中游和产业链上游。表 5 列 (1) — 列 (3) 的回归结果显示, 供应链数字化显著提高了产业链上游企业全要素生产率, 而对产业链下游和产业链中游企业全要素生产率的影响不显著。由于需求信息在沿着供应链下游企业向上游企业传递的过程中会被逐级放大, 这种由信息扭曲产生的“长鞭效应”导致上游企业常面临更大的需求波动和库存管理挑战。因此, 上游企业更有动机通过供应链数字化提高供应链的可视性和灵活性, 以缓解信息滞后和不对称导致的“长鞭效应”, 从而提高企业全要素生产率。

4. 地区营商环境

企业的发展依赖其所处的外部营商环境, 良好的营商环境有助于企业建立更加稳定的供应链关系和合作伙伴网络, 为企业提供更多的资源、技术支持和市场渠道, 从而提高企业全要素生产率。因此, 供应链数字化对企业全要素生产率的影响可能会受到地区营商环境的影响。本文采用各省份市场化指数衡量企业所在地区营商环境, 并以中位数为标准将样本划分为营商环境优势区和营商环境劣势区。表 5 列 (4) 和列 (5) 的回归结果显示, 供应链数字化显著提高了营商环境优势区的企业全要素生产率, 而对营商环境劣势区企业全要素生产率的影响不显著。一是位于营商环境优势区的企业创新动力和抗风险能力相对较强, 更能积极主动地把握供应链数字化转型的机会, 充分发挥供应链数字化对企业全要素生产率的赋能效应。二是营商环境好的地区, 信息传递效率越高, 越有利于发挥数字化供应链的信息收集、分析和共享优势, 进而提高企业全要素生产率。因此, 政府需要为企业营造良好的营商环境, 以充分发挥供应链数字化对企业全要素生产率的促进作用。

表 5 异质性分析: 产业链位置和地区营商环境

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	产业链下游	产业链中游	产业链上游	营商环境优势区	营商环境劣势区
Did	0.104 (0.072)	0.027 (0.108)	0.244** (0.111)	0.258** (0.111)	0.039 (0.050)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业/年份 FE	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	14.739*** (0.343)	14.463*** (0.676)	13.165*** (0.601)	13.816*** (0.415)	15.050*** (0.443)
观测值	7 459	3 634	5 429	8 214	8 312
R ²	0.515	0.432	0.528	0.516	0.457

五、机制检验

在理论分析中, 本文提出供应链数字化可以通过增强企业创新能力、提升供应链效率和降低企业交易成本提高企业全要素生产率。为了验证上述机制是否成立, 本文参考江艇^[44]的研究, 构建如下机制模型:

$$\text{Mechanism}_{it} = \eta_0 + \eta_1 \text{Did}_{it} + \sum_{j=2}^8 \eta_j \text{Controls}_{ijt} + \text{Firm}_i + \text{Year}_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, Mechanism 表示中介变量, 包括企业创新能力、供应链效率和企业交易成本, 其他变量含义同模型 (1)。本文先利用模型 (3) 实证检验供应链数字化是否对上述中介变量产生显著影响, 如果 η_1 显著, 再结合相关文献分析上述机制对企业全要素生产率的影响。

(一) 企业创新能力

供应链数字化能够通过扩大企业获取创新资源的范围提高企业创新产出; 优化供应链伙伴之间知识和技术交流的环境, 促进企业协同创新; 利用区块链技术提升创新治理水平, 激励企业进

行高质量创新。为了验证上述分析,本文利用模型(3)分别检验供应链数字化对企业创新产出(Patents)、企业协同创新(Patentco)和企业高质量创新(Innovation)的影响。表6列(1)—列(3)的回归结果显示,供应链数字化对企业创新产出、企业协同创新和企业高质量创新均有显著正向影响,这表明供应链数字化增强了企业创新能力。企业创新能力增强有利于改善资源利用效率和技术使用效率,是促进企业全要素生产率提高的关键渠道^[18, 21]。因此,供应链数字化通过增强企业创新能力提高企业全要素生产率。假设2a得以验证。

(二) 供应链效率

供应链数字化有助于优化供应链内部的资源配置,促进上下游企业高效协同,从而提升供应链效率。因此,本文从供应链内部管理效率和供应链外部协同效率两个方面检验供应链数字化对供应链效率的影响。表6列(4)—列(6)的回归结果显示,供应链数字化降低了企业的存货周转期(Inventory)和营业周期(Cycle),提升了供应链外部协同效率(Cooperate),从而提升了供应链效率。因此,供应链数字化通过提升供应链效率提高企业全要素生产率。假设2b得以验证。

(三) 企业交易成本

供应链数字化加快了信息向上下游企业扩散和传播的速度,缩小了企业之间的信息不对称程度,有助于降低企业的搜寻成本、契约成本和监督成本等交易成本,进而提高企业全要素生产率。表6列(7)和列(8)的回归结果显示,供应链数字化缓解了信息不对称,降低了企业的交易成本。企业在经营活动中产生的交易成本与资源配置效率和劳动生产率密切相关,交易成本下降能够提升企业运营效率,实现成本节约和资源优化,进而提高企业全要素生产率^[31-32]。因此,供应链数字化通过降低企业交易成本提高企业全要素生产率。假设2c得以验证。

表6 机制检验回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	企业创新能力			供应链效率			企业交易成本	
	Patents	Patentco	Innovation	Inventory	Cycle	Cooperate	Analysts	Cost
Did	0.298** (0.142)	0.237*** (0.067)	0.235* (0.120)	-0.126** (0.056)	-0.120** (0.053)	0.013* (0.120)	0.141** (0.065)	-0.002* (0.001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业/年份FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	1.707** (0.709)	-1.125*** (0.360)	1.123* (0.627)	5.037*** (0.419)	5.850*** (0.302)	0.293*** (0.038)	1.350*** (0.350)	0.116*** (0.008)
观测值	16 526	16 526	16 526	16 526	16 526	16 526	16 504	16 487
R ²	0.035	0.043	0.035	0.031	0.078	0.051	0.166	0.145

六、结论与启示

供应链数字化已成为现代企业竞争的重要战略之一,是驱动企业高质量发展的关键。本文将供应链创新与应用试点工作视为企业供应链数字化建设的准自然实验,基于2012—2022年中国沪深A股上市公司数据,采用PSM-DID实证检验了供应链数字化对企业全要素生产率的影响及作用机制。研究结果显示:供应链数字化能提高企业全要素生产率,使试点企业的全要素生产率平均提高了0.8%。经过平行趋势检验、安慰剂检验和一系列稳健性检验后,该结论依然成立。异质性分析结果显示,供应链数字化对国有企业、低供应链集中度企业、产业链上游企业和营商环境优势区企业全要素生产率的促进作用更显著。机制分析结果显示,供应链数字化通过增强企业创新能力、提升供应链效率和降低企业交易成本三个作用机制提高企业全要素生产率。本文的研究结论对企业管理和政府决策具有以下启示:

对企业管理而言: 第一, 企业应紧抓供应链数字化转型机遇, 积极推进数字供应链平台建设, 加快数字技术与供应链深度融合, 充分发挥供应链数字化的生产率提升效应。第二, 企业应积极与上下游企业开展协同创新活动, 拓宽创新资源获取渠道, 加强供应链技术和模式创新, 进而推动企业高质量发展。第三, 企业应重视并积极推进新一代信息技术在各环节的应用, 优化从研发设计、生产制造、库存管理到物流配送的全链条供应链体系, 促进供应链上各要素高效连通和流畅运转, 提高供应链效率, 减少生产效率损失。第四, 企业应利用数字供应链平台对业务流程进行实时感知、监控和调整, 减少不必要的中间环节和成本消耗, 提高交易处理速度和执行效率, 从而进一步降低交易成本和提高生产效率。

对政府决策而言: 第一, 政府应积极引导企业参与供应链数字化建设, 继续推动供应链创新与应用试点工作, 不断总结、复制和推广成功的试点经验, 完善现代数字供应链发展的政策支撑体系, 提升供应链管理和协同水平。第二, 政府应优化供应链创新与应用政策设计, 根据不同类型的微观主体精准施策。在继续发挥供应链数字化对国有企业全要素生产率提升作用的基础上, 鼓励、支持、引导民营企业进行供应链数字化转型, 加大对民营企业的政策倾斜和资金支持力度; 对供应链集中度较高的企业, 地方政府应充分发挥“有为政府”的作用, 加快破除各类市场壁垒, 降低市场准入门槛, 加强市场监管, 维护市场秩序, 提高供应链创新政策的有效性; 对处于产业链中下游和营商环境劣势区的企业, 地方政府应制定特定的支持政策, 通过简化审批程序、降低税收负担和提供资金支持等方式为企业营造良好的外部环境, 降低供应链数字化转型的风险和成本, 从而激发供应链数字化提升企业全要素生产率的潜力。

参考文献:

- [1] 于茂荐. 供应链创新、研发组织结构与企业创新绩效[J]. 科学学研究, 2021, 39(2): 375-384.
- [2] 程文. 人工智能、索洛悖论与高质量发展: 通用目的技术扩散的视角[J]. 经济研究, 2021, 56(10): 22-38.
- [3] BRYNJOLFSSON E, ROCK D, SYVERSON C. Artificial intelligence and the modern productivity paradox: a clash of expectations and statistics[R]. NBER Working Paper No.24001, 2017.
- [4] IVANOV D, DOLGUI A, SOKOLOV B. The impact of digital technology and industry 4.0 on the ripple effect and supply chain risk analytics[J]. International journal of production research, 2019, 57(3): 829-846.
- [5] CONG L W, XIE D, ZHANG L. Knowledge accumulation, privacy, and growth in a data economy[J]. Management science, 2021, 67(10): 6480-6492.
- [6] BALAKRISHNAN A S, RAMANATHAN U. The role of digital technologies in supply chain resilience for emerging markets' automotive sector[J]. Supply chain management: an international journal, 2021, 26(6): 654-671.
- [7] 张树山, 胡化广, 孙磊, 等. 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.
- [8] 刘海建, 胡化广, 张树山, 等. 供应链数字化的绿色创新效应[J]. 财经研究, 2023, 49(3): 4-18.
- [9] 刘海建, 胡化广, 张树山, 等. 供应链数字化与企业绩效——机制与经验证据[J]. 经济管理, 2023, 45(5): 78-98.
- [10] 祝丹枫, 李摇琴, 鄢哲明. 供应链创新与企业多元化经营——基于“信息机制”和“契约机制”的分析[J]. 财经论丛, 2023(3): 57-69.
- [11] 刘柏惠, 寇恩惠, 杨龙见. 增值税多档税率、资源误置与全要素生产率损失[J]. 经济研究, 2019, 54(5): 113-128.
- [12] AGHION P, CAI J, DEWATRIPONT M, et al. Industrial policy and competition[J]. American economic journal: macroeconomics, 2015, 7(4): 1-32.
- [13] 简泽, 段永瑞. 企业异质性、竞争与全要素生产率的收敛[J]. 管理世界, 2012(8): 15-29.
- [14] 宋敏, 周鹏, 司海涛. 金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J]. 中国工业经济, 2021(4): 138-155.
- [15] 李静, 彭飞, 毛德凤. 研发投入对企业全要素生产率的溢出效应——基于中国工业企业微观数据的实证分析

- [J]. 经济评论, 2013(3): 77-86.
- [16] 任曙明, 吕饴. 融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究[J]. 管理世界, 2014(11): 10-23.
- [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] 罗佳, 张蛟蛟, 李科. 数字技术创新如何驱动制造业企业全要素生产率? ——来自上市公司专利数据的证据[J]. 财经研究, 2023, 49(2): 95-109+124.
- [19] AGHION P, BENJAMIN F J, CHARLES I J. Artificial intelligence and economic growth [R]. NBER Working Paper No.23928, 2017.
- [20] 祝丹枫, 李宇坤, 李摇琴. 供应链创新驱动经济高质量发展的理论内涵与现实路径[J]. 经济学家, 2022(10): 74-83.
- [21] 张任之. 数字技术与供应链效率: 理论机制与经验证据[J]. 经济与管理研究, 2022, 43(5): 60-76.
- [22] GRIFFITH R, REDDING S, REENEN J V. Mapping the two faces of R&D: productivity growth in a panel of OECD industries [J]. Review of economics and statistics, 2004, 86(4): 883-895.
- [23] ALEXY O, GEORGE G, SALTER A J. Cui bono? The selective revealing of knowledge and its implications for innovative activity [J]. Academy of management review, 2013, 38(2): 270-291.
- [24] 刘洋, 董久钰, 魏江. 数字创新管理: 理论框架与未来研究[J]. 管理世界, 2020(7): 198-217+219.
- [25] 胡山, 余泳泽. 数字经济与企业创新: 突破性创新还是渐进性创新? [J]. 财经问题研究, 2022(1): 42-51.
- [26] 陈剑, 黄朔, 刘运辉. 从赋能到使能——数字化环境下的企业运营管理[J]. 管理世界, 2020(2): 117-128.
- [27] 陶锋, 王欣然, 徐扬, 等. 数字化转型、产业链供应链韧性与企业生产率[J]. 中国工业经济, 2023(5): 118-136.
- [28] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015, 50(2): 61-74.
- [29] WILLIAMSON O E. The economics of organization: the transaction cost approach [J]. American journal of sociology, 1981, 87(3): 548-577.
- [30] 施炳展, 李建桐. 互联网是否促进了分工: 来自中国制造业企业的证据[J]. 管理世界, 2020(4): 130-149.
- [31] BENFRATELLO L, SCHIANTARELLI F, SEMBENELLI A. Banks and innovation: microeconomic evidence on Italian firms [J]. Journal of financial economics, 2008, 90(2): 197-217.
- [32] 石大千, 李格, 刘建江. 信息化冲击、交易成本与企业TFP——基于国家智慧城市建设的自然实验[J]. 财经经济, 2020, 41(3): 117-130.
- [33] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007 [J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541-558.
- [34] OLLEY G S, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry [J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [35] LEVINSOHN J A, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables [J]. Review of economic studies, 2003, 70(2): 317-341.
- [36] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016, 51(4): 60-73.
- [37] 王分棉, 贺佳, 陈丽莉. 连锁董事绿色经历会促进企业绿色创新“增量提质”吗[J]. 中国工业经济, 2023(10): 155-173.
- [38] 黄勃, 李海彤, 江萍, 等. 战略联盟、要素流动与企业全要素生产率提升[J]. 管理世界, 2022(10): 195-212.
- [39] 谢申祥, 范鹏飞, 宛圆渊. 传统PSM-DID模型的改进与应用[J]. 统计研究, 2021, 38(2): 146-160.
- [40] 王一鸣. 百年大变局、高质量发展与构建新发展格局[J]. 管理世界, 2020(12): 1-13.
- [41] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States [J]. The journal of finance, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [42] 吕越, 陆毅, 吴嵩博, 等. “一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于2005—2016年中国企业绿地投资的双重差分检验[J]. 经济研究, 2019, 54(9): 187-202.
- [43] ANTRÀS P, CHOR D, FALLY T, et al. Measuring the upstreamness of production and trade flows [J]. The American economic review, 2012, 102(3): 412-416.
- [44] 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.

Does Supply Chain Digitization Improve the Total Factor Productivity of Enterprises?

LI Chang-ying, WANG Man

(School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, China)

Summary: Improving total factor productivity (TFP) is an inevitable requirement for realizing the high-quality economic development of China. Under the wave of digitization, the rapid development of new-generation information technology promotes the traditional supply chain transform into digital supply chain deeply embedded in digital technology. It leads supply chain digitization to become one of the important strategies for modern enterprise competition. However, there is no clear answer as to whether supply chain digitization can improve enterprise TFP.

This paper treats the supply chain innovation and application pilot work as a quasi-natural experiment of enterprise supply chain digitization. Based on the data of China's A-share listed companies from 2012 to 2022, this paper empirically examines the impact of supply chain digitization on enterprise TFP and its mechanism using the propensity score matching and difference-in-differences (PSM-DID) method. The results show that supply chain digitization can improve enterprise TFP. The conclusion still holds after a series of robustness tests such as parallel trend test, placebo test, replacing matching method and exclusion of other policy interferences. The heterogeneity analysis reveals that supply chain digitization enhances enterprise TFP more significantly for state-owned enterprises (SOEs), enterprises with low supply chain concentration, upstream of the industrial chain, and in business environment advantage zones. The mechanism analysis shows that supply chain digitization improves enterprise TFP by enhancing enterprise innovation ability, improving supply chain efficiency and reducing enterprise transaction costs.

The marginal contributions of this paper are in the following three aspects. First, this paper expands research on the economic effects of supply chain digitization. Previous studies mainly focus on the effects of supply chain digitization on corporate risk-taking, green innovation, and business performance. There is little literature analyzing its impact on enterprise TFP. This paper analyzes the impact of digitization on enterprise TFP from the perspective of the supply chain, which not only expands the research boundaries of the economic effects of supply chain digitization but also enriches research on the factors affecting enterprise TFP. Second, this paper reveals the impact mechanism of supply chain digitization on enterprise TFP by enhancing enterprise innovation ability, improving supply chain efficiency and reducing enterprise transaction cost. It deepens the understanding of how supply chain digitization empowers enterprises to achieve high-quality development. Third, this paper analyzes the heterogeneous impact of supply chain digitization on enterprise TFP in four dimensions of enterprise ownership, supply chain concentration, industrial chain location and regional business environment. The findings can contribute to local governments' precise policies. This paper not only helps to clarify the impact mechanism of supply chain digitization on enterprise TFP but also provides empirical evidence for enterprises to achieve high-quality development through digital transformation of supply chain.

Key words: supply chain digitalization; TFP; innovation capability; supply chain efficiency; transaction cost

(责任编辑: 孙 艳)

[DOI]10.19654/j.cnki.cjwtyj.2024.05.006

[引用格式]李长英,王曼. 供应链数字化能否提高企业全要素生产率?[J]. 财经问题研究,2024(5):75-88.