

电商发展促进区域数实融合的影响机制研究

何雨欣

南京邮电大学经济学院, 江苏 南京

收稿日期: 2026年2月27日; 录用日期: 2026年3月9日; 发布日期: 2026年3月31日

摘要

在数字经济时代, 电子商务作为连接市场端与生产端的关键纽带, 其发展水平直接关系到数字经济与实体经济的融合深度。本文基于2010~2023年中国地级市面板数据, 采用双向固定效应模型, 系统考察了电子商务发展对区域数实融合的影响效应、内在机制及其异质性特征。研究发现: 电子商务发展能够显著促进区域数实融合, 且该效应通过扩大消费需求和带动数字金融两条路径实现。异质性分析表明, 这一促进作用在非智慧城市、五大城市群以及制造业基础较强的城市中更为显著。本文揭示了电子商务发展驱动区域数实融合的内在机制, 为各地区因地制宜推进数实融合、发挥电商的普惠效应提供了政策启示。

关键词

电子商务, 数实融合, 市场需求

Research on the Impact Mechanism of E-Commerce Development on the Integration of Digital and Real Economy in Regions

Yuxin He

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

Received: February 27, 2026; accepted: March 9, 2026; published: March 31, 2026

Abstract

In the era of digital economy, e-commerce, as a crucial link connecting the market and production

ends, its development level directly affects the depth of integration between the digital economy and the real economy. Based on the panel data of prefecture-level cities in China from 2010 to 2023, this paper uses a two-way fixed effect model to systematically examine the impact, internal mechanism and heterogeneous characteristics of e-commerce development on regional digital-real integration. The research finds that the development of e-commerce can significantly promote regional digital-real integration, and this effect is achieved through two paths: expanding consumer demand and driving digital finance. Heterogeneity analysis shows that this promoting effect is more significant in non-smart cities, the five major urban agglomerations, and cities with a strong manufacturing base. This paper reveals the internal mechanism by which e-commerce development drives regional digital-real integration and provides policy implications for regions to promote digital-real integration in a targeted manner and leverage the inclusive effect of e-commerce.

Keywords

E-Commerce, Digital-Real Integration, Market Demand

Copyright © 2026 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

促进数字经济和实体经济深度融合(简称“数实融合”),是把握数字经济机遇、推动经济高质量发展的关键路径。从党的十九大提出“推动互联网、大数据、人工智能和实体经济深度融合”,到《2025年数字经济发展工作要点》将“推动实体经济和数字经济深度融合”列为重点任务,融合发展始终是数字经济政策主线。在实践层面,我国数实融合成效显著:2026年1月21日国新办新闻发布会披露,2025年数字产业收入突破38.3万亿元,实现利润3.1万亿元,较“十三五”末期分别累计增长约39.5%、48.4%,工业互联网融合应用实现41个工业大类全覆盖,数字技术的赋能效应持续显现。

然而,数实融合的深入推进仍面临诸多挑战。现有研究显示,我国数实融合水平呈产业层面第三、二、一产业依次递减的非均衡特征[1][2],微观层面存在企业数字化转型动力不足、技术与实体经济融合深度有限等困境[3],破解难题、推动地区数实融合已成为重要研究议题。

在此背景下,电子商务作为数字经济活跃的前沿领域,其能否推动地区数实融合?通过何种机制发挥作用?地区间影响存在怎样的异质性?回答这些问题,既有助于深化数字经济与实体经济关系的理论认知,也能为各地推进数实融合提供政策参考。

围绕上述问题,学术界展开了丰富的研究。现有文献对电子商务发展的探讨主要集中在测度方法和经济效应等方面。测度上,学者们从多维指标体系构建[4][5]到单一指标选取[6]进行了大量探索,为量化研究奠定了基础。经济效应上,研究发现电子商务对经济增长[5]、农民收入[7][8]、产业结构升级[9]等均具有显著促进作用。

针对数实融合,学界则侧重于以下几个方面:一是数实融合的内涵界定。数实融合是指数字经济与实体经济相互渗透、相互作用并形成良性循环的过程,体现为数字技术对实体经济的全流程、多维度渗透[3][10]。二是数实融合的测度方法。学者们采用专利共分类法[2][11]、耦合协调模型[1][10]以及综合评价指标体系[12]等方法进行了系统测算。三是数实融合的影响因素。智慧城市建设[13]和数据交易平台设立[14]等政策试点、数字基础设施建设[15]和数字技术创新[16]、产业结构升级[17]和产业集聚[18]等均被证实能够促进数实融合。

然而，直接探讨电子商务发展水平对数实融合影响的文献仍较为有限。虽有研究从电商平台视角分析其对制造业企业创新的影响[19]，或从跨境电商综试区视角考察其对数实融合差距的作用[20]，但将电子商务发展作为核心解释变量、系统检验其对区域数实融合影响及其作用机制的实证研究暂时空白。特别是扩大消费需求和带动数字金融这两条可能路径，尚未在同一分析框架下得到检验。

基于此，本文利用 2010~2023 年中国地级市面板数据，考察电子商务发展水平对区域数实融合的影响，并从需求牵引效应和金融供给赋能两个维度揭示其作用机制。本文的边际贡献在于：第一，在研究视角上，将电子商务发展引入数实融合的分析框架，从地级市层面评估其影响效应，拓展了数实融合影响因素的研究边界。第二，在研究内容上，从需求牵引效应和金融供给赋能双重维度揭示电商发展促进数实融合的内在逻辑，为理解二者关系提供了更完整的机制解释。

2. 理论分析与研究假说

电子商务凭借其连接生产与消费的枢纽地位，可通过多种渠道加速数实融合进程。首先，电商平台打破了传统商品流通的地域壁垒，减少了流通中间环节，使实体生产能够更精准地对接市场需求，降低跨地区交易的搜寻与谈判成本[21]；其次，电商产生的海量消费数据，可倒逼实体企业利用数字技术优化生产与管理，推动传统产业数字化转型[19]；最后，电商生态配套的支付、物流、信用体系为实体经济数字化转型提供了基础设施支撑。基于此，本文提出假说一：

H1：电子商务发展能够促进区域数实融合。

现有研究对电商影响数实融合的机制探讨较少，本文从市场需求牵引与金融供给赋能两个角度论证电商发展对地区数实融合的影响。

电子商务的发展重塑了市场需求格局。电商发展水平越高，当地企业接触的市场需求越广阔多元、变化速度越快[22]。一方面，电商平台打破了传统消费的时空界限，拓宽了实体企业的市场触达范围；另一方面，消费者在电商平台的搜索、浏览、评价等行为产生了海量数据，使得原本分散隐蔽的消费需求变得可追踪、可分析、可预测[23]。当实体企业感知到个性化定制、快速迭代、即时配送等多样化的市场需求时，传统生产和供应链体系难以适配。企业必须通过数字化转型响应市场竞争：以消费数据指导研发、用柔性生产匹配需求变化、借数字营销精准触达消费者、靠智慧物流提升交付效率。电商激发的消费需求成为推动实体企业数字化转型的市场强制力。据此提出假说二：

H2：电子商务发展通过扩大消费需求促进区域数实融合。

电子商务深刻改变了金融服务实体经济的方式。电商平台的交易场景催生了移动支付、线上信贷、互联网理财等新型数字金融业态，推动数字金融的普及与发展[24]。实体企业数字化转型需要大量前期投入，包括购置数字化设备、研发信息系统、建设智能产线、培训数字人才等。这些投入往往具有高风险、长周期、轻资产的特征，在传统金融体系下难以获得信贷支持。而数字金融凭借大数据风控、线上审批等优势，能够有效降低中小微企业的融资门槛和成本[25]，缓解企业数字化转型的融资约束，进而推动数字经济与实体经济的深度融合。基于此，本文提出假说三：

H3：电子商务发展通过带动数字金融促进区域数实融合。

3. 研究设计

3.1. 样本选择与数据来源

本文以 2010~2023 年我国 265 个城市为研究样本，运用固定效应模型研究电商发展水平对区域数实融合的影响及其作用路径。其中数据主要来自《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》《中国科技统计年鉴》等。具体的数据处理过程如下：在数据选取的过程中删除某一指标连续缺失三年及以上年

份的样本，对有较少缺失值的指标用 ARIMA 方法进行填充，且除了描述性统计外，在实证检验部分对所有数据进行标准化处理，最终得到 3710 个样本进入模型。

3.2. 模型设定

本文设定验证电子商务发展水平与区域数实融合之间关系的基准模型如下：

$$Ter_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ecs_{it} + \beta_3 Controls_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， Ter_{it} 表示城市 i 在第 t 年的区域数实融合水平； Ecs_{it} 表示城市 i 在第 t 年的电子商务发展水平； $Controls_{it}$ 表示一系列控制变量。 γ_i 和 μ_t 分别表示个体固定效应和时间固定效应； ε_{it} 为随机扰动项。

本文机制检验模型设定如下：

$$Media_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ecs_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Ter_{it} = \beta_0 + \beta_1 Media_{it} + \beta_2 Ecs_{it} + \beta_3 Controls_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $Media_{it}$ 表示机制变量，代表人均社会消费品零售总额(PC)和数字普惠金融指数(Index)，其余变量同上。

3.3. 变量定义

本文的被解释变量是地区数实融合水平(Ter)。具体参考周密(2024) [2]的做法，以数字技术驱动数实产业融合为基础，利用国家知识产权局对应的 2010~2023 年专利申请数据，借助 python 提取每条专利的分类号信息，根据分类号信息获得技术关联数据，再通过技术和产业之间的对应关系，将技术关联数据映射为产业融合数据，最终计算出数实融合指数，同时测算实实融合指数用作稳健性检验。

本文的核心解释变量是地区电子商务发展水平(Ecs)，使用地区电子商务交易额来衡量[6]。地区电子商务交易额可以较为直接地量化地区电子商务发展水平，反映出某地区在一定时间内电子商务活动的规模和活跃程度。

参考已有研究[26][27]，本文选取如下控制变量：地区金融发展水平(Fin)、财政投资力度(Fie)、科学技术发展水平(Stl)、工业化程度(Ind)、城镇化率(Ur)、地区市场发展潜力(Mp)。描述性统计结果详见表 1。

Table 1. Descriptive statistics

表 1. 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Ter	3710	2.779	10.690	0	223.300
Ecs	3710	51250	141852	188.600	2.369e+06
Fin	3710	2.528	1.197	0.588	21.300
Ind	3710	0.394	0.128	0.016	2.849
Ur	3710	0.572	0.194	0.181	5.257
Mp	3710	0.382	0.110	3.11e-05	1.013
Fie	3710	4.965	2.182	0.012	17.170
Stl	3710	0.018	0.018	-0.009	0.207

4. 实证结果与分析

4.1. 基准回归分析

为了验证地区电商发展水平对区域数实融合的影响，运用固定效应模型进行回归分析，结果如表 2 所示。其中，第(1)列是仅控制时间和个体的结果，在此基础上加入控制变量的回归结果如第(2)列所示。

Table 2. Baseline regression results

表 2. 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ter</i>	<i>Ter</i>	<i>Ter</i>	<i>Ter</i>
<i>Ecs</i>	0.7267*** (64.41)	0.7597*** (3.58)	0.6000*** (48.92)	0.7105*** (3.40)
<i>Fin</i>			0.0833*** (6.34)	0.0672 (1.31)
<i>Ind</i>			0.0015 (0.13)	0.0400* (1.77)
<i>Ur</i>			-0.0000 (-0.00)	-0.0305** (-2.17)
<i>Mp</i>			-0.0828*** (-7.32)	-0.0295 (-1.36)
<i>Fie</i>			-0.0986*** (-8.98)	-0.1036*** (-2.76)
<i>Stl</i>			0.2454*** (19.62)	0.1716*** (3.39)
<i>Constant</i>	0.0000 (0.00)	0.0000*** (9.79)	0.0000 (0.00)	0.0000*** (9.63)
时间固定效应	No	Yes	No	Yes
个体固定效应	No	Yes	No	Yes
N	3710	3710	3710	3710
R ²	0.528	0.370	0.588	0.400

注：***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1。以下各表同。

4.2. 内生性检验

4.2.1. 工具变量法

考虑到电子商务发展与区域数实融合可能存在双向因果关系，以及电商发展水平测量过程中可能存

在的度量误差,本文采用工具变量法进行因果识别。选取地形起伏度作为电子商务发展水平的工具变量,一方面,地形起伏度是影响网络基础设施建设和物流配送成本的重要因素。地形平坦的地区宽带网络铺设成本较低、信号传输质量较高,互联网普及率往往更高,为电子商务发展提供了良好的基础条件。反之,地形复杂、起伏度大的地区网络建设和物流配送面临更多技术困难和成本约束,电子商务发展相对滞后。另一方面,地形起伏度是由自然地理条件决定的,不会直接决定当前数实融合的发展水平,只能通过影响电子商务等数字经济活动间接发挥作用。同时由于地形起伏度是截面数据,其不随时间变化,在面板数据固定效应模型中会产生共线性问题,无法直接估计其影响,故引入时间趋势与地形起伏度的交互项[28],构造时变工具变量。结果见表3第(1)、(2)列。

由表可知,第一阶段工具变量的系数为-0.0182,且在1%水平上显著,这表明地区电商发展水平与地形起伏度存在显著负向关系,符合预期。第(2)列为第二阶段的回归结果,显示电商发展水平的系数显著为正,与基准回归结果一致,表明在考虑内生性问题后,仍通过检验,本文回归结果可靠。

4.2.2. 熵平衡配比法

为进一步排除可观测混杂因素的干扰,本文采用熵平衡配比法对样本进行加权处理,对赋予权重后的平衡样本重新进行检验,回归结果如表3第(3)列所示。电商发展水平的估计系数在1%水平上显著为正,结果稳健。

Table 3. Endogeneity test

表3. 内生性检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>Ecs</i>	<i>Ter</i>	<i>Ter</i>
<i>TR</i>	-0.0182*** (-3.49)		
<i>Ecs</i>		1.2488*** (4.41)	0.7061*** (3.39)
控制变量	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
N	3710	3710	3708
R ²	0.074	0.225	0.399
Kleibergen-Paap rk LM 统计量		11.746	
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量		12.158	

4.3. 稳健性检验

为进一步验证研究结果的可靠性,进行如下稳健性检验:

1) 替换被解释变量。本文采用替换被解释变量来排除变量度量偏差干扰。实实融合指数聚焦实体经济内部的数字化渗透程度,能够从不同维度刻画数实融合水平,故采用实实融合指数替代原被解释变量重新进行回归。回归结果见表4第(1)列。由表可知,核心解释变量(*Ecs*)的回归系数仍在1%的水平上显

著,说明电商发展水平对区域数实融合的正向促进作用仍然显著,结论具有较好的稳健性。

2) 缩尾处理。为排除极端异常值导致的度量偏差,对所有连续型变量在 1%与 99%分位数上进行双侧缩尾,回归结果见表 4 第(2)列。结果显示,核心解释变量的系数符号与统计显著性均未发生本质变化,说明研究结论具有稳健性。

3) 剔除特殊样本。2019~2021 年新冠疫情可能通过非正常渠道同时冲击线上电商活动与线下实体经济,从而影响二者之间关系。为排除样本选择偏差与特殊事件干扰,剔除这三年样本后重新进行估计,结果如表 4 第(3)列所示。由表可知,电商发展水平的回归系数仍在 1%水平上显著为正,说明其对区域数实融合的促进作用是长期存在的,不是特殊外部冲击下的暂时现象。

4) 滞后一阶。除工具变量法外,本文通过核心解释变量滞后一期回归进一步弱化双向因果,结果见表 4 第(4)列。结果表明,滞后一期的回归系数依然显著为正,结论具有稳健性。

5) 双向聚类标准误。基准回归采用的城市层面聚类标准误假设不同城市间误差项独立,而实际中可能存在共同时间冲击。因此,采用同时在城市与年份维度聚类的双向聚类稳健标准误进行再估计,结果见表 4 第(5)列。由表可知,核心解释变量的系数仍在 1%水平上显著,进一步佐证基准研究结论的可靠性。

Table 4. Robustness test

表 4. 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Rar</i>	<i>Ter</i>	<i>Ter</i>	<i>Ter</i>	<i>Ter</i>
<i>Ecs</i>	0.6305*** (4.86)	0.5102*** (4.67)	0.6512*** (3.71)		0.7105*** (3.37)
<i>L.Ecs</i>				0.7479*** (3.41)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3710	3710	2915	3445	3710
R ²	0.343	0.363	0.421	0.420	0.400

4.4. 机制检验

为精准识别市场需求牵引与金融供给赋能两条传导路径的因果有效性,本文采用中介效应模型结合 Bootstrap 检验(重复抽样 500 次),对机制效应进行验证,结果分别见表 5 与表 6。

4.4.1. 市场需求牵引

为检验市场需求机制路径,选取人均社会消费品零售总额(*PC*)作为市场需求水平的代理变量,结果见表 5 第(1)、(2)列。

列(1)结果显示,电商发展水平对人均社会消费品零售总额的估计系数为 1.5744,在 1%水平上显著,表明电商发展显著提升了地区消费需求水平。列(2)将人均社零纳入基准回归后,电商发展水平的系数从基准回归的 0.7105 下降至 0.6678,且在 1%水平上仍显著,同时人均社零的系数显著为正。

Bootstrap 检验结果显示, 直接效应和间接效应的 95%置信区间均不包含 0, 说明中介效应存在, 且人均社零起部分中介作用。这表明市场需求牵引效应确实存在, 即电商发展通过扩大消费需求, 倒逼实体经济数字化转型, 假说 H2 得证。

4.4.2. 金融供给赋能

为检验金融供给赋能机制路径, 选取数字普惠金融指数(*Index*)作为代理变量, 检验结果见表 5 第(3)、(4)列。

列(3)显示, 电商发展水平对数字普惠金融指数的估计系数为 0.0206, 在 1%水平上显著, 表明电商发展显著推动了地区数字普惠金融的发展。列(4)将数字普惠金融指数纳入回归后, 电商发展水平的系数降至 0.6774, 且在 1%水平上显著, 同时数字普惠金融指数的系数显著为正。

Bootstrap 检验结果显示, 直接效应和间接效应的 95%置信区间均不包含 0, 说明中介效应存在, 且数字普惠金融起部分中介作用。这一结果说明电商发展通过提升数字普惠金融水平, 为实体经济数字化转型提供了金融支持, 假说 H3 得证。

Table 5. Mechanism test

表 5. 机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>PC</i>	<i>Ter</i>	<i>Index</i>	<i>Ter</i>
<i>Ecs</i>	1.5744*** (2.75)	0.6678*** (3.29)	0.0206*** (4.11)	0.6774*** (3.31)
<i>PC</i>		0.0271*** (3.06)		
<i>Index</i>				1.4130*** (4.23)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3710	3710	3445	3445
R ²	0.436	0.425	0.120	0.402

Table 6. Bootstrap test

表 6. Bootstrap 检验

中介变量	直接/间接效应	系数	标准差	Z 值	P 值	95%置信区间
<i>PC</i>	直接效应	0.6678	0.0862	7.74	0.000	[0.4987, 0.8368]
	间接效应	0.0427	0.0084	5.10	0.000	[0.0263, 0.0591]
<i>Index</i>	直接效应	0.6774	0.0879	7.71	0.000	[0.5051, 0.8497]
	间接效应	0.0291	0.0053	5.48	0.000	[0.0187, 0.0396]

4.5. 异质性检验

电子商务对数实融合的促进效应在不同城市条件下有所差异，需从制度环境、市场规模和产业基础三个维度进行异质性分析。其中，智慧城市试点反映区域的政策投入与技术基础设施水平，五大城市群刻画市场环境的规模与密度，制造业基础强弱代表产业组织的承接能力。

1) 基于智慧城市试点的分组检验。“智慧城市”是住建部、科技部等部门自 2012 年起启动的国家级试点工程，旨在运用物联网、云计算、大数据等新一代信息技术，提升城市治理智能化水平与公共服务效率。选取智慧城市试点作为异质性分析的分组变量，检验电子商务对数实融合的促进效应是否依赖于政策与制度环境，结果见表 7 第(1)、(2)列。回归结果显示，在智慧城市组中，电子商务发展水平的回归系数未通过显著性检验；而在非智慧城市组中，回归系数在 1%水平上显著为正，说明电子商务发展对区域数实融合的正向促进作用在非智慧城市中更为显著。这可能是因为智慧城市试点本身包含了大量的数字经济导向型政策投入，如公共数据开放平台、企业上云补贴等。这些政策本身已对数实融合产生了直接的推动作用，导致智慧城市组中电子商务发展的边际贡献相对下降。因此，在非智慧城市中，电商发展是驱动数实融合的主要因素；而在智慧城市中，电商仅是多元政策工具之一，其独立贡献被其他政策效应所稀释。

2) 基于五大城市群的分组检验。电子商务对数实融合的促进效应与人口集聚息息相关，选取是否位于五大城市群作为异质性分析的分组变量，结果见表 7 第(3)、(4)列。分组回归结果显示，在两个组别中，电子商务发展水平的回归系数分别为 0.8201 和 0.1768，均在 1%水平上显著为正。费舍尔组合检验表明，两组系数差异在 1%水平上统计显著。这说明电子商务对数实融合的促进效应具有普遍性，但在五大城市群中的效应要强于非城市群区域。城市群发达的综合交通网络与高密度配送体系使线上线下融合业态具备规模复制的经济可行性。此外，五大城市群人口密集、企业众多，电商平台积累的海量消费数据能够更有效地反哺本地生产与服务，而非城市群区域市场规模有限，数据价值难以充分释放。

3) 基于制造业基础的分组检验。制造业基础雄厚的城市拥有更多可供电商技术赋能的实体生产场景，也更有可能会将消费端数据转化为柔性制造、供应链协同等深度融合成果。为此，采用规上工业企业密度(规模以上工业企业数/行政区划面积)衡量各城市的制造业基础强弱，并以此进行分组检验，结果见表 7 第(5)列。由表可知，电子商务发展水平与制造业基础虚拟变量的交互项系数在 1%水平上显著为正，这说明电商对数实融合的促进效应在不同的城市之间存在差异，在制造业基础更强的城市中这一效应更为显著。这可能是因为高制造业基础城市拥有更多可供电商平台深度赋能的规上工业企业，为 C2M 定制、供应链协同等融合模式提供了应用场景，同时制造业密集地区产业链条完整，电商的数字化溢出可沿产业链向上下游环节传导，形成叠加效应。相比之下，制造业基础薄弱城市缺乏向生产端渗透的产业条件，电商交易主要集中于流通环节，对数实融合的带动作用因而相对有限。

Table 7. Heterogeneity test

表 7. 异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	智慧城市	非智慧城市	五大城市群	非五大城市群	制造业基础
<i>Ecs</i>	0.3135	0.8076***	0.8201***	0.1768***	0.1619
	(1.53)	(3.29)	(2.88)	(2.63)	(1.15)
<i>Man</i>					0.0967*
					(1.77)

续表

<i>Ecs_Man</i>					0.5499*** (3.55)
费舍尔组合检验	0.006		0.001		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1016	2694	1526	2184	3710
R ²	0.238	0.442	0.828	0.649	0.405

5. 结论与建议

本文利用 2010~2023 年中国地级市面板数据，从需求牵引效应和金融供给赋能双重维度，系统考察了电子商务发展对区域数实融合的影响效应。主要结论如下：(1) 电子商务发展能够显著促进区域数实融合。这一结论在通过一系列内生性检验和多种稳健性检验后依然成立。(2) 电子商务发展通过扩大消费需求和带动数字金融两条路径促进数实融合。一方面，电商发展通过扩大市场规模、释放消费潜力，形成市场需求牵引效应，倒逼实体经济数字化转型；另一方面，电商发展催生的数字金融业态有效缓解了实体企业的融资约束，为数字化转型提供了金融供给支持。(3) 电商发展的数实融合效应在不同城市中存在显著差异。从制度环境看，非智慧城市的促进效应显著而智慧城市不显著，表明电商在数字基础设施薄弱地区能够发挥更强的后发优势；从市场规模看，五大城市群与非城市群中效应均显著，但城市群内效应更强，说明市场规模和要素流动能够放大电商的带动作用；从产业基础看，制造业基础越强的城市效应越显著，较强的产业承接能力有助于将电商红利转化为数字化转型动力。

结合上述研究结论，本文提出以下建议：

第一，发挥电商的消费需求牵引和金融支持作用，畅通数实融合的两条基本路径。一方面，支持电商平台开展原产地直采等活动，将消费端数据反向赋能生产端，推动制造企业按需定制、柔性生产，将市场需求转化为数字化转型动力。另一方面，鼓励金融机构依托电商交易数据开发“电商订单贷”等信用产品，将平台数据转化为融资信用，重点缓解中小实体企业数字化转型的融资约束。

第二，实施差异化支持政策，提升电商发展对数实融合的普惠效应。对于效应较强的非智慧城市、城市群区域和制造业基础较强的城市，应持续深化电商与实体经济的融合，推动电商服务向生产端延伸，打通设计、生产、销售全链路，放大现有优势。对于效应相对较弱的智慧城市和资源型城市，需着力破解制约瓶颈：智慧城市应推动电商从消费端向制造业研发设计、供应链管理等环节延伸，避免过度集中于消费领域；资源型城市则应引导社会资本流向电商配套产业，培育接续性数字产业，破除路径依赖，激发后发活力。通过差异化的精准施策，实现电商对数实融合的整体性推动。

第三，夯实电商发展的基础支撑，提升数实融合的可持续性。物流方面，支持快递物流企业在县域布局分拨中心和产地云仓，降低农产品上行、工业品下行的双向物流成本；人才方面，鼓励电商平台与地方职业院校合作开展实操培训，培育既懂平台运营又熟悉本地产业特点的电商人才，确保电商发展有人可用；数据方面，推动电商平台将消费数据反馈给生产企业，帮助中小企业精准把握市场需求，让生产更贴合市场，真正发挥数据对实体经济的赋能作用。

参考文献

- [1] 张帅, 吴珍玮, 陆朝阳, 等. 中国省域数字经济与实体经济融合的演变特征及驱动因素[J]. 经济地理, 2022, 42(7): 22-32.
- [2] 周密, 王雷, 郭佳宏. 新质生产力背景下数实融合的测算与时空比较——基于专利共分类方法的研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(7): 5-27.
- [3] 陈雨露. 数字经济与实体经济融合发展的理论探索[J]. 经济研究, 2023, 58(9): 22-30.
- [4] 刘敏, 陈正. 电子商务发展测度指标体系研究[J]. 统计与信息论坛, 2008, 23(7): 20-28.
- [5] 杨坚争, 周涛, 李庆子. 电子商务对经济增长作用的实证研究[J]. 世界经济研究, 2011(10): 40-43, 88.
- [6] 范玉贞, 卓德保. 我国电子商务对经济增长作用的实证研究[J]. 工业技术经济, 2010, 29(8): 40-44.
- [7] 李琪, 唐跃桓, 任小静. 电子商务发展、空间溢出与农民收入增长[J]. 农业技术经济, 2019(4): 119-131.
- [8] 唐跃桓, 杨其静, 李秋芸, 等. 电子商务发展与农民增收——基于电子商务进农村综合示范政策的考察[J]. 中国农村经济, 2020(6): 75-94.
- [9] 李建琴, 孙薇. 电子商务对产业结构升级的传导机制研究[J]. 产经评论, 2020, 11(4): 63-75.
- [10] 史丹, 孙光林. 数字经济和实体经济融合对绿色创新的影响[J]. 改革, 2023(2): 1-13.
- [11] 黄先海, 高亚兴. 数实产业技术融合与企业全要素生产率——基于中国企业专利信息的研究[J]. 中国工业经济, 2023(11): 118-136.
- [12] 范方志, 朱蔓毓, 彭田田. 中国数实融合的水平测度、时空比较与障碍甄别研究[J]. 湖南师范大学社会科学学报, 2026(1): 65-73.
- [13] 谢思, 房克雷, 和军. 智慧城市建设能否促进数实融合?——基于双重机器学习的因果推断[J]. 产业经济研究, 2024(4): 100-113.
- [14] 王晓丹, 石玉堂, 刘达. 数据要素市场化配置对数实融合的影响研究——基于数据交易平台设立的准自然实验[J]. 广东财经大学学报, 2024, 39(2): 44-58.
- [15] 张晖, 李靖, 权天舒. 数字基础设施建设促进了数字经济与实体经济融合吗?——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 经济问题探索, 2023(10): 1-15.
- [16] 黄勃, 李海彤, 刘俊岐, 等. 数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(3): 97-115.
- [17] 胡西娟, 师博, 杨建飞. 数字经济壮大实体经济发展的机制识别和经验证据[J]. 经济问题, 2022(12): 1-8.
- [18] 刘玉荣, 杨柳, 刘志彪. 跨境电子商务与生产性服务业集聚[J]. 世界经济, 2023, 46(3): 63-93.
- [19] 吕越, 陈泳昌, 张昊天, 等. 电商平台与制造业企业创新——兼论数字经济和实体经济深度融合的创新驱动路径[J]. 经济研究, 2023, 58(8): 174-190.
- [20] 房克雷, 谢思, 潘竟成. 跨境电商综试区建设能否缩小地区数实融合差距: 基于双重机器学习的因果推断[J]. 世界经济研究, 2024(9): 92-104, 134.
- [21] 唐跃桓, 黎静霖, 杨其静. 电子商务与企业跨地区交易: 交易成本经济学的视角[J]. 经济研究, 2025, 60(1): 74-90.
- [22] 朱梦涵. 政府调控下考虑消费者偏好的制造业数字化转型决策研究[J]. 商展经济, 2024(17): 101-104.
- [23] Sun, T., Yuan, Z., Li, C., Zhang, K. and Xu, J. (2024) The Value of Personal Data in Internet Commerce: A High-Stakes Field Experiment on Data Regulation Policy. *Management Science*, **70**, 2645-2660. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2023.4828>
- [24] Zheng, M. (2025) Digital Finance, E-Commerce Development, and Regional Trade Development. *Finance Research Letters*, **81**, Article ID: 107532. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2025.107532>
- [25] 刘珈琪. 新零售商业生态构建与数字化金融工具融合应用研究[J]. 上海商业, 2025(12): 108-110.
- [26] 叶云岭, 张其仔. 碳排放规制与制造业企业新质生产力研究: 基于碳排放权交易机制的准自然实验[J]. 中国软科学, 2024(11): 100-112.
- [27] 王锋, 葛星. 低碳转型冲击就业吗——来自低碳城市试点的经验证据[J]. 中国工业经济, 2022(5): 81-99.
- [28] Nunn, N. and Qian, N. (2014) US Food Aid and Civil Conflict. *American Economic Review*, **104**, 1630-1666. <https://doi.org/10.1257/aer.104.6.1630>