

贸易限制措施对中国数字服务出口技术复杂度的影响

许佳慧

江苏大学财经学院, 江苏 镇江

收稿日期: 2025年3月10日; 录用日期: 2025年3月26日; 发布日期: 2025年4月22日

摘要

在全球数字服务贸易快速扩张与技术竞争加剧的背景下, 本文基于2012~2021年各国贸易限制水平与中国数字服务出口数据, 构建修正的指数测度中国对70个主要贸易伙伴国的数字服务出口技术复杂度, 并采用工具变量法克服内生问题。研究发现: (1) 进口国贸易限制显著抑制中国数字服务出口技术复杂度提升; (2) 贸易限制通过提高双边贸易成本抑制出口技术复杂度, 技术创新能削弱贸易限制对出口技术复杂度的抑制效应; (3) 高收入国家限制的抑制强度较弱, 未和中国签订自贸协定国家的限制效应较强。研究拓展了出口技术复杂度理论框架, 为优化贸易政策、差异化应对国际规则博弈提供实证依据。

关键词

数字服务贸易限制措施, 出口技术复杂度, 双边贸易成本, 技术创新, 数字服务贸易

The Influence of Trade Restrictions on the Competitiveness of China's Digital Services Exports

Jiahui Xu

School of Finance and Economics, Jiangsu University, Zhenjiang Jiangsu

Received: Mar. 10th, 2025; accepted: Mar. 26th, 2025; published: Apr. 22nd, 2025

Abstract

Against the background of rapid expansion of global digital service trade and intensified technological competition, this paper constructs a modified index to measure the technological complexity of China's digital service export to 70 major trading partners based on the level of trade restrictions of each country and the data of China's digital service export from 2012 to 2021, and uses the in-

strumental variable method to overcome the endogenous problem. The results show that: (1) Trade restrictions of importing countries significantly inhibit the technological complexity of China's digital service export; (2) Trade restrictions inhibit the technological complexity of export by increasing bilateral trade costs. Technological innovation can weaken the inhibitory effect of trade restrictions on export technology complexity; (3) The restraint strength of restrictions in high-income countries is weak, and the restriction effect in countries that have not signed FTAs is stronger than that in countries that have signed FTAs. This study expands the theoretical framework of export technology complexity, and provides an empirical basis for optimizing trade policy and responding to the international rule game with differentiation.

Keywords

Measures to Restrict trade in Digital Services, Export Technical Complexity, Bilateral Trade Cost, Technological Innovation, Digital Service Trade

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

中共二十大明确提出建设贸易强国的战略目标，重点聚焦数字服务贸易发展、制度型开放以及治理体系构建。当前全球贸易格局正面临结构性变革，跨境电商等模式展现出强劲增长动力，标志着国际贸易进入数字化驱动的新阶段。然而，数字贸易的快速发展催生新型壁垒阻碍数字服务贸易发展，各国采取数字本地化等限制措施正在重构国际规则。而现有的研究大都立足于制造业领域，忽视进口国限制措施对中国数字服务的影响。

本文基于数据可得性，使用 2012~2021 年中国与 70 个主要数字服务贸易伙伴国的数据，系统考察进口国贸易限制措施对我国数字服务出口技术复杂度的影响机制。本文创新点在于：第一，构建双向分析框架考察进口国贸易限制对中国数字服务出口技术复杂度的抑制效应；第二，引入双边贸易成本中介作用与技术创新调节机制；第三，异质性检验不同市场的差异。以期为中国应对数字贸易规则重构，优化出口竞争力提供相应的依据。

2. 文献综述、理论分析与研究假设

2.1. 数字服务贸易的研究

2012 年，美国商务部首次提出“数字化服务贸易”概念，强调其依托 ICT 技术实现跨境交付的本质。USITC (2014) [1]将数字贸易界定为依托互联网技术的全流程活动，OECD (2019) [2]进一步构建框架：狭义指传统服务贸易的数字化形态，广义延伸新兴数字技术服务。

现有研究呈现内涵拓展与概念辨析双重特征。王拓(2019) [3]基于 OECD 框架提出，狭义数字服务贸易强调服务交付的属性；岳云嵩和李柔(2020) [4]聚焦跨境网络传输的特征，Ferencz (2019) [2]延伸至虚拟服务交互。此外，王岚(2021) [5]厘清了关键概念差异，监管措施作为中性政策工具涵盖各类规制手段，而限制措施特指具有抑制效应的强制性政策，二者在作用机制与影响强度上存在本质区别。

2.2. 数字服务贸易限制措施的研究

现有研究对限制措施的分类具有较完整框架。Fefer (2017) [6]将壁垒分为关税和非关税。王拓(2019)

[3]对比全球各经济体政策,中国限制水平高于 OECD 国家。余振(2020) [7]提出需通过国际合作协调第三方平台与数据监管。沈洁(2022) [8]则揭示不同研究在指标选择上的差异。

在影响方面学者多聚焦于贸易流量。孟夏等(2020) [9]与齐俊妍等(2021) [10]运用 DSTRI 指数和跨国面板,皆指出贸易限制显著抑制数字服务出口;李晓钟等(2024) [11]揭示进口国限制通过抬高贸易成本阻碍中国出口。龚新蜀、刘越(2022) [12]再次验证贸易成本的路径,指出数字基建与政府治理能缓解负面影响。

延伸研究发现,彭晴等(2024) [13]揭示东道国贸易限制通过数据孤岛、算法披露与技术门槛抑制跨国并购;胡宗彪(2024) [14]证实数据流动限制借互联网连通、信息技术与贸易规模三渠道提升服务贸易成本;马述忠(2024) [15]发现目的国设限虽削弱自身比较优势,却反向促进中国跨境电商出口增长。

2.3. 出口技术复杂度的测度发展和研究

出口技术复杂度始于 Michaely (1984) [16]提出的以各国人均收入及产品出口份额为权重测算产品技术含量。Hausmann (2005) [17]改进权重构建技术复杂度指标, Rodrik (2006) [18]扩展其内涵为高技术、高附加值产品占比的衡量。Hausmann (2007) [19]提出两步法:先计算产品出口技术复杂度指数,再合成国家出口技术复杂度(EXPY),奠定主流测度框架。

随着服务贸易兴起学者将 EXPY 拓展至服务领域。戴翔(2012) [20]沿用该方法测度中国服务出口技术复杂度,印证该指标对出口质量的解释力。影响因素方面,促进因素包括进口自由化(盛斌等, 2017) [21]、技术创新(李玉山等, 2019) [22]、金融开放(马勇, 2024) [23]、数字基建(陈原, 2024) [24]及数字贸易(朱勤, 2024) [25]。抑制因素中,戴魁早(2019) [26]基于中国制造业证实贸易限制措施的负向效应;齐俊妍、强华俊(2021) [10]跨国实证揭示服务业贸易限制抑制出口技术复杂度;丁一兵(2019) [27]指出中国出口份额与 FDI 的抑制作用。

2.4. 理论分析与研究假设

本文基于规模经济与比较优势理论,阐释贸易限制抑制中国数字服务出口技术复杂度的双重路径:其一,规模经济阻滞。贸易限制措施压缩国际市场抑制企业突破规模阈值,阻碍成本递减与技术迭代的效应;跨境服务流量萎缩削弱技术学习机制,导致数字服务供给陷入“低规模-高成本-弱创新”锁定。其二,比较优势扭曲。贸易限制割裂全球分工导致效率损失,数据要素密集型服务的专业化优势虚置、动态比较优势培育停滞,资源配置偏离技术复杂度提升的最优路径。基于此,提出本文假设 1:

H1: 进口国贸易限制措施显著抑制中国数字服务出口技术复杂度。

本文从贸易成本传导和技术创新调节双重视角,构建贸易限制措施对中国数字服务出口技术复杂度的影响机制:第一,贸易限制措施通过限制要素流动提高贸易成本,削弱国际市场需求;规模经济效益受阻导致服务供给成本增加,削弱产品国际竞争力;人才跨境流动障碍制约高技术含量服务供给能力。三方面共同压缩数字服务出口的技术溢价空间。第二,技术创新通过双重路径削弱贸易限制的抑制作用。一方面,技术追赶效应通过缩小与进口国技术标准差距,突破技术性贸易壁垒;另一方面,自主创新效应通过构建核心技术优势形成差异化竞争力,推动产业数字化转型实现服务供给升级。二者协同作用能够重构全球价值链分工地位,形成跨越贸易限制的动态调整能力。基于此,提出本文假设 2、3:

H2: 进口国贸易限制通过提高双边贸易成本抑制中国数字服务出口技术复杂度。

H3: 技术创新在进口国贸易限制抑制中国数字服务出口技术复杂度中起正向调节作用。

现有研究多聚焦于制造业和跨国面板,缺乏以中国为出口国视角的进口国贸易限制对数字服务出口技术复杂度影响的探讨。本文创新点在于:第一,立足中国数字服务出口视角,揭示进口国贸易限制措施的影响效应;第二,通过实证检验阐明贸易限制通过成本效应抑制技术复杂度的作用机制;第三,验

证技术创新的调节作用；第四，基于异质性检验提出差异化政策建议，为提升我国数字服务出口质量提供决策参考。

3. 模型设定、变量选取及数据说明

3.1. 出口技术复杂度的测度

出口技术复杂度的测算上，采用 Hausmann (2007) [19] 方法，先计算数字服务分项 k 的出口技术复杂度 $PRODY_k$ ：

$$PRODY_k = \sum_i \frac{\frac{x_{ik}}{x_i}}{\sum_i \frac{x_{ik}}{x_i}} Y_i \quad (1)$$

式(1)中， $PRODY_k$ 为数字服务分项 k 的出口技术复杂度， i 为国家， x_{ik} 为 i 国 k 数字服务分项的出口额， x_i 为 i 国数字服务总出口额， Y_i 为 i 国人均 GDP。国家层面的数字服务出口技术复杂度 $EXPY_i$ 由产品出口技术复杂度 $PRODY_k$ 和行业占总出口份额进行加权加总得到：

$$EXPY_i = \sum_k \frac{x_{ik}}{x_i} PRODY_k \quad (2)$$

为测算中国对不同进口国的数字服务出口技术复杂度，结合丁一兵(2019) [27] 等改良的计算方法，利用出口国向贸易伙伴国出口数字服务分项 k 占数字服务行业的出口份额作为权重，计算中国对贸易伙伴国 i 的数字服务出口技术复杂度 $EXPY_{cit}$ 为：

$$EXPY_{cit} = \sum_{k=1}^n \frac{x_{cit}^k}{x_{ct}} PRODY_k \quad (3)$$

式(3)中， $EXPY_{cit}$ 表示 t 时期中国对 i 国的数字服务出口技术复杂度， $PRODY_k$ 表示 t 时期数字服务分项 k 的出口技术复杂度， c 为中国， t 为年份， x_{cit}^k 为 t 时期中国对 i 国数字服务分项 k 的出口总额， x_{ct} 为 t 时期中国数字服务出口的总额， $\frac{x_{cit}^k}{x_{ct}}$ 为 t 时期中国对贸易伙伴 i 国出口数字服务分项 k 占总出口的份额。

在数据可获得基础上，选取 2012~2021 年中国数字服务贸易出口额排名前 70 位的国家为样本，且中国每年对样本国的数字服务出口额都超过总额的 71%。基于 EBOPS 2010 分类与周念利等(2021) [28] 的研究，将数字服务贸易分六类：保险与养老金服务、金融服务、ICT 服务、知识产权使用费、个人文娱服务及其他商业服务。

3.2. 模型构建

3.2.1. 基准模型构建

为验证假设 H1，构建国家 - 时间双向固定效应模型，模型设定如下：

$$\ln EXPY_{cit} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DSTRI_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \lambda_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， $EXPY_{cit}$ 为中国 t 年对 i 国的出口技术复杂度， $DSTRI_{it}$ 为 i 国 t 年的贸易限制水平。 Z_{it} 为控制变量集， ε_{it} 为随机残差项， i 表示进口国， c 为中国， t 为年份， λ_i 和 θ_t 分别为国家、时间固定效应。

3.2.2. 中介效应模型构建

为验证双边贸易成本的中介作用，本文依照江艇(2022) [29] 的方法构建中介效应模型，模型设定如下：

$$\ln EXPY_{cit} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DSTRI_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \lambda_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$COT_{cit} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DSTRI_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \lambda_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, $EXPY_{cit}$ 为中国 t 年对 i 国的出口技术复杂度, $DSTRI_{it}$ 为 i 国 t 年的数字服务贸易限制水平。 COT_{cit} 为中介变量, 其余同上。本文借鉴张洪胜等(2021) [30]的方法测算双边贸易成本, 计算公式如下:

$$COT_{cit} = \left(\frac{X_{cct} X_{iit}}{X_{cit} X_{ict}} \right)^{\frac{1}{2(\sigma-1)}} - 1 \quad (7)$$

其中, COT_{cit} 表示中国与进口国 i 的双边贸易成本, X_{cct} 和 X_{iit} 分别表示 t 年中国和 i 国的国内贸易增加值, X_{cit} 和 X_{ict} 分别表示 t 年中国对 i 国的出口和进口贸易额。 σ 为两国间数字服务产品的替代弹性, 一般取值为 5~10 之间。沿用马述忠等(2019) [15]的做法, 将 σ 设定为 8, 并进一步取值为 6 和 10 进行稳健性检验。

3.2.3. 调节效应模型构建

为验证技术创新的调节作用, 本文根据江艇(2022) [29]的方法构建调节效应模型, 模型设定如下:

$$\ln EXPY_{cit} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DSTRI_{it} + \gamma \ln DSTRI_{it} \cdot PA_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \lambda_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式(8)中, PA_{it} 为技术创新水平, 为了避免规模差异的影响, 本文使用中国与贸易伙伴国的专利申请数之比作为技术创新能力的代理变量。 $\ln DSTRI_{it} \cdot PA_{it}$ 为贸易限制水平与技术创新水平的交乘项, 其余同上。

3.3. 变量选取及数据来源

3.3.1. 变量选取

(1) 被解释变量: 出口技术复杂度($\ln EXPY_{cit}$)

利用 OECD、WTO 和世界银行数据库提取的原数据, 计算中国对 70 个国家的数字服务出口技术复杂度。

(2) 解释变量: 数字服务贸易限制措施水平($\ln DSTRI_{it}$)

本文采用 OECD 数字服务贸易限制指数($DSTRI$)衡量各国贸易限制水平, 该指数经彭晴等(2024) [13]验证具有准确性。研究覆盖中国 70 个主要贸易伙伴国, 由于 $DSTRI$ 指数从 2014 年开始发布且早年数据变化幅度极小或无差别, 参考齐俊妍等(2021) [10]的做法, 以 2014 年的值填补 2012、2013 年缺失数据, 并取对数处理。

(3) 控制变量(Z_{it})

以波特钻石模型为基础本文选取以下控制变量: 消费规模($\ln POP_{it}$)、数字基础设施($\ln DI_{it}$)、人力资本(HC_{it})、相对经济规模($RGDP_{it}$)、服务业发展规模($\ln VAST_{it}$)。

3.3.2. 变量说明和数据来源

本文变量描述性统计以及变量说明和数据来源分别如表 1、表 2 所示。

Table 1. Descriptive statistics of primary variables

表 1. 主要变量描述性统计

变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
$EXPY$	700	0.023	0.002	0.018	0.029
$DSTRI$	700	0.15	0.12	0.02	0.58

续表

<i>HC</i>	690	0.634	0.15	0.197	0.895
<i>RGDP</i>	700	0.075	0.203	0.001	1.905
<i>POP</i>	700	61388312	1.677e+08	320716	1.414e+09
<i>DI</i>	685	7914279.6	15244107	8540	1.260e+08
<i>VAST</i>	700	596997.2	1843404	2870.3365	18092318
<i>PA</i>	622	32619.124	111291.07	1.865	1393815
<i>COT</i>	697	2.635	0.792	1.196	5.136

Table 2. Variables and data sources

表 2. 变量及数据来源

变量类型	变量简称	变量名	变量含义	数据来源
被解释变量	$\ln EXPY_{cit}$	出口技术复杂度	我国对进口国的数字服务出口技术复杂度	OECD 与世界银行数据库
解释变量	$\ln DSTRI_{it}$	贸易限制措施	进口国的数字服务限制指数	OECD 数据库
	HC_{it}	服务人力资本	服务业劳动力占有所有劳动力比重	世界银行数据库
	$\ln POP_{it}$	消费规模	进口国人口数	世界银行数据库
控制变量	$\ln DI_{it}$	数字基础设施	固定宽带订阅用户数	世界银行数据库
	$RGDP_{it}$	相对经济规模	中国与进口国 GDP 之比	世界银行数据库
	$\ln VAST_{it}$	服务业发展规模	服务贸易增加值	世界银行数据库
中介变量	COT_{cit}	双边贸易成本	中国与进口国的贸易成本	世界银行数据库
调节变量	PA_{it}	技术创新能力	中国与进口国专利申请数之比	世界银行数据库

4. 实证结果分析

4.1. 基准回归结果

基准回归结果如表 3 所示，列(1)未加入控制变量时，进口国贸易限制措施($\ln DSTRI$)在 1%水平下显著抑制中国数字服务出口技术复杂度($\ln EXPY$)。列(6)纳入全部控制变量后， $DSTRI$ 系数仍显著为负，本文假设 H1 得到验证成立。综上所述，进口国贸易限制显著抑制中国数字服务出口技术复杂度提升。

Table 3. Baseline regression result

表 3. 基准回归结果

变量	(1) $\ln EXPY$	(2) $\ln EXPY$	(3) $\ln EXPY$	(4) $\ln EXPY$	(5) $\ln EXPY$	(6) $\ln EXPY$
$\ln DSTRI$	-0.016*** (0.004)	-0.018*** (0.004)	-0.019*** (0.004)	-0.020*** (0.004)	-0.021*** (0.004)	-0.021*** (0.004)
$\ln POP$		-0.148*** (0.043)	-0.206*** (0.046)	-0.217*** (0.046)	-0.227*** (0.047)	-0.219*** (0.047)

续表

<i>lnDI</i>	0.014***	0.013***	0.012***	0.013***		
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)		
<i>HC</i>		0.258***	0.251***	0.256***		
		(0.093)	(0.093)	(0.093)		
<i>RGDP</i>			0.070*	0.093**		
			(0.041)	(0.043)		
<i>lnVAST</i>				-0.017		
				(0.012)		
constant	-3.857***	-1.412**	-0.645	-0.604	-0.431	-0.395
	(0.019)	(0.710)	(0.751)	(0.747)	(0.753)	(0.754)
<i>N</i>	700	700	685	685	685	682
R ²	0.872	0.874	0.876	0.878	0.878	0.878
年份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
国家固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：“*” “**” “***” 分别表示在 10%、5%、1%置信水平显著，下同。

4.2. 稳健性检验

稳健性检验涵盖四方面，结果如表 4 所示：列(1)和列(3)分别为将被解释变量和解释变量滞后一期的结果，列(2)为替换核心解释变量为数字服务贸易限制异质性指数(*DSTRIH*)的结果，列(4)为数据进行 1%缩尾处理的结果。均与基准回归保持一致，说明研究具有一定稳健性。

Table 4. Robustness test

表 4. 稳健性检验

变量	(1) <i>L.lnEXPY</i>	(2) <i>lnEXPY</i>	(3) <i>lnEXPY</i>	(4) <i>lnEXPY</i>
<i>lnDSTRI</i>	-0.018*** (0.004)			-0.019*** (0.004)
<i>lnDSTRIH</i>		-0.025** (0.010)		
<i>L.lnDSTRI</i>			-0.020*** (0.005)	
<i>lnPOP</i>	-0.258*** (0.050)	-0.130*** (0.045)	-0.244*** (0.053)	-0.166*** (0.045)
<i>lnDI</i>	0.022*** (0.004)	0.016*** (0.004)	0.016*** (0.005)	0.017*** (0.004)
<i>HC</i>	0.160* (0.097)	0.159* (0.091)	0.258** (0.103)	0.243*** (0.089)

续表

<i>RGDP</i>	0.093*	0.053	0.116**	0.080
	(0.054)	(0.058)	(0.058)	(0.057)
<i>lnVAST</i>	-0.028**	-0.022*	-0.004	-0.022*
	(0.013)	(0.012)	(0.013)	(0.012)
constant	0.351	-1.780**	-0.130	-1.236*
	(0.814)	(0.724)	(0.858)	(0.728)
<i>N</i>	613	682	613	682
<i>R</i> ²	0.847	0.884	0.894	0.887
时间固定	YES	YES	YES	YES
国家固定	YES	YES	YES	YES

4.3. 内生性检验

为缓解内生性偏误本文采用最小二乘法(2SLS)进行检验。工具变量(IV)构建参照彭晴(2024) [13]与刘斌(2020) [31]设计思路：选取与进口国 *i* 无自由贸易协定且非同一地理区域国家 *j* 的 *DSTRI* 加权值作为工具变量，权重为两国经济发展水平相似性指数 *SI_{ij}*，得到 *DSTRI_{it}*^{IV}。

$$DSTRI_{it}^{IV} = \sum_j DSTRI_{jt} \times SI_{ij} \tag{9}$$

其中，*DSTRI_{it}*^{IV} 为 *i* 国贸易限制水平的代理工具变量，*DSTRI_{jt}* 为 *j* 国 *t* 年的数字服务贸易限制指数，*SI_{ij}* 为两国经济发展相似性指数，*SI_{ij}* 的构建公式如下。其中，*ln PEGDP_i* 和 *ln PEGDP_j* 分别为两国人均 GDP 的对数。

$$SI_{ij} = 1 - \left(\frac{\ln PEGDP_i}{\ln PEGDP_i + \ln PEGDP_j} \right)^2 - \left(\frac{\ln PEGDP_j}{\ln PEGDP_i + \ln PEGDP_j} \right)^2 \tag{10}$$

2SLS 检验结果如表 5 所示：第一阶段 IV 系数显著为正(列 1)，第二阶段 *DSTRI* 显著为负且与基准结果一致(列 2)。Wald F 值 > 10、LM 检验 P = 0，通过弱工具变量与识别有效性检验。此外，将核心解释变量滞后一期作为工具变量的检验结果如表 5 列(3)、(4)所示，依旧通过检验。

Table 5. Endogeneity test
表 5. 内生性检验

变量	(1) <i>lnDSTRI</i>	(2) <i>lnEXPY</i>	(3) <i>lnDSTRI</i>	(4) <i>lnEXPY</i>
<i>lnIV</i>	0.387*** (5.19)		0.773*** (13.88)	
<i>lnPOP</i>	-2.058*** (-3.48)	-0.226*** (-3.36)	-1.028** (-2.20)	-0.271*** (-3.54)
<i>lnDI</i>	-0.029 (-0.87)	0.013** (2.22)	0.035 (1.07)	0.017*** (2.79)
<i>HC</i>	1.147 (1.46)	0.264*** (2.82)	0.595 (1.18)	0.273*** (2.81)

续表

<i>RGDP</i>	0.840*** (3.41)	0.096** (2.34)	0.506** (2.54)	0.129** (2.43)
<i>lnVAST</i>	0.121 (1.22)	-0.017 (-1.08)	-0.043 (-0.55)	-0.005 (-0.32)
<i>lnDSTRI</i>		-0.024** (-2.40)		-0.026*** (-3.88)
Constant	25.731*** (3.06)	-0.587 (-0.64)	13.771** (2.17)	-0.043 (-0.04)
Kleibergen-Paap rk LM statistic	22.813 (0.000)	22.813 (0.000)	71.858 (0.000)	71.858 (0.000)
Observations	682	682	613	613
Cragg-Donald Wald F statistic	112.466	112.466	689.52	689.52
R-squared		0.895		0.910
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	26.97	26.97	192.6	192.6

4.4. 中介效应检验

Table 6. Intermediate effect test

表 6. 中介效应检验

变量	(1) <i>lnEXPY</i>	(2) <i>COT</i> ($\sigma = 8$)	(3) <i>COT</i> ($\sigma = 6$)	(4) <i>COT</i> ($\sigma = 10$)
<i>lnDSTRI</i>	-0.0209*** (-5.0034)	0.0351** (2.3974)	0.1060*** (2.7421)	0.0176** (2.1910)
<i>lnPOP</i>	-0.2186*** (-4.6325)	0.0886 (0.5357)	0.1373 (0.3143)	0.0607 (0.6691)
<i>lnDI</i>	0.0130*** (3.2552)	-0.0479*** (-3.4194)	-0.1296*** (-3.5076)	-0.0257*** (-3.3418)
<i>HC</i>	0.2563*** (2.7701)	0.5955* (1.8354)	1.3529 (1.5790)	0.3521** (1.9780)
<i>RGDP</i>	0.0927** (2.1326)	-0.6561*** (-4.3068)	-1.6999*** (-4.2258)	-0.3612*** (-4.3227)
<i>lnVAST</i>	-0.0168 (-1.3852)	0.0809* (1.9043)	0.1898* (1.6919)	0.0470** (2.0171)
Constant	-0.3950 (-0.5240)	0.8160 (0.3088)	2.4822 (0.3557)	0.4577 (0.3157)
Observations	682	682	682	682
R ²	0.8781	0.5506	0.5092	0.5732

中介效应回归结果如表 6 所示。当 σ 分别设定为 8、6、10 时(列(2)~(4))，DSTRI 的回归系数均显著

为正。以列(2) $\sigma = 8$ 为例，贸易限制措施对双边贸易成本具有显著提升效应，该结论在不同参数设定下保持稳健。实证验证了假设 H2，进口国贸易限制通过增加双边贸易成本抑制我国数字服务出口技术复杂度提升。

4.5. 调节效应检验

调节效应回归结果如表 7 所示。X_D 为贸易限制与技术创新的交乘项，回归结果显著为正，表明技术创新对于进口国实施贸易限制措施对中国数字服务出口技术复杂度的抑制影响有显著的削弱作用，验证了假设 H2，与理论分析保持一致。

Table 7. Adjustment effect test

表 7. 调节效应检验

变量	(1) lnEXPY	(2) lnEXPY
lnDSTRI	-0.0187*** (-4.6505)	-0.0177*** (-4.4847)
lnPOP	-0.1661*** (-3.6876)	-0.1458*** (-3.2618)
lnDI	0.0166*** (3.9296)	0.0253*** (5.2596)
HC	0.2427*** (2.7310)	0.2813*** (3.2293)
RGDP	0.0798 (1.3914)	0.0574 (1.0217)
lnVAST	-0.0222* (-1.8032)	-0.0181 (-1.4779)
Pa		0.0023 (1.6229)
X_D		0.0038*** (3.0382)
Constant	-1.2364* (-1.6991)	-1.7679** (-2.4370)
N	682	672
R ²	0.8866	0.8934

4.6. 异质性检验

为探究不同收入水平国家以及是否与中国签订自由贸易协定(RTA)国家的贸易限制措施对中国数字服务出口技术复杂度的异质性影响，分别依世界银行的分类将贸易伙伴国分为高、中、低收入三类，依是否签订 RTA 分为两类。回归结果如表 8 所示：列(1)为高收入国家，贸易限制措施(DSTRI)显著抑制中国数字服务出口技术复杂度(EXPY)，主因其限制多集中于技术标准、数据隐私等；列(2)为中等收入国家，DSTRI 系数为负且绝对值高于高收入组，主因高收入国技术标准普适性更强、透明度更高，而中等收入

国适配成本更大；列(3)为低收入国家影响不显著，源于双边数字服务贸易体量小、结构单一及东道国监管能力有限；列(4)为与中国签订 RTA 的国家，贸易限制抑制作用在 5%水平显著，因 RTA 条款可部分对冲限制强度；列(5)为未签订 RTA 的国家，抑制作用在 1%水平下显著，相较签订 RTA 国家抑制作用更强主因规制模糊度高且争端解决机制缺失。

综上所述，贸易限制的抑制效应随目标国收入升高呈“倒 U 型” (中等收入国最强)，且 RTA 可通过规则透明化与争端机制缓解负面影响，但无法完全消除。

Table 8. Heterogeneity test
表 8. 异质性检验

分组 变量	不同收入水平			是否签订 RTA	
	(1) lnEXPY	(2) lnEXPY	(3) lnEXPY	(4) lnEXPY	(5) lnEXPY
lnDSTRI	-0.019*** (0.004)	-0.029*** (0.010)	-0.026 (0.008)	-0.036** (0.015)	-0.018*** (0.005)
lnPOP	-0.025 (0.046)	-0.313*** (0.101)	-0.833 (0.386)	-0.276* (0.154)	-0.197*** (0.055)
lnDI	-0.021* (0.011)	0.003 (0.008)	-0.004 (0.002)	0.016* (0.009)	0.012** (0.005)
HC	0.035 (0.099)	0.309* (0.162)	0.243 (0.164)	0.237* (0.129)	0.196 (0.130)
RGDP	0.114*** (0.028)	-0.447** (0.181)	-2.860 (4.534)	-0.570 (0.421)	0.100** (0.047)
lnVAST	0.033** (0.013)	0.012 (0.025)	-0.044 (0.044)	0.035 (0.028)	-0.026* (0.015)
Constant	-3.605*** (0.671)	1.157 (1.735)	11.537 (7.223)	0.012 (2.712)	-0.609 (0.856)
N	375.000	290.000	17.000	172.000	510.000
r2	0.953	0.845	1.000	0.927	0.865
r2_a	0.946	0.817	1.000	0.911	0.845

5. 结论及建议

5.1. 结论

本文实证检验了进口国贸易限制对中国数字服务出口技术复杂度的影响。研究发现：(1) 进口国贸易限制显著抑制中国数字服务出口技术复杂度，抑制竞争力提升。(2) 进口国实施贸易限制措施通过双边贸易成本抑制中国数字服务出口技术复杂度，降低竞争力。(3) 技术创新削弱进口国实施贸易限制的抑制效应。(4) 进口国贸易限制措施对中国数字服务出口技术复杂度的抑制作用存在明显的国家异质性。

5.2. 政策启示及建议

基于上述结论，本文在此提出如下政策启示：① 深化多边数字基建协同机制：推动建立区域数字基

建合作联盟, 优先在重点地区开展跨境数字网络共建。通过设立专项融资支持机制, 引导成员国共同制定技术开放规则, 探索数字基建标准协同路径。② 完善技术协同创新生态系统: 在重点区域试点数字基建与技术创新融合试验区, 建立企业技术采购激励机制, 明确数字基建项目中的新技术应用比例要求。推动跨国产学研联合创新平台建设, 完善技术成果转化利益分配机制。③ 构建数字贸易动态治理体系: 建立多维度政策监测平台, 系统追踪主要经济体数字贸易限制措施演变趋势。设计分级预警指标模型, 针对关键技术、核心产业建立差异化应急响应预案, 形成政策干预工具箱。④ 优化国际规则博弈策略组合: 依据国家数字竞争力差异制定分层应对方案, 在 WTO 框架内联合新兴市场构建数字主权议题联盟, 同时通过区域协定试点前沿规则创新。建立数字监管互认试点机制, 探索与发展水平相适应的规制协同路径。⑤ 推进跨境数据规制协同创新: 构建分类分级数据跨境流动管理体系, 在重点开放区域开展制度压力测试。推动建立区域性数据合作治理框架, 优先在电商、物流等领域形成示范性规制协调方案, 探索可复制的国际合作模式。

参考文献

- [1] USITC (2014) Digital Trade in the U.S. and Global Economies, Part 2.
- [2] Ferencz, J. (2019) The OECD Digital Services Trade Restrictiveness Index. OECD Trade Policy Papers, No. 221, OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/16ed2d78-en>
- [3] 王拓. 数字服务贸易及相关政策比较研究[J]. 国际贸易, 2019(9): 80-89.
- [4] 岳云嵩, 李柔. 数字服务贸易国际竞争力比较及对我国启示[J]. 中国流通经济, 2020, 34(4): 12-20.
- [5] 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.
- [6] Fefer, R.F., Akhtar, S.I. and Morrison, W.M. (2017) Digital Trade and US Trade Policy. *Current Politics and Economics of the United States, Canada and Mexico*, 19, 1-52.
- [7] 余振. 全球数字贸易政策: 国别特征、立场分野与发展趋势[J]. 国外社会科学, 2020(4): 33-44.
- [8] 沈洁. 数字贸易壁垒的界定与评估: 标准、结果和驱动因素[J]. 学术研究, 2022(4): 96-104.
- [9] 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, 147.
- [10] 齐俊妍, 强华俊. 数字服务贸易壁垒影响服务出口复杂度吗——基于 OECD-DSTRI 数据库的实证分析[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2021(4): 1-18.
- [11] 李晓钟, 张文佳. 数字服务贸易壁垒对数字服务出口的影响效应研究[J]. 国际贸易, 2024(7): 56-68.
- [12] 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.
- [13] 彭晴, 高凡, 李杰. 看不见的数字屏障: 数字服务贸易壁垒与全球跨国并购[J]. 中国工业经济, 2024(9): 43-61.
- [14] 胡宗彪, 秦源良, 李新. 数据跨境流动限制如何影响国际服务贸易成本——基于跨国服务业分行业数据的分析[J]. 国际贸易问题, 2024(11): 87-105.
- [15] 马述忠, 李彦陈, 张道涵, 等. 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.
- [16] Michaely, M. (1984) Trade, Income Levels, and Dependence. North-Holland.
- [17] Hausmann, R., Pritchett, L. and Rodrik, D. (2005) Growth Accelerations. *Journal of Economic Growth*, 10, 303-329. <https://doi.org/10.1007/s10887-005-4712-0>
- [18] Rodrik, D. (2006) What's So Special about China's Exports? *China World Economy*, 14, 1-19. <https://doi.org/10.1111/j.1749-124x.2006.00038.x>
- [19] Hausmann, R., Hwang, J. and Rodrik, D. (2006) What You Export Matters. *Journal of Economic Growth*, 12, 1-25. <https://doi.org/10.1007/s10887-006-9009-4>
- [20] 戴翔. 中国服务贸易出口技术复杂度变迁及国际比较[J]. 中国软科学, 2012(2): 52-59.
- [21] 盛斌, 毛其淋. 进口贸易自由化是否影响了中国制造业出口技术复杂度[J]. 世界经济, 2017, 40(12): 52-75.
- [22] 李玉山, 陆远权, 王拓. 金融支持与技术创新如何影响出口复杂度?——基于中国高技术产业的经验研究[J]. 外

-
- 国经济与管理, 2019, 41(8): 43-57.
- [23] 马勇, 肖瑞彤. 金融开放、技术进步与出口复杂度[J]. 国际贸易问题, 2024(8): 140-157.
- [24] 陈原, 杨莉. 数字基础设施赋能数字服务贸易高质量发展研究——基于出口技术复杂度视角的分析[J]. 价格理论与实践, 2024(7): 201-206, 224.
- [25] 朱勤, 周祥祥. 数字贸易发展如何影响全球价值链地位提升?来自中国城市层面的经验证据[J]. 世界经济研究, 2024(4): 105-115, 136.
- [26] 戴魁早, 方杰炜. 贸易壁垒对出口技术复杂度的影响——机制与中国制造业的证据[J]. 国际贸易问题, 2019(12): 136-154.
- [27] 丁一兵, 宋畅. 出口市场份额、FDI 流入与中国制造业出口技术复杂度[J]. 国际贸易问题, 2019(6): 117-132.
- [28] 周念利, 姚亭亭. 数字服务贸易限制性措施贸易抑制效应的经验研究[J]. 中国软科学, 2021(2): 11-21.
- [29] 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.
- [30] 张洪胜, 潘钢健. 跨境电子商务与双边贸易成本: 基于跨境电商政策的经验研究[J]. 经济研究, 2021, 56(9): 141-157.
- [31] 刘斌, 赵晓斐. 制造业投入服务化、服务贸易壁垒与全球价值链分工[J]. 经济研究, 2020, 55(7): 159-174.