

# 数字贸易壁垒对中国跨境电商出口的影响研究

罗飒宁, 郭 将

上海理工大学管理学院, 上海

收稿日期: 2026年6月4日; 录用日期: 2026年7月21日; 发布日期: 2026年7月30日

## 摘 要

随着数字经济发展和跨境数据监管加强, 数字贸易壁垒对跨境电商出口的影响日益突出。文章基于数字服务贸易限制指数(DSTRI)和经份额分配法估算的中国跨境电商出口数据, 考察数字贸易壁垒对中国跨境电商出口的影响。研究发现, 数字贸易壁垒显著抑制中国跨境电商出口; 在进行缩尾处理、替换核心解释变量测度方式及内生性处理后, 结论仍较为稳健。异质性分析表明, 相较于发达国家市场, 发展中国家市场的跨境电商出口受到的负面影响更为明显。调节效应检验显示, 数字基础设施水平能够在一定程度上缓解数字贸易壁垒的抑制作用。研究表明, 中国应加强数字贸易壁垒风险识别, 引导跨境电商企业通过本地化运营、品牌提升和市场多元化等方式增强出口韧性。

## 关键词

数字贸易壁垒, 跨境电商出口, 数字基础设施

# Research on the Impact of Digital Trade Barriers on China's Cross-Border E-Commerce Exports

Saning Luo, Jiang Guo

Business School, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai

Received: June 4, 2026; accepted: July 21, 2026; published: July 30, 2026

## Abstract

With the development of the digital economy and the strengthening of cross-border data regulation, digital trade barriers have become an increasingly important factor affecting cross-border e-commerce exports. Based on the Digital Services Trade Restrictiveness Index (DSTRI) and China's cross-border e-commerce export data estimated by the share allocation method, this paper examines the impact of digital trade barriers on China's cross-border e-commerce exports. The results show that

**digital trade barriers significantly inhibit China's cross-border e-commerce exports. After winsorization, alternative measures of the core explanatory variable, and treatments for potential endogeneity, the results remain relatively robust. Heterogeneity analysis indicates that the negative effect is more pronounced in developing-country markets than in developed-country markets. The moderation analysis further shows that digital infrastructure can partly alleviate the inhibitory effect of digital trade barriers. These findings suggest that China should strengthen the identification and early warning of digital trade barrier risks and guide cross-border e-commerce firms to enhance export resilience through localized operations, brand upgrading, and market diversification.**

## Keywords

Digital Trade Barrier, Cross-Border E-Commerce Export, Digital Infrastructure

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

21 世纪以来, 互联网、大数据、云计算和人工智能等数字技术不断突破, 深刻改变了国际贸易的组织方式。传统贸易通常具有大批量、长周期、多层中间环节等特点, 而数字技术推动下的新型贸易则呈现出小批量、高频次、短链条和平台化连接的特征。在这一转型过程中, 跨境电商逐渐兴起, 并将数字经济的底层能力同实体经济的供应链体系深度整合。凭借线上化经营、去中介化交易和快速响应市场需求等优势, 跨境电商已经成为国际贸易增长较快的领域之一。但是, 相关研究也表明, 贸易成本仍会通过物流、信息和制度等渠道影响国际交易[1], 跨境电商壁垒的实际影响还会受到数字基础设施和目的国网络环境的调节[2]。

中国是全球跨境电商出口的重要参与者。跨境电商不仅为数量众多的中小制造企业打开了进入海外市场的渠道, 也推动了中国制造业的数字化转型和品牌国际化发展。然而, 跨境电商高速发展的背后, 也面临外部环境带来的挑战。随着全球数字经济规则调整加快, 各国出于数据安全、隐私保护和国内数字产业发展等考虑, 陆续出台数据本地化存储要求、跨境数据流动审查、电子交易限制以及数字服务税等措施。这类措施的内涵、测度及其贸易影响已在相关研究中得到讨论[3]-[5], 并被认为是可能影响全球价值链分工[6]。

与传统关税和非关税壁垒相比, 数字贸易壁垒往往嵌入数据流动、平台运营、在线支付、数字认证和用户隐私保护等环节, 其影响链条更复杂, 也更容易通过合规成本、运营风险和市场准入门槛传导至企业出口活动。

在全球数字贸易规则尚未完全统一、各国政策规则差异仍然存在的背景下, 考察数字贸易壁垒如何影响中国跨境电商出口, 并量化其影响程度, 不仅具有学术价值, 也具有较强的现实意义。

现有研究围绕企业应对路径、服务贸易限制的进口效应、跨境电子商务出口以及监管政策异质性展开了分析[7]-[10]。与已有研究相比, 本文的边际贡献在于: 将 DSTRI 与份额分配估算数据相匹配, 研究数字贸易壁垒对中国跨境电商出口的影响。这是进一步促进跨境电商出口颇有意义的思考。

## 2. 模型选择与构建

### 2.1. 基准回归模型

本文构建如下基准回归模型:

$$\ln \text{EXP}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{DSTRI}_{it} + \beta_2 \ln \text{GDP}_{it} + \beta_3 \ln \text{POP}_{it} + \beta_4 \ln \text{DIS}_i + \beta_5 \ln \text{FDI}_{it} + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中,  $i$  表示贸易伙伴国,  $t$  表示年份; 被解释变量  $\ln \text{EXP}$  为中国在  $t$  年向  $i$  国出口的跨境电商贸易额(取对数); 核心解释变量  $\text{DSTRI}$  为  $i$  国在  $t$  年的数字服务贸易限制指数;  $\ln \text{GDP}$ 、 $\ln \text{POP}$ 、 $\ln \text{DIS}$  和  $\ln \text{FDI}$  为控制变量;  $\lambda_t$  为年份固定效应, 用以控制全球经济波动、平台技术变化和共同政策冲击等年度因素;  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

## 2.2. 调节效应模型

为进一步考察数字基础设施水平是否会影响数字贸易壁垒对跨境电商出口的作用强度, 构建如下调节效应模型:

$$\ln \text{EXP}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{DSTRI}_{it} + \beta_2 M_{it} + \beta_3 (\text{DSTRI}_{it} \times M_{it}) + \gamma X_{it} + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中,  $M_{it}$  为调节变量, 本文具体采用贸易伙伴国数字基础设施水平(DIGI)进行衡量;  $X_{it}$  为控制变量集合; 交互项  $\text{DSTRI}_{it} \times M_{it}$  的系数  $\beta_3$  反映调节效应的方向和大小。若  $\beta_3$  显著为正, 说明数字基础设施水平的提高能够在一定程度上缓解数字贸易壁垒对跨境电商出口的抑制作用。

## 3. 变量选取与数据说明

### 3.1. 被解释变量

被解释变量为中国对贸易伙伴国的跨境电商出口额( $\text{EXP}_{it}$ )。鉴于特定跨境电商平台、支付机构和运单层面的国别交易数据尚难以公开取得, 本文采用份额分配法估算中国对各贸易伙伴国的跨境电商出口额, 其基本思路是: 以中国跨境电商出口总额为基础, 按照中国对各贸易伙伴国货物出口额在样本伙伴国出口总额中的占比分配到各目的国。计算公式如下:

$$\text{EXP}_{it} = \text{CBEC}_t \times X_{it} / \sum_i X_{it}$$

### 3.2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为贸易伙伴国在数字服务贸易领域的限制程度, 采用 OECD 编制的数字服务贸易限制指数(DSTRI)加以度量。该指数取值区间为 0 到 1, 数值越接近 1, 说明该国数字服务贸易限制程度越高、数字贸易环境越趋保守。

### 3.3. 控制变量

本文选取以下控制变量:

**经济发展水平( $\ln \text{GDP}_{it}$ ):** 根据国际贸易理论, 一国经济发展水平越高, 居民收入和消费能力通常越强, 对进口商品和跨境消费的需求也越高。跨境电商作为国际贸易的一种新兴形式, 同样受到目的国市场购买力的影响。因此, 本文采用贸易伙伴国 GDP 的自然对数衡量其经济发展水平。

**人口规模( $\ln \text{POP}_{it}$ ):** 人口规模决定潜在市场容量。人口越多, 潜在消费者数量越大, 对各类商品的需求总量也越大。控制人口规模变量, 有助于剔除市场容量差异对跨境电商出口的影响, 从而更准确地识别数字贸易壁垒的作用。

**地理距离( $\ln \text{DIS}_i$ ):** 地理距离是传统贸易引力模型中的重要变量。距离越远, 运输成本越高、物流时间越长, 贸易便利程度越低, 从而可能抑制贸易规模。虽然跨境电商在信息搜寻和线上交易环节弱化了地理距离的重要性, 但跨境物流、退换货和售后服务仍受距离制约。因此, 本文纳入地理距离变量, 以控制贸易成本差异。

**对外直接投资( $\ln \text{FDI}_{it}$ ):** 对东道国的直接投资与跨境电商出口具有较强关联。从供给端看, 海外仓、

物流网络和本地运营体系能够降低履约成本；从需求端看，本地化投资有助于拓展销售渠道并提升品牌认知。控制该变量有助于减少投资与贸易之间相互影响所造成的估计偏误。

3.4. 调节变量

本文选取数字基础设施水平(DIGI<sub>it</sub>)作为调节变量。数字基础设施是跨境电商发展的技术支撑和运行基础，其完善程度会影响数字贸易壁垒的实际冲击。

在本文中，DIGI 也被用于刻画信息透明度和合规适应条件的综合代理变量。本文采用互联网宽带接入率、互联网普及率和移动通信设施规模等指标，通过熵值法综合测算各国数字基础设施建设指数。数字基础设施在数字贸易壁垒影响跨境电商出口的过程中可能发挥重要调节作用，其理论逻辑主要体现在以下两个方面：第一，数字基础设施有助于缓解信息不对称。第二，数字基础设施能够增强企业合规适应能力。基于上述分析，本文在基准模型中引入 DIGI<sub>it</sub> 及其与 DSTRI<sub>it</sub> 的交互项，以检验数字基础设施是否能够缓解数字贸易壁垒对中国跨境电商出口的负面影响。

3.5. 数据来源

本文选取 2014~2025 年样本数据。初始样本涵盖 40 个经济体，其中中国作为跨境电商出口母国不进入伙伴国回归，最终进入实证分析的贸易伙伴国为 39 个，包括 30 个发达国家和 9 个发展中国家，共计 468 个观测值。DSTRI 数据来自 OECD 相关数据库，经济发展水平、人口规模、对外直接投资和地理距离等变量根据相应统计资料整理获得。为检验极端值是否影响估计结果，本文在稳健性检验中对连续变量进行 1%和 99%分位缩尾处理。

4. 实证结果分析

4.1. 基准回归结果分析

Table 1. Baseline regression results  
表 1. 基准回归结果

|                     | (1)                 | (2)                  | (3)                  | (4)                   |
|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| dstri               | -1.934**<br>(0.871) | -1.394***<br>(0.480) | -1.214**<br>(0.522)  | -1.805***<br>(0.550)  |
| lngdp               |                     | 0.745***<br>(0.0188) | 0.525***<br>(0.0298) | 0.424***<br>(0.0299)  |
| lnpop               |                     |                      | 0.325***<br>(0.0398) | 0.310***<br>(0.0379)  |
| lndis               |                     |                      | -0.486***<br>(0.107) | -0.495***<br>(0.0934) |
| lnfdi               |                     |                      |                      | 0.316***<br>(0.0375)  |
| _cons               | 5.908***<br>(0.143) | -13.10***<br>(0.491) | -8.382***<br>(1.118) | -13.03***<br>(1.226)  |
| N                   | 468                 | 468                  | 468                  | 468                   |
| R <sup>2</sup>      | 0.010               | 0.725                | 0.776                | 0.816                 |
| adj. R <sup>2</sup> | 0.008               | 0.723                | 0.774                | 0.814                 |

注：括号内为稳健标准误；\*p < 0.10，\*\*p < 0.05，\*\*\*p < 0.01。

基准回归结果如表 1 所示。从表中可以看出：

第一，数字贸易壁垒对中国跨境电商出口具有显著抑制作用。在仅包含核心解释变量的模型(1)中，DSTRI 的系数为-1.934，并在 5%水平上显著。此后依次加入经济发展水平(lngdp)、人口规模(lnpop)、地理距离(lndis)和对外直接投资(lnfdi)，DSTRI 系数始终为负且保持统计显著。在模型(4)中，DSTRI 系数为-1.805，并在 1%水平上显著。考虑到被解释变量为出口额的对数，当 DSTRI 提高 0.1 个单位时，中国对该目的国的跨境电商出口额约下降 16.5%；若 DSTRI 从 0 提高到 1，则出口额约下降 83.6%。这一结果验证了本文的核心判断：数字贸易壁垒会显著抑制跨境电商出口。

第二，控制变量的估计结果与理论预期基本一致。经济发展水平和人口规模的系数显著为正，说明更大的市场规模和更强的消费能力会转化为更高的进口需求；地理距离的系数显著为负，表明即使线上交易能够突破部分信息障碍，物理运输成本和距离因素仍然是跨境电商出口的重要约束；对外直接投资的系数显著为正，说明海外经营安排，尤其是物流设施、仓储网络和本地化运营体系建设，有助于降低出口履约成本并促进跨境电商出口。

第三，模型解释力逐步增强。从模型(1)到模型(4)，调整 R<sup>2</sup> 从 0.008 逐步上升至 0.814，说明随着控制变量的加入，模型对跨境电商出口变化的解释能力不断增强，完整模型的 R<sup>2</sup> 达到 0.816，表明模型整体解释力较强。

4.2. 内生性检验

Table 2. Endogeneity test results  
表 2. 内生性检验结果

| 变量             | OLS                   | 2SLS                  |
|----------------|-----------------------|-----------------------|
| dstri          | -1.805***<br>(0.550)  | -1.871***<br>(0.577)  |
| lngdp          | 0.424***<br>(0.030)   | 0.426***<br>(0.030)   |
| lnpop          | 0.310***<br>(0.038)   | 0.324***<br>(0.039)   |
| lndis          | -0.495***<br>(0.093)  | -0.490***<br>(0.096)  |
| lnfdi          | 0.316***<br>(0.038)   | 0.288***<br>(0.039)   |
| 常数项            | -13.031***<br>(1.226) | -12.635***<br>(1.261) |
| N              | 468                   | 429                   |
| R <sup>2</sup> | 0.816                 | 0.817                 |
| 第一阶段 F 值       | —                     | 979.59                |

注：括号内为稳健标准误；\*p < 0.10，\*\*p < 0.05，\*\*\*p < 0.01，2SLS 第一阶段被解释变量为 dstri，工具变量为 L\_dstri。

基准回归可能面临潜在内生性问题，主要原因在于 DSTRI 与跨境电商出口之间可能存在双向因果关系：数字贸易壁垒会抑制出口，但出口规模变化也可能促使贸易伙伴国调整数字监管政策。为缓解潜在内生性问题，本文以 DSTRI 的一阶滞后项作为工具变量，通过两阶段最小二乘法进行再估计。滞后一期

DSTRI 作为工具变量的基本逻辑在于：一国当期数字贸易政策通常延续过去的政策取向，因而滞后项与当期 DSTRI 具有较强相关性；同时，滞后项发生在当期出口之前，有助于降低当期出口反向影响政策变量的可能性。

从表 2 可以看出：

第一阶段估计显示，滞后一期 DSTRI 与当期 DSTRI 之间具有较强相关性，第一阶段 F 统计量为 979.59，显著超过经验阈值 10，说明不存在明显的弱工具变量问题。

第二阶段结果与基准回归基本一致。工具变量估计下，DSTRI 的系数为-1.871，仍在 1%水平上显著为负，且与基准 OLS 估计值-1.805 较为接近。各控制变量的符号和显著性也未发生实质性变化。这说明在采用滞后工具变量缓解潜在内生性后，数字贸易壁垒对跨境电商出口的抑制效应依然存在。

2SLS 回归的观测数为 429，少于 OLS 的 468，这是因为使用滞后一期工具变量后，每个国家第一期数据因缺少上一期 DSTRI 值而无法进入回归。总体来看，核心变量系数的方向和显著性保持稳定，表明基准结论具有一定稳健性。

4.3. 稳健性检验

Table 3. Robustness test results  
表 3. 稳健性检验结果

|                | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                | OLS                   | 2SLS                  | 缩尾处理                  | 滞后一期 DSTRI            |
| dstri          | -1.805***<br>(0.550)  | -1.871***<br>(0.577)  | -1.835***<br>(0.550)  |                       |
| lngdp          | 0.424***<br>(0.0299)  | 0.426***<br>(0.0304)  | 0.423***<br>(0.0300)  | 0.429***<br>(0.0305)  |
| lnpop          | 0.310***<br>(0.0379)  | 0.324***<br>(0.0388)  | 0.312***<br>(0.0379)  | 0.323***<br>(0.0390)  |
| lndis          | -0.495***<br>(0.0934) | -0.490***<br>(0.0960) | -0.491***<br>(0.0928) | -0.473***<br>(0.0970) |
| lnfdi          | 0.316***<br>(0.0375)  | 0.288***<br>(0.0387)  | 0.319***<br>(0.0378)  | 0.292***<br>(0.0394)  |
| L_dstri        |                       |                       |                       | -1.793***<br>(0.568)  |
| _cons          | -13.03***<br>(1.226)  | -12.64***<br>(1.261)  | -13.12***<br>(1.225)  | -12.98***<br>(1.276)  |
| N              | 468                   | 429                   | 468                   | 429                   |
| R <sup>2</sup> | 0.816                 | 0.817                 | 0.815                 | 0.815                 |

注：括号内为稳健标准误；\*p < 0.10，\*\*p < 0.05，\*\*\*p < 0.01。

1) 缩尾处理。具体做法是对所有连续变量——包括被解释变量 lnEXP 以及控制变量 lnGDP、lnPOP 和 lnFDI 等——在双侧 1%分位处实施缩尾调整，将超出区间的数值替换为边界值后再重新估计。从表 3 第(3)列可以看出，缩尾后 DSTRI 的系数为-1.835，仍在 1%水平上显著为负，与基准回归结果-1.805 非



常接近，说明少数极端值并未对核心结论产生实质性影响。

2) 替换核心解释变量。本文将核心解释变量由当期 DSTRI 替换为其滞后一期值(L\_dstri)，以考察数字贸易壁垒的时滞效应。结果如表 3 第(4)列所示，L\_dstri 系数为-1.793，并在 1%水平上显著为负，表明上一年度的数字贸易壁垒水平仍会对当年跨境电商出口产生抑制作用，数字贸易壁垒的影响具有一定持续性。

综合来看，无论采用缩尾处理、工具变量估计还是替换核心解释变量，DSTRI 的系数均保持显著为负，且系数大小较为稳定。这表明本文关于数字贸易壁垒抑制中国跨境电商出口的结论具有较好的稳健性。

4.4. 异质性分析

不同发展水平的国家在数字基础设施、监管能力和市场环境等方面存在显著差异，数字贸易壁垒对跨境电商出口的影响可能因国家发展水平的不同而有所差异，为检验这一异质性，本文将样本国家分为发达国家组(30 个国家，360 个观测值)和发展中国家组(9 个国家，108 个观测值)进行分析，结果见表 4。

Table 4. Heterogeneity test by country development level  
表 4. 基于国家发展水平的异质性检验结果

| 变量             | 发达国家                  | 发展中国家                 |
|----------------|-----------------------|-----------------------|
| dstri          | 0.376<br>(0.514)      | -4.358***<br>(0.673)  |
| lngdp          | 0.478***<br>(0.027)   | 0.204**<br>(0.083)    |
| lnpop          | 0.237***<br>(0.044)   | 0.880***<br>(0.080)   |
| lndis          | -0.286***<br>(0.098)  | 0.200<br>(0.142)      |
| lnfdi          | 0.261***<br>(0.041)   | 0.519***<br>(0.052)   |
| 常数项            | -13.882***<br>(1.223) | -29.017***<br>(2.317) |
| N              | 360                   | 108                   |
| R <sup>2</sup> | 0.837                 | 0.907                 |

注：括号内为稳健标准误；\*p < 0.10，\*\*p < 0.05，\*\*\*p < 0.01。发达国家组包含 30 个国家，发展中国家组包含 9 个国家。

从表 4 可以看出，数字贸易壁垒对两类国家的影响存在显著差异：  
第一，壁垒效应的国别差异较为明显。在发展中国家样本中，DSTRI 的估计系数为-4.358，且在 1%水平上显著为负；若 DSTRI 提高 0.1 个单位，中国对发展中国家的跨境电商出口额约下降 35.3%。相比之下，发达国家组中 DSTRI 系数为 0.376，未通过常规显著性检验，说明在发达国家市场中未观察到统计上可靠的负向影响。这一结果可能与两方面因素有关：一方面，发达国家整体数字基础设施较完善、政策透明度较高，企业合规能力和市场适应能力较强，因而数字贸易壁垒的边际冲击可能被部分消化；

另一方面，发达国家 DSTRI 在样本期内变化可能较小，导致回归模型对其影响的识别能力不足；而发展中国家 DSTRI 水平和政策变动差异较大，数据变异性更充分，因此估计结果更加显著。

第二，发展中国家市场面临更大的适应困难。发展中国家市场虽然具有较大增长潜力，但政策环境和数字基础设施水平可能更不稳定，数字贸易壁垒对中国跨境电商出口的冲击也更为突出。因此，企业在拓展发展中国家市场时，应更加重视政策合规、支付体系、数据管理和本地化运营能力建设。

4.5. 调节效应检验

为考察数字基础设施建设水平是否能够缓解数字贸易壁垒对跨境电商出口的抑制作用，本文在基准回归模型的基础上，引入数字基础设施建设指数(DIGI)及其与 DSTRI 的交互项(dstri × digi)，构建调节效应模型进行检验。回归结果如表 5 所示。

Table 5. Moderating effect test results  
表 5. 调节效应检验结果

| 变量             | 系数         | 稳健标准误   |
|----------------|------------|---------|
| dstri          | -3.164***  | (0.927) |
| digi           | 5.790***   | (1.714) |
| dstri × digi   | 22.080***  | (7.465) |
| lngdp          | 0.288***   | (0.038) |
| lnpop          | 0.510***   | (0.054) |
| lndis          | -0.560***  | (0.086) |
| lnfdi          | 0.310***   | (0.035) |
| 常数项            | -13.034*** | (1.113) |
| N              | 468        |         |
| R <sup>2</sup> | 0.837      |         |

注：\*p < 0.10, \*\*p < 0.05, \*\*\*p < 0.01。括号内为稳健标准误。dstri × digi 为数字贸易壁垒与数字基础设施水平的交互项，其系数显著为正(22.080, p = 0.003)，表明数字基础设施能够有效缓解数字贸易壁垒对跨境电商出口的抑制作用。

第一，数字贸易壁垒的直接抑制效应依然显著。在加入 DIGI 及其交互项后，DSTRI 的系数为-3.164，并在 1%水平上显著为负，说明在数字基础设施处于较低水平时，数字贸易壁垒对跨境电商出口的抑制作用更加明显。

第二，数字基础设施具有显著的正向促进作用。DIGI 的系数为 5.790，并在 1%水平上显著为正，说明数字基础设施建设水平越高，跨境电商出口规模越大。这与理论预期一致：完善的信息网络、电子支付体系、物流服务和数字认证体系能够提高跨境交易效率，降低交易成本。

第三，交互项显著为正，调节效应成立。交互项(dstri × digi)的系数为 22.080，并在 1%水平上显著为正，表明较高水平的数字基础设施能够有效缓解数字贸易壁垒带来的负面冲击。其原因可能在于，数字基础设施完善能够帮助企业更及时获取东道国政策法规和市场信息，降低信息不对称带来的合规风险；同时，高水平电子认证、在线支付和跨境物流体系也使企业能够以更低成本满足东道国合规要求。

5. 研究结论

本文基于数字服务贸易限制指数(DSTRI)和中国跨境电商出口数据，运用基准回归模型和调节效应模



型, 对 2014~2025 年 39 个贸易伙伴国的面板数据进行了实证分析, 主要结论如下:

第一, 数字贸易壁垒显著抑制中国跨境电商出口。基准回归结果显示, 贸易伙伴国 DSTRI 指数提高会显著降低中国对该国的跨境电商出口规模。以完整模型估计结果为例, DSTRI 提高 0.1 个单位时, 跨境电商出口额约下降 16.5%; 若 DSTRI 从 0 提高到 1, 出口额约下降 83.6%。该结论在缩尾处理、替换核心解释变量以及采用滞后项工具变量估计后仍然成立。

第二, 数字贸易壁垒的影响存在明显的国家发展水平异质性。分组回归结果显示, 发展中国家组 DSTRI 系数显著为负, 而发达国家组 DSTRI 系数不显著。这说明数字贸易壁垒对发展中国家市场的跨境电商出口抑制作用更强。可能原因在于发展中国家数字基础设施和政策稳定性相对不足, 企业面临更高的合规成本和更大的不确定性; 而发达国家市场政策透明度和数字基础设施水平相对较高, 企业能够在一定程度上消化壁垒冲击。

第三, 数字基础设施能够缓解数字贸易壁垒的负面影响。调节效应检验表明, DSTRI 与 DIGI 的交互项显著为正, 说明完善的数字基础设施有助于企业获取政策信息、降低合规成本、提高跨境交易效率, 并增强对数字贸易壁垒的适应能力。

第四, 控制变量的估计结果与传统贸易理论基本一致。贸易伙伴国经济规模和人口规模显著促进跨境电商出口, 地理距离显著抑制出口, 对外直接投资则通过改善海外物流、仓储和本地运营体系促进出口。这表明跨境电商虽然在一定程度上弱化了信息搜寻成本, 但市场规模、物流成本和海外经营安排仍然是影响出口的重要因素。

## 6. 政策建议

第一, 建立数字贸易壁垒预警机制, 加强政策监测与评估

鉴于数字贸易壁垒具有持续上升和国别差异明显的特征, 政府应建立专门的数字贸易壁垒监测预警体系。同时, 借助数字化工具跟踪各国法规动态, 评估其对中国跨境电商出口的潜在影响, 并通过行业协会、商会和跨境电商平台及时向企业发布风险提示。

第二, 加强国内数字基础设施建设, 提升企业数字适应能力

实证结果表明, 数字基础设施能够缓解数字贸易壁垒的负面影响。数字基础设施的持续投入是缓解壁垒冲击的长期保障。政府应继续推进 5G、数据中心、工业互联网和跨境支付体系建设, 帮助中小制造企业提升数字化经营能力。

第三, 优化跨境电商政策支持体系, 促进出口市场多元化

针对不同发展水平国家的政策环境, 应采取差异化支持策略。对于发达国家市场, 应重点支持企业开展品牌化运营、独立站建设和高附加值产品出口; 对于发展中国家市场, 应加强双边数字合作和贸易便利化安排, 帮助企业降低合规成本和市场进入门槛。

第四, 着力推进品牌培育与价值提升

企业应加强产品设计、质量控制、品牌运营和用户数据沉淀, 通过独立站、社交媒体营销和海外本地化服务提升品牌溢价能力, 以更高附加值消化外部制度成本。

第五, 拓展多元市场, 优化出口结构

企业应建立多市场、多渠道的销售网络, 降低对单一平台和单一地区的依赖。中小企业可优先进入数字基础设施相对完善、与中国贸易关系较紧密的新兴市场, 积累海外运营经验; 具备规模和品牌优势的企业则可在维护欧美等成熟市场服务能力的同时, 逐步拓展东南亚、中东、拉美等增长潜力较大的市场。通过平台店铺、独立站、海外仓和本地合作伙伴的组合运营, 提升企业抵御数字贸易壁垒冲击的能力。

## 参考文献

- [1] Anderson, J.E. and van Wincoop, E. (2004) Trade Costs. *Journal of Economic Literature*, **42**, 691-751.  
<https://doi.org/10.1257/0022051042177649>
- [2] Eduardsen, J., Marinova, S., Leonidou, L.C. and Christodoulides, P. (2023) Organizational Influences and Performance Impact of Cross-Border E-Commerce Barriers: The Moderating Role of Home Country Digital Infrastructure and Foreign Market Internet Penetration. *Management International Review*, **63**, 433-467.  
<https://doi.org/10.1007/s11575-023-00500-w>
- [3] 王岚. 数字贸易壁垒的内涵、测度与国际治理[J]. 国际经贸探索, 2021, 37(11): 85-100.
- [4] 周念利, 姚亭亭. 数据跨境流动限制性措施对数字贸易出口技术复杂度影响的经验研究[J]. 广东财经大学学报, 2021, 36(2): 4-15.
- [5] 齐俊妍, 强华俊. 数字服务贸易限制措施影响服务出口了吗?——基于数字化服务行业的实证分析[J]. 世界经济研究, 2021(9): 37-52.
- [6] 赵晓斐. 数字贸易壁垒与全球价值链分工[M]. 北京: 经济科学出版社, 2024.
- [7] 杨振华, 陈海燕. 我国跨境电商企业受数字贸易壁垒的影响和发展途径[J]. 中国商论, 2023(16): 34-37.
- [8] 龚新蜀, 刘越. 双边数字服务贸易限制措施的进口抑制效应——基于数字化服务行业的实证研究[J]. 现代经济探讨, 2022(12): 64-78.
- [9] 郑志强, 陈雨. 数字服务贸易壁垒与跨境电子商务出口——来自中国跨境电商运单数据的证据[J]. 国际经贸探索, 2024, 40(11): 40-56.
- [10] 孟夏, 孙禄, 王浩. 数字服务贸易壁垒、监管政策异质性对数字交付服务贸易的影响[J]. 亚太经济, 2020(6): 42-52.