

电子商务示范城市对企业供应链效率的影响

张楚婷

南京邮电大学管理学院, 江苏 南京

收稿日期: 2025年8月3日; 录用日期: 2025年8月15日; 发布日期: 2025年9月4日

摘要

当前, 百年未有之大变局加速演进, 数字化浪潮与全球化重构交织叠加, 市场环境不确定性显著攀升。在此背景下, 供应链效率作为企业抵御波动风险的核心能力、产业突破转型瓶颈的关键支点, 其优化提升对经济高质量发展具有重要赋能价值。本文以2010~2023年中国A股上市公司为研究样本, 系统考察电子商务示范城市建设与企业供应链效率间的因果关联。研究发现, 电子商务示范城市建设能够显著提高企业供应链效率, 在经过一系列稳健性检验后依旧成立。机制分析表明, 企业数字化转型的深化与融资约束的缓解构成了上述影响的两大核心传导路径。异质性分析进一步揭示, 该促进效应在非国有产权企业以及位于东部与中部地区的企业中表现得更为显著。本文研究贡献在于为政策制定者优化电子商务示范城市建设政策, 企业发挥政策效能以提高供应链效率, 提供了明确的作用机理阐释、传导路径揭示及差异化干预靶点。

关键词

电子商务示范城市建设, 供应链效率, 数字化转型, 融资约束

The Impact of E-Commerce Demonstration Cities on Enterprise Supply Chain Efficiency

Chuting Zhang

School of Management, Nanjing University of Posts and Telecommunications, Nanjing Jiangsu

Received: Aug. 3rd, 2025; accepted: Aug. 15th, 2025; published: Sep. 4th, 2025

Abstract

Currently, the unprecedented major changes are accelerating, with the interweaving and overlapping of the digital wave and globalization reconstruction, and the uncertainty of the market environment is significantly increasing. In this context, supply chain efficiency serves as the core capability for enterprises to resist volatility risks and the key pivot for industries to break through

文章引用: 张楚婷. 电子商务示范城市对企业供应链效率的影响[J]. 电子商务评论, 2025, 14(9): 546-559.

DOI: 10.12677/ecl.2025.1492946

transformation bottlenecks. Its optimization and improvement have important empowering value for high-quality economic development. This article takes Chinese A-share listed companies from 2010 to 2023 as research samples to systematically examine the causal relationship between the construction of e-commerce demonstration cities and the efficiency of enterprise supply chains. Research has found that the construction of e-commerce demonstration cities can significantly improve the efficiency of enterprise supply chains, and it still holds true after a series of robustness tests. Mechanism analysis shows that the deepening of enterprise digital transformation and the alleviation of financing constraints constitute the two core transmission paths of the above-mentioned impacts. Heterogeneity analysis further reveals that this promotion effect is more significant in non-state-owned enterprises and enterprises located in the eastern and central regions. The contribution of this study is to optimize the construction policies of e-commerce demonstration cities for policy makers, and to enable enterprises to leverage policy effectiveness to improve supply chain efficiency. It provides a clear explanation of the mechanism of action, reveals the transmission path, and identifies differentiated intervention targets.

Keywords

Construction of E-Commerce Demonstration Cities, Supply Chain Efficiency, Digital Transformation, Financing Constraints

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言与文献综述

在经济社会高质量发展进程中，电子商务作为数字经济与实体经济深度融合衍生的新型业态，构成二者协同发展的核心纽带。《“十四五”电子商务发展规划》中明确指出电子商务是推动国民经济和社会发展的力量，是构建新发展格局的关键动力。自 2009 年启动电子商务示范城市建设以来，我国已分批次培育 70 个示范城市。在经济社会高质量发展背景下，此类建设既作为经济增长的“效率工具”，更成为促进社会公平的“赋能载体”。

许多学者探讨过电子商务示范城市的作用机制，电子商务示范城市建设能够有效驱动微观企业数字化转型[1]，推动企业绿色技术创新[2]。宏观上，赋能全国统一大市场建设[3]和区域市场一体化建设[4]，重构空间经济关联网络；提升城市创业活跃度[5] [6]，为城市经济发展赋能；还促进城市碳减排[7] [8]，优化城市生态治理体系。

企业供应链效率是指企业在供应链全流程中通过资源优化配置、流程协同与信息高效流转，以最低资源消耗实现产品或服务精准高效交付的运营能力。既有研究围绕供应链相关议题形成了从微观企业内部治理到宏观外部环境的逻辑分析脉络：在微观企业层面，聚焦内部治理实践对供应链的影响，主要包括 ESG 表现[9] [10]与数字化转型[11]等企业自身运营维度；技术支撑层面作为重要的外部赋能因素，探讨数字技术发展对供应链的驱动作用[12]；从空间协同视角，区域一体化进程对供应链的影响构成了区域层面的分析维度[13]；而宏观政策层面则聚焦顶层设计对供应链的引导效应，包括跨境电子商务综合试验区建设[14]与“一带一路”倡议[15]等政策工具的作用。然而，鲜有文献关注电子商务示范城市对企业供应链效率的作用机制。

基于此，本文以 2010~2023 年我国 A 股上市公司为研究对象，基于微观企业层面的分析框架，实证研究电子商务示范城市建设对企业供应链效率的影响。本文的边际贡献如下：第一，从供应链效率的视角解析电子商务示范城市的作用机理，拓展了电子商务示范城市建设的研究维度，为其政策效能提升提

供实证依据；第二，以数字化转型与融资约束为切入点，实证检验电子商务示范城市建设影响企业供应链效率的传导路径，丰富了企业供应链效率的影响因素研究；第三，从多维异质性视角识别电子商务示范城市建设对企业供应链效率的作用边界，为制定差异化政策提供更具针对性的理论支撑。

2. 理论分析与研究假设

电子商务示范城市建设作为推动供应链效率提升的系统性政策工具，通过三重路径实现对企业供应链效率的直接赋能：其一，依托政府主导的智慧物流枢纽建设与配送网络优化，通过统筹物流基础设施的空间布局与功能升级，有效降低物流环节的时空损耗与边际成本，从物理层面对物流运转效率形成显著提升[16]；其二，政策驱动下的供应链数字化平台建设[1]，通过构建标准化数据交互接口与信息共享机制，强化产业集群内供应链主体的信息协同[17]，缓解供需两端的信息不对称问题，从信息层面对供应链协同效率形成优化；其三，政策推动跨区域的协同创新，有助于打破行政壁垒，减少供应链要素跨区域流动的制度性摩擦，实现资源优化配置，增强供应链的区域适配性和韧性。上述三重路径的协同作用，共同构成了政策提升企业供应链效率的直接作用机制。基于此，本文提出以下研究假设：

H1：电子商务示范城市建设能提高企业供应链效率。

电子商务示范城市建设通过双重机制缓解企业融资约束：一是驱动企业加强自身建设，提高企业信息透明度[18]，进而使得金融机构能够通过精准评估企业经营状况与还款能力，减少因信息不透明导致的信贷配给；其二，电子商务示范城市政策通过财政补贴、风险补偿等工具鼓励金融机构向中小企业倾斜，直接降低企业的融资成本和申请难度。当企业融资压力较小时，可以灵活调配资金用于各个供应链缓解，如及时采购原材料避免生产中断，且能够动态调整备货规模，减少超额库存积压或突发性断供风险，缩短库存周转周期。进一步分析，资金可得性强有助于企业与供应链伙伴建立稳定合作关系，并在面对波动时快速调整，增强供应链韧性。通过以上两种路径，从供应链的日常运转效率到抗风险能力层面形成协同提升，最终提高供应链效率。

国家电子商务示范城市建设可以通过维护市场竞争秩序以构建公平发展生态、完善数字基础设施以夯实技术支撑、汇聚数字化人才以强化要素供给，从而激励企业进行数字化转型[11]。进一步而言，企业数字化转型不仅能显著降低供应链整体风险及内外部风险敞口[19]，还可以通过优化供应链匹配和融通价值链创新，增强供应链韧性[20]。基于此，本文提出以下研究假设：

H2：电子商务示范城市建设通过缓解融资约束和加强数字化转型，进而提高企业供应链效率。

3. 研究设计

3.1. 样本选择与数据来源

本文选取 2010~2023 年我国 A 股上市企业作为实证分析部分的样本研究对象。我国上市企业数据主要来源于 CSMAR 数据库、Wind 数据库以及各企业年报，并为了保证所选样本的有效，本文对样本数据进行筛查，处理如下：(1) 剔除样本区间内 ST、*ST 和已退市的企业；(2) 剔除资不抵债的企业；(3) 剔除在研究样本年限中进行 IPO 的企业；(4) 对缺失年份较少的数据进行了线性插值法的处理；(5) 对实证分析时使用到的连续变量均进行 1% 的缩尾处理以剔除异常值影响。经过上述处理后，本文最终得到 40552 个有效的样本观测数据。

3.2. 变量定义

3.2.1. 解释变量

电子商务示范城市(Treat × Post)。本文将位于国家电子商务示范城市的企业作为实验组，即设定政策

变量 $Treat$ 并取值为 1，非对照组城市的企业取值为 0。位于将示范城市设立当年及以后的年份设定年份变量 $Post$ 并取值为 1，其他年份则设定为 0。最后将 $Treat$ 与 $Post$ 变量进行相乘，以此指标来测度电子商务示范城市政策($Treat \times Post$)。

3.2.2. 被解释变量

企业供应链效率(Supply)。本文借鉴已有研究的做法[21] [22]，使用企业存货周转率来测度企业供应链效率(Supply)。选取该项指标的优势体现在其更准确地衡量了供应链上下游企业之间的互动频率及贸易往来密度，从而在一定程度上揭示出供应链在柔性调节与响应效率方面的实际表现。本文使用 365 除以存货周转率取自然对数来测度企业供应链效率，反向度量供应链效率。

3.2.3. 控制变量

为有效控制其他可能对研究结果产生干扰的因素，本文结合电子商务示范城市对企业供应链效率影响的研究目标，本文从多个维度选取了以下具有广泛代表性和显著影响力的企业财务指标，作为实证分析中的控制变量：总资产收益率(Roa)、营业收入增长率(Growth)、现金流比率(CashFlow)、资产负债率(Lev)、存续年限(FirmAge)、董事会规模(Board)、第一股东持股比例(Top1)。具体变量定义见表 1。

Table 1. Variable characteristics

表 1. 变量特征

变量类别	变量名称	变量符号	衡量方式
被解释变量	供应链效率	Supply	365 除以存货周转率后取自然对数
解释变量	电子商务示范城市	$Treat \times Post$	$Treat$ 变量与 $Post$ 变量的交乘项
控制变量	总资产收益率	Roa	净利润/总资产
	营业收入增长率	Growth	(本期营业收入 - 上期营业收入)/上期营业收入
	现金流比率	CashFlow	经营活动现金流净额/流动负债。
	资产负债率	Lev	总负债/总资产
	企业存续年限	FirmAge	成立年份 - 当期年份 + 1 取自然对数
	董事会规模	Board	董事会成员数量的自然对数
	第一股东持股比例	Top1	最大股东所持股份/总股份

3.3. 模型设计

为研究电子商务示范城市对企业供应链效率的影响效应，本文借鉴已有研究的做法[23]，选择设定如下具有企业固定和年份固定的双向固定效应双重差分模型来进行二者的实证研究分析：

$$Supply_{i,t} = \alpha_0 + \beta_0 Treat \times Post_{i,t} + \sum Controls + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

其中，被解释变量为企业供应链效率($Supply_{i,t}$)，解释变量为国家电子商务示范城市的代理变量($Treat \times Post_{i,t}$)， α_0 为回归模型常数， β_0 为待估计参数。 $\sum Controls$ 为本文选择的控制变量， $Firm_i$ 为模型的企业固定效应， $Year_t$ 为模型的年份固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为模型的随机误差项。

4. 实证结果与分析

4.1. 描述性统计

本文对实证分析涉及的主要变量进行了描述性统计，分析结果如表 2 所示。从统计结果来看，所有

变量的观测样本数量均为 40,552，表明研究样本数据未出现缺失情况。具体来说，本文所采用的被解释变量上市企业供应链效率(Supply)的均值为 4.5183，标准差为 1.2706，取值范围介于-0.1981 至 7.7668 之间，表明样本中不同企业在不同时期的供应链效率差异显著，有利于直观展现企业供应链效率随国家电子商务示范城市政策实施所呈现的动态趋势。此外，企业层面的控制变量中也呈现出差异较大的情况，如企业营业收入增长率(Growth)，其最大值和最小值分别为 6.0685 和-0.6698，标准差达到 0.8819；同时也存在差异相对较小的指标，如企业现金流比率(CashFlow)的取值范围为-0.1540 至 0.2392，标准差为 0.0680，数据分布较为集中和稳定。上述分析表明，本文选取的各项变量既体现了较好的差异性和区分能力，也具有一定的稳定性和合理性，能够较好地支撑后续实证分析工作的开展。

Table 2. Descriptive statistics
表 2. 描述性统计

变量名称	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Supply	40,552	4.5183	1.2706	-0.1981	4.5996	7.7668
Treat × Post	40,552	0.6829	0.4654	0	1	1
Roa	40,552	0.0379	0.0602	-0.2245	0.0386	0.1946
Growth	40,552	0.3371	0.8819	-0.6698	0.1191	6.0685
CashFlow	40,552	0.0477	0.0680	-0.1540	0.0470	0.2392
Lev	40,552	0.4103	0.2051	0.0509	0.4006	0.8875
FirmAge	40,552	2.9399	0.3338	1.9459	2.9957	3.6109
Board	40,552	2.1169	0.1966	1.6094	2.1972	2.6391
Top1	40,552	0.3418	0.1488	0.0854	0.3197	0.7445

4.2. 基准回归

本文采用双重差分模型进行实证分析，以验证前文假设是否成立。回归分析的结果如表 3 所示。列(1)为未引入控制变量时国家电子商务示范城市(Treat × Post)与企业供应链效率(Supply)的回归结果，系数为-0.0741，在 1%水平上显著为负。列(2)展示了引入控制变量后的估计结果，表明在考虑控制效应后，回归系数调整为-0.0725，同样通过了 1%的显著性检验。这意味着国家电子商务示范城市政策实施后企业供应链效率相比之前大约提高 7.25%。由此可推断，无论是否加入控制变量，电子商务示范城市政策与企业供应链效率之间始终存在显著的正向关联，电子商务示范城市政策建设显著提高了企业供应链效率，H1 得证。

Table 3. Benchmark regression analysis
表 3. 基准回归分析

变量名称	(1) Supply	(2) Supply
Treat × Post	-0.0741*** (-4.27)	-0.0725*** (-4.24)
Roa		-0.4892*** (-5.40)

续表

Growth		0.0365***
		(5.73)
CashFlow		-1.2738***
		(-17.75)
Lev		0.2637***
		(6.14)
FirmAge		0.0734
		(1.15)
Board		-0.0024
		(-0.07)
Top1		-0.0162
		(-0.20)
_cons	4.5689***	4.3214***
	(373.44)	(20.62)
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	40552	40552
R2	0.824	0.828
F	18.243	76.790

t statistics in parentheses: **p* < 0.1, ***p* < 0.05, ****p* < 0.01, 下同。

4.3. 稳健性检验

4.3.1. 平行趋势检验

国家电子商务示范城市的实施对企业供应链效率的影响可能存在着内生性问题，即位于国家电子商务示范城市所在名单上的上市企业在政策实施之前就可能与未处于试点政策名单的企业存在供应链效率的差异。为了检验样本上市企业在政策实施前是否具有共同趋势，本文进行了如下的平行趋势假设，为了避免样本过少，本文仅考虑样本企业开始实施低碳城市试点政策的起始年份前 4 年以及后 4 年。同时，本文以试点政策执行前一年(*pre_1*)作为基期。图 1 展示了政策变量估计系数随时间变化的趋势。从图中可以看出，在政策实施之前，处在名单上的上市企业与其他企业之间的企业供应链效率并未表现出显著差异；然而随着政策的实施，两种企业之间供应链效率的差异逐渐增大，表明平行趋势假设得到了满足。基于此结果，本文可以采用双重差分模型来进一步评估国家电子商务示范城市的实施对企业供应链效率的具体影响。

4.3.2. 内生性分析

模型可能受到反向因果关系的影响从而引发内生性问题，对回归结果产生潜在的偏差，因此本文选择使用工具变量法进行二阶段最小二乘回归的方式来处理可能的内生性问题。本文借鉴秦芳等(2023)的研究[24]，使用企业所在城市到“八纵八横”全国光缆干线传输网络节点连线的最短距离与互联网普及率的乘积再取自然对数来作为内生变量电商发展的工具变量($\ln(\text{Distance} \times \text{Intel})$)。从相关性角度分析，企业

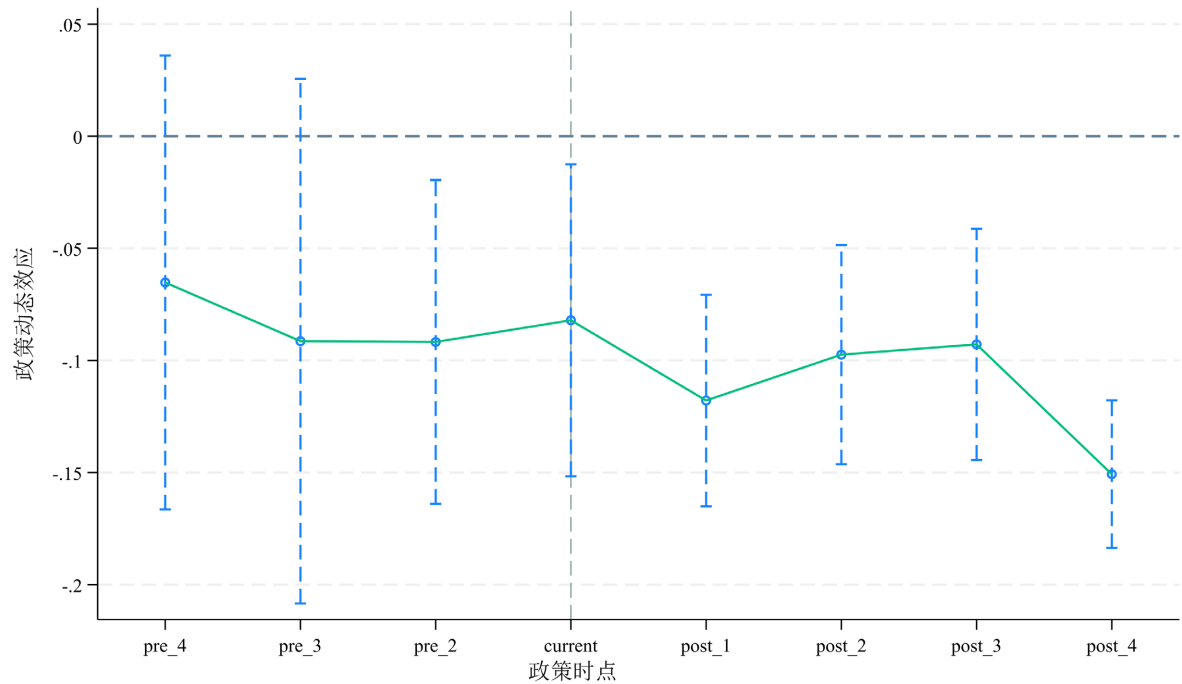


Figure 1. Parallel trend test
图 1. 平行趋势检验

所在城市到“八纵八横”光缆干线通信网络节点连线的最短距离越小，表明该地区的电信基础设施越为发达，网络连接的速度和质量更为优越，从而为电商活动提供了更有利的基础设施条件。同时，互联网普及率反映了网络使用的广泛程度，能够反映地区内电商发展潜力的变化，并能够将横截面数据转化为随时间变化的面板数据。从外生性角度来看，“八纵八横”光缆干线传输网络的建设起始于“九五”规划，主要是为了解决长途通信的紧张问题，其节点城市的选择和连接的干线条数大多是基于地理区位优势考虑，而非经济因素，因此与企业供应链效率之间并不相关。

进行工具变量法所得到的回归结果如表 4 所示。从列(1)可以看出，工具变量与解释变量($Treat \times Post$)为显著的相关关系，即满足工具变量的相关性选择要求。第二列为引入工具变量后被解释变量企业供应链效率(Supply)与解释变量第二阶段的回归结果，二者的回归系数为-0.3882，同样在 1%水平上显著为正。同时 LM 特征统计值与 Wald F 特征统计值均通过了检验值，因此拒绝了弱工具变量的原假设，本文选取构造的工具变量具有一定的可靠性和有效性。最终回归结果表明，通过工具变量法处理内生性问题后，原结论仍然保持一致性，即电子商务示范城市建设能够显著促进企业供应链效率提升。

4.3.3. 其他稳健性检验

第一，替换被解释变量度量方式。本文借鉴张艾莲等(2023)研究的基础上[25]，使用企业应收账款周转率、应付账款周转率以及存货周转率三个指标通过熵值法测度得到的综合指标来衡量企业供应链效率，这三个指标从不同角度反映了企业在供应链管理中的资金周转和资源利用效率。应收账款周转率反映了企业回收应收账款的速度，直接影响资金的流动性；应付账款周转率则体现了企业偿还供应商账款的能力，影响资金的安排和供应链的稳定；而存货周转率则揭示了企业在存货管理上的效率，决定了资金在存货上的占用情况。应收账款周转率、应付账款周转率以及存货周转率三大指标的权重分别为 0.412、0.152 以及 0.436，且该指标数值越大则表明企业供应链效率越高。表 5 列(1)报告了替换指标后的回归结果，显示核心解释变量系数仍在 1%统计水平上显著为正，与基准结论一致。

Table 4. Endogenous treatment
表 4. 内生性处理

	(1) First-Stage	(2) Second-Stage
变量名称	Treat × Post	Supply
IV-In(Distance × Intel)	-0.0687*** (-88.82)	
Treat×Post		-0.3882*** (-13.88)
Roa	-0.2028*** (-5.29)	0.7581*** (5.73)
Growth	0.0074*** (3.23)	0.2897*** (31.15)
CashFlow	0.0910*** (2.68)	-3.4591*** (-30.20)
Lev	-0.0902*** (-8.17)	-0.3117*** (-8.58)
FirmAge	0.2309*** (35.52)	0.0633*** (3.19)
Board	-0.2312*** (-22.54)	-0.3826*** (-11.77)
Top1	-0.0308** (-2.24)	-0.4922*** (-11.11)
_cons	0.6978*** (24.50)	5.7419*** (63.56)
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	40552	40552
R ²		0.932
Kleibergen-Paap rk LM statistic		6944.496
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic		7888.723

第二，调整样本时间窗口。突发公共卫生事件的发生改变了经济运行环境，可能通过多重路径影响数字金融与企业供应链效率的关系。因此，本文选择借鉴胡海峰等(2024)的研究[26]，剔除 2020~2022 年的样本年份，重新进行回归，所得到结果如下表 5 列(2)所示，可以看出剔除突发公共卫生事件的年份后回归结果仍然显著为负。

第三，优化样本选择范围。鉴于四大直辖市在市场环境、政策支持与金融资源配置上的特殊性可能构成样本异质性来源，本文参考陈俊华等(2024)的做法[27]，剔除位于直辖市的样本企业后重新回归，结

果见表 5 列(3), 可以看出系数仍在 1%水平上显著为负。综上, 本文进行一系列稳健性检验后发现前文基准回归结论仍然成立。

Table 5. Robustness test
表 5. 稳健性检验

变量名称	(1) Supply_Re	(2) Supply	(3) Supply
Treat × Post	0.0059*** (3.87)	-0.0580*** (-3.50)	-0.0517*** (-2.99)
Roa	0.0500*** (5.84)	-0.4085*** (-3.37)	-0.2630*** (-2.66)
Growth	-0.0011** (-2.52)	0.0339*** (4.38)	0.0341*** (4.50)
CashFlow	0.0205*** (3.09)	-1.3043*** (-15.52)	-1.2194*** (-16.50)
Lev	-0.0086** (-2.40)	0.3231*** (6.16)	0.3223*** (6.97)
FirmAge	-0.0104* (-1.85)	0.0826 (1.02)	0.0777 (1.09)
Board	-0.0069** (-2.15)	-0.0091 (-0.21)	0.0166 (0.46)
Top1	0.0114 (1.46)	0.0181 (0.19)	0.0296 (0.37)
_cons	0.0787*** (4.21)	4.2734*** (16.45)	4.2115*** (18.23)
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	40552	26909	31586
R ²	0.744	0.835	0.829
F	15.226	49.441	58.337

5. 进一步检验

5.1. 机制分析

本文在前文所设立回归模型的基础上, 参考江艇(2022)的研究[28], 设定如下模型进行中介效应机制检验:

$$DIG_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 Treat \times Post_{i,t} + \sum Controls + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$SA_{i,t} = \alpha_2 + \beta_2 DIG_{i,t} + \sum Controls + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

本文借鉴吴非等(2021)和李雪勤等(2024)的做法[29] [30], 通过分析上市企业年度报告中关于数字化

转型的关键词词频加 1 取自然对数(DCG)以及将样本企业被授权的属于数字化领域范畴的发明专利数量加 1 取自然对数来衡量企业数字化转型程度(DIG)，两个指标的值越大，则代表该企业当前年份的数字化转型程度越高。

本文借鉴马传慧等(2025)的做法[31]，选用 SA 指数的绝对值作为衡量企业融资约束程度的指标，SA 指数绝对值取值越高，表明企业面临的融资约束问题越严重。SA 指数的计算公式：

$$SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age \quad (4)$$

其中 Size 为企业总资产取自然对数，Age 为企业的上市年限。

对企业融资约束与企业数字化转型两大机制变量进行检验的回归结果如表 6 所示。第二列为解释变量国家电子商务示范城市(Treat × Post)与中介变量企业融资约束(SA)的回归结果，可以看出二者的回归系数为-0.0068，且系数在 1%的水平上显著为负；第三列和第四列为解释变量与中介变量企业数字化转型

Table 6. Mechanism Inspection

表 6. 机制检验

变量名称	(1) Supply	(2) SA	(3) DCG	(4) DIG
Treat × Post	-0.0725*** (-4.24)	-0.0068*** (-3.69)	0.0588*** (2.98)	0.0618*** (3.66)
Roa	-0.4892*** (-5.40)	0.0043 (0.61)	0.0688 (0.76)	0.2118** (2.50)
Growth	0.0365*** (5.73)	0.0015** (2.54)	0.0003 (0.06)	-0.0065 (-1.26)
CashFlow	-1.2738*** (-17.75)	-0.0019 (-0.31)	-0.0866 (-1.25)	-0.0695 (-1.14)
Lev	0.2637*** (6.14)	0.0487*** (11.73)	0.2634*** (6.28)	0.4279*** (11.48)
FirmAge	0.0734 (1.15)	0.1448*** (16.22)	0.0741 (0.96)	0.4448*** (5.79)
Board	-0.0024 (-0.07)	0.0090*** (2.63)	0.3124*** (8.44)	0.1596*** (4.49)
Top1	-0.0162 (-0.20)	-0.0635*** (-8.24)	-0.4913*** (-6.87)	-0.0862 (-1.19)
_cons	4.3214*** (20.62)	3.4005*** (124.28)	0.6143** (2.46)	-1.2024*** (-4.90)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	40552	40552	40552	40552
R ²	0.828	0.962	0.803	0.689
F	76.790	89.896	23.900	29.705

程度(DCG、DIG)的回归结果。可以看出,二者的回归系数分别为0.0588和0.0618,均呈现1%水平的显著性。由此可以看出,国家电子商务示范城市政策的实施能够显著缓解城市所在企业的融资约束问题,并且促进企业数字化转型,即电子商务示范城市建设能够通过缓解企业融资约束以及提高企业数字化转型程度从而促进企业供应链效率的提升,H2得证。

5.2. 异质性分析

我国区域辽阔、地理环境差异显著,各个区域的经济发展水平因资源分布不均和历史文化不同存在明显差异,会使得不同区域的企业受其地域影响而产生不同的发展和状况。本文按照企业所在省份将全样本分为东部、中部以及西部地区三个子样本分别进行回归。从表7中得到的回归结果显示,电子商务示范城市政策对西部地区企业的供应链效率未呈现统计显著性影响;相较而言,其对东部与中部地区企业供应链效率的正向促进效应更为显著,且东部地区的政策效应强度高于中部地区。

Table 7. Heterogeneity analysis
表 7. 异质性分析

变量名称	(1)东部 Supply	(2)中部 Supply	(3)西部 Supply	(4)国有 Supply	(5)非国有 Supply
Treat × Post	−0.0648*** (−2.74)	−0.0897** (−2.57)	−0.0606 (−1.61)	−0.0260 (−1.13)	−0.0819*** (−3.40)
Roa	−0.4857*** (−4.57)	−0.8971*** (−4.52)	−0.0104 (−0.04)	−0.9658*** (−5.75)	−0.3429*** (−3.22)
Growth	0.0370*** (4.93)	0.0592*** (3.55)	−0.0065 (−0.44)	0.0255*** (3.33)	0.0464*** (4.86)
CashFlow	−1.2637*** (−14.58)	−1.0996*** (−7.39)	−1.3602*** (−7.41)	−1.0852*** (−9.63)	−1.3391*** (−14.83)
Lev	0.3327*** (6.22)	−0.0595 (−0.59)	0.3807*** (3.90)	0.3206*** (4.11)	0.2290*** (4.21)
FirmAge	0.0039 (0.05)	0.2201 (1.17)	0.1970 (1.05)	−0.1510 (−1.34)	0.2383*** (2.83)
Board	0.0234 (0.57)	−0.0773 (−1.14)	0.0694 (0.77)	−0.0301 (−0.55)	0.0085 (0.20)
Top1	0.0882 (0.88)	0.1502 (0.91)	−0.0901 (−0.42)	−0.2413* (−1.70)	0.2174** (2.05)
_cons	4.4209*** (18.46)	4.1010*** (6.86)	3.7115*** (6.19)	4.8534*** (13.04)	3.8857*** (14.33)
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
N	29409	6170	4973	13823	26729
R ²	0.833	0.829	0.839	0.864	0.811
F	54.309	16.630	12.416	31.904	49.522

进一步地,企业产权属性的制度性差异是中国市场经济的显著特征,构成研究企业供应链效率异质性的关键情境变量。本文依据企业产权特征分为国有企业和非国有企业,进行回归所得到的结果如表 7 所示。研究发现,电子商务示范城市政策的实施非国有企业供应链效率存在显著的正向效应。

6. 研究结论和启示

本文以 2010~2023 年中国 A 股上市公司为研究样本,实证检验了电子商务示范城市建设对供应链效率的影响及作用机制,并基于产权属性与区域分布双重视角进行异质性分析。研究发现:电子商务示范城市建设能够显著提高供应链效率,这一结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。机制分析表明电子商务示范城市建设通过两条路径提高供应链效率:其一,推动企业数字化转型进程,提升信息处理与资源配置效率;其二,缓解企业融资约束,优化营运资金管理。异质性结果表明,政策效应呈现显著的情境依赖性:从区域维度看,东部与中部地区的政策效果更为突出,这得益于该区域经济基础雄厚、数字基础设施完善、产业集聚效应显著,供应链主体间交易密度高,使得政策红利能够通过物流成本降低与信息协同优化快速转化。而西部地区政策效应的缺失源于三重结构性困境,一是物流基础设施薄弱,难以形成规模效应;其二,数字鸿沟显著无法有效利用供应链数字化平台的信息协同功能,加剧信息不对称;其三,产业模式较单一,以资源型产业为主,供应链主体间的交易密度低。因而,若东中西部地区未能构建有效的协同发展机制,电子商务示范城市政策红利的区域分配失衡可能进一步强化要素集聚的路径依赖——东部地区凭借已形成的物流网络、数字基建与产业生态优势持续吸纳优质资源,而西部地区因基础设施短板与数字化能力不足难以有效分享政策红利,这将导致区域间供应链效率差距呈现累积性扩大态势,进而加剧“强者愈强、弱者愈弱”的马太效应。

从产权维度看,非国有企业受政策赋能的影响更强,原因在于相较于国有企业依托制度性优势形成的稳定融资渠道,非国有企业普遍面临更强的外部融资约束,而电子商务示范城市建设通过改善融资环境对其形成更直接的纾解作用,进而更高效地推动供应链运转优化。而国有企业决策周期较长,可能导致政策窗口期相应滞后;且国有企业的隐形背书形成的融资软约束,对于示范城市建设缓解融资约束的政策敏感度较低。因而,国有企业受示范城市建设的影响较弱。

基于研究结论,本文提出如下政策建议:在政府治理层面,应构建区域协同的数字基础设施发展体系:其一,应进一步巩固东部和中部的数字基础设施优势,重点推进智慧物流枢纽网络化布局、供应链数字化平台标准化建设,提升产业集群内信息协同效率;其二,对于西部地区,应实施差异化倾斜策略,着力破解物流时空损耗的结构性瓶颈,依托东中西部供应链协同机制的制度化建设,增强西部地区对政策红利的吸纳转化能力。例如,可以通过东部对西部的定向支援,培育具备供应链数字化操作能力的专业人才,以缓解西部数字人才短缺困境,提升企业数字化工具应用率,破解数字鸿沟制约;同步推进区域智慧物流枢纽建设,重点优化农产品、能源等特色产业的物流网络布局,降低物流环节的时空损耗,弥补基础设施短板,助力西部有效吸纳电子商务示范城市政策红利。在企业实践层面,需聚焦政策工具与自身能力的协同适配:一方面,应充分利用示范城市数字基建的规模效应与平台资源的网络效应,通过产业链上下游信息对接机制的常态化运行,降低组织间交易成本;另一方面,需借助政策纾解融资约束的窗口期,建立动态资金调配与风险对冲机制。具体而言,传统制造企业可依托智慧物流枢纽的空间布局优化仓储网络,通过缩短库存周转周期实现资金占用效率提升,将政策引致的物流成本优势转化为供应链全要素生产率提升的内生动力。具体地,可以设置专项决策通道,简化审批流程,压缩决策期,避免因决策滞后错过政策窗口期,加快对政策的响应速度;还可以主动接入电子商务示范城市建设的供应链数字化公共平台,参与跨企业信息协同试点,提升对政策所提供的信息共享机制的利用效率,强化数字化转型传导路径的有效性。

基金项目

全国统计科学研究重点项目(多源数据场景下的超大特大城市城区人口统计方法研究), 项目号: 2024LZ007。

参考文献

- [1] 张树山, 谷城. 国家电子商务示范城市建设能有效驱动企业数字化转型吗[J]. 经济体制改革, 2025(2): 128-137.
- [2] 陈南岳, 罗帅. 城市电商化转型与绿色技术创新[J]. 武汉金融, 2024(11): 71-80.
- [3] 曾庆均, 高蕊, 李文. 流通数字化赋能全国统一大市场建设——来自国家电子商务示范城市政策的准自然实验[J]. 中国流通经济, 2025, 39(5): 15-29.
- [4] 徐艺文, 单志诚. 国家电子商务示范城市建设对区域市场一体化的影响——以长三角城市群为例[J]. 商业经济研究, 2025(7): 173-176.
- [5] 张继武, 吕丽娟. 城市电商化转型提高了创业活跃度吗?——基于国家电子商务示范城市建设的准自然实验[J]. 经济与管理研究, 2024, 45(6): 95-111.
- [6] 林伟芬, 胡耀, 何骏. 电子商务发展对城市创业活跃度的影响[J]. 中国人口科学, 2023, 37(5): 82-96.
- [7] 叶瑞克, 吴佩娟. 数字贸易的城市碳减排效应及创新驱动机制——基于国家电子商务示范城市的准自然实验[J]. 商业研究, 2025(2): 72-83.
- [8] 别奥, 杨上广, 束云霞. 城市电商化转型能否促进碳减排?——来自国家电子商务示范城市试点的经验证据[J]. 产业经济研究, 2023(4): 1-14.
- [9] 王玉燕, 荣煜. 企业 ESG 责任履行提升了供应链效率吗?——来自上市公司的经验证据[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版), 2025(2): 96-113.
- [10] 朱永生. ESG 表现对企业供应链质量的影响及机制分析[J]. 财会通讯, 2025(12): 68-71.
- [11] 张树山, 张佩雯, 谷城. 企业数字化转型与供应链效率[J]. 统计与决策, 2023, 39(18): 169-173.
- [12] 李晓梅, 安雅杏, 李焕焕. 数字技术、供应链整合与供应链效率——来自制造业 A 股上市公司的经验证据[J]. 中国流通经济, 2025, 39(6): 28-41.
- [13] 袁平红, 王珍珠. 区域一体化对供应链效率的影响研究——以长三角先进制造业为例[J]. 华东经济管理, 2022, 36(7): 10-20.
- [14] 张晔明. 跨境电子商务综合试验区对批发零售业供应链效率的影响——基于多期双重差分的实证[J]. 商业经济研究, 2025(10): 23-27.
- [15] 易靖韬, 林欣怡, 文熙安. “一带一路”倡议提升了企业供应链效率吗?基于 2010-2022 年上市公司数据的实证研究[J]. 中国软科学, 2024(12): 175-187.
- [16] 王沛. 电子商务发展对长江经济带物流业效率的影响——基于产业数字化和产业结构升级的中介效应[J]. 商业经济研究, 2025(3): 105-108.
- [17] 余福茂, 孙晓莉. 电子商务驱动产业集群供应链协同机制案例研究[J]. 科技管理研究, 2018, 38(2): 179-186.
- [18] 习成龙, 刘焕峰. 数字化转型与企业会计信息质量[J]. 会计之友, 2024(6): 82-89.
- [19] 梁贺, 赵睿, 杨淑珺. 数字化转型、多元化配置与企业供应链风险——兼议供应链数字化溢出与风险传染的双重效应[J]. 经济学动态, 2025(6): 88-107.
- [20] 宋林, 郭哲宇. 价值链视角下企业数字化转型与产业链供应链韧性研究[J/OL]. 科技进步与对策: 1-11. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/42.1224.G3.20250527.1358.002.html>, 2025-07-24.
- [21] 钞小静, 周文慧, 刘亚颖. 工业互联网与制造业企业全要素生产率[J]. 经济管理, 2024, 46(7): 5-19.
- [22] 张树山, 谷城, 张佩雯, 等. 智慧物流赋能供应链韧性提升: 理论与经验证据[J]. 中国软科学, 2023(11): 54-65.
- [23] 陈雨露, 蓝焕琪, 马勇. 金融创新、金融结构与企业创新[J]. 经济研究, 2025, 60(3): 38-53.
- [24] 秦芳, 谢凯, 王剑程. 电子商务发展的创业效应: 来自微观家庭数据的证据[J]. 财贸经济, 2023, 44(2): 154-168.
- [25] 张艾莲, 潘梦梦, 刘柏. 经济结构性潜能视角下城市群与企业供应链效率的实证研究[J]. 南开经济研究, 2023(5): 133-150.

-
- [26] 胡海峰, 白宗航, 王爱萍. 供应链持股与企业高质量发展——基于全要素融资约束视角[J]. 中国工业经济, 2024(9): 137-155.
- [27] 陈俊华, 刘娜, 吴莹. 地方政府偿债压力、企业异地投资与资本要素市场一体化[J]. 中国工业经济, 2024(7): 162-180.
- [28] 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.
- [29] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 130-144+10.
- [30] 李雪琴, 郑酌基, 韩先锋. 乘“数”而上: 政府数据治理赋能企业数字创新[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(12): 68-88.
- [31] 马传慧, 姚驰, 方军雄. 银行业宏观审慎政策存在融资涓滴效应吗?——基于央行宏观审慎评估增设行业信贷指标的准自然实验[J]. 管理世界, 2025(4): 22-37.