

目的国数字经济发展与中国出口产品质量： 内在机制与双重鸿沟

綦建红¹ 赵伟康²

(1. 山东大学, 山东 济南 250100; 2. 山东农业大学, 山东 泰安 271018)

摘要: 数字经济是大国博弈和制造业竞争的制高点。本文在理论模型推导的基础上, 参照 G20 数字经济测算工具箱构建具有国际可比性的数字经济发展指数, 考察目的国数字经济对中国出口产品质量的影响与内在机制, 并进一步讨论双重数字鸿沟的影响。结果表明, 目的国数字经济的发展显著促进了中国出口产品质量的提升; 这一促进作用主要通过成本降低机制、技术溢出机制和差异化竞争机制实现, 相比之下, 风险缓解机制并不显著; 其中, 成本降低机制和技术溢出机制主要发生在工业竞争力强、与中国并未签订区域贸易协定的目的国, 而差异化竞争机制主要作用于工业制造乏力、与中国签订区域贸易协定的目的国; 中国与目的国之间、与其他出口竞争国之间的数字鸿沟, 分别对中国出口产品质量产生了迥然不同的“逆向选择效应”和“正向促进效应”, 但是从长期看, 从“数字鸿沟”走向“数字包容”更有利于中国出口产品质量的提升。

关键词: 数字经济; 出口产品质量; 内在机制; 数字鸿沟

中图分类号: F746.12

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2026) 04-0001-23

一、引言和文献综述

中共中央、国务院于 2023 年发布的《质量强国建设纲要》提出加快产品质量提档升级, 推动工业品质量迈向中高端。提高出口产品质量成为推进中国经济高质量发展、实现“质量强国”和“贸易强国”的重要引擎。

在数字经济方兴未艾的时代, 中国企业的出口产品质量提升之路有喜有忧。数字经济发展不仅带动了各国的包容性增长 (Ren et al., 2022; 陈东和秦子洋, 2022), 还在一定程度上改变了目的国市场的消费模式、消费理念和消费结构, 加快了目的国的消费升级, 为各国带来了广阔的出口机会 (Jaimovich and Merella, 2015; Zhu et al., 2019), 也为中国出口产品质量升级提供了崭新的机遇。但是近年来, 中国与其他主要出口国之间的竞争不再局限于传统的质量比拼, 而是拓展到目的国数字经济效应的争夺; 中国与大多数目的国在信息通信技术 (ICT) 普及和应用方面出现了严重的“数字鸿沟”, 有可能成为出口产品质量提升的阻碍性因素, 亟需高度关注和重点考量。

国内外学者不仅从企业生产率 (施炳展和邵文波, 2014)、中间品投入 (许家云等, 2017)、贸易保护 (Amiti and Khandelwal, 2013)、汇率变动 (Chen and Juvenal, 2016) 等企业内部和外部因素考察了出口产品质量的影响因素, 而且近年来愈加关注出口国数字经济发展对出口产品质量的影响。早期研究发现, ICT 应用能够跨越贸易信息壁垒, 降低搜索和匹配成本 (孙浦阳等, 2017); 打破传统贸易的时间与空间限制, 通过互联网平台避免跨国商务谈判的人力物力消耗, 降

作者简介: 綦建红, 山东大学经济学院、人工智能与经济研究中心教授, 博士生导师, 研究方向: 国际直接投资、国际贸易理论与政策、人工智能与出口升级; 赵伟康, 山东农业大学经济管理学院讲师, 博士, 研究方向: 数字经济。

基金项目: 山东省自然科学基金项目“人工智能应用对产业链稳定的影响研究: 基于产业外迁的视角”(项目编号: ZR2024MG051); 山东大学人文社科重大项目“‘一带一路’重点国家的数字经济发展对中国外循环质量的影响研究”(项目编号: 23RWZD12)。

低沟通成本（盛丹等，2011）；还能够通过主页建设、数字营销等渠道降低目的国的额外销售成本（Coviello et al., 2017），均有助于提升出口企业的产品质量。在最新研究中，出口国数字经济发展对出口产品质量的提升效应得到了广泛的认可（杜明威等，2022；王瀚迪和袁逸铭，2022）。究其原因，出口国的数字经济发展能够助力企业获取高效的创新资源，作出更有效的生产和技术创新决策（Bloom et al., 2014；唐松等，2020），还能够助力企业高效识别技术改进的最优路径，根据目的国市场需求进行精准的产品定位，开发适合当地市场的新产品（Schakenraad, 2010；Zhao et al., 2022）。与上述研究不同，刘永辉等（2023）率先聚焦目的国数字经济发展，讨论了数字经济如何通过市场竞争影响中国出口产品质量。不难看出，已有文献主要从出口国数字经济发展的视角出发，从目的国视角考察出口产品质量的文献凤毛麟角。

本文采用 2011~2015 年中国工业企业数据库和海关数据库的匹配数据，考察目的国数字经济发展对中国出口产品质量的影响及其作用机制，并进一步讨论双重数字鸿沟对中国出口产品质量的影响。与已有研究相比，本文可能的边际贡献有 3 点。第一，与已有文献从供给侧视角出发，大多按照中国省级数字经济指标体系测度目的国数字经济发展水平不同，本文选择从需求侧出发，借助 G20 数字经济测算工具箱，构建具有国际可比性的目的国数字经济发展指数，全面考察其对中国出口产品质量的影响。第二，本文在揭示目的国数字经济何以影响中国出口产品质量时，既纳入了中国企业视角的成本降低机制和技术溢出机制，也纳入了目的国视角的风险缓解机制与差异化竞争机制，并采用 Dippel 等（2020）的内生中介效应模型加以检验。在此基础上，本文还从目的国实体经济及其与中国的贸易关系出发，区分了上述作用机制的异质性，丰富了数字经济发展影响出口产品质量供需两端的作用渠道。第三，本文进一步考察数字鸿沟对中国出口产品质量的影响，不仅考虑中国与目的国之间数字鸿沟的“逆向选择效应”，还考虑同一目的国市场上中国与其他出口竞争国之间数字鸿沟的“正向促进效应”，并比较其对尖端技术产品出口质量的影响，以全面把握数字经济全球化发展对中国出口产品质量的不同作用。

二、理论模型分析

本文参照 Melitz（2003）、Crinò 和 Epifani（2012）的做法，构建异质性出口产品模型。假设目的国的代表性消费者具有以下偏好：

$$U = \left[\int_{x \in X} \lambda(x)^{\theta(1-\rho)} Q_x^\rho d(x) \right]^{\frac{1}{\rho}} \quad (1)$$

其中， $\lambda(x)$ 为产品 x 的质量， θ 为消费者对产品质量的偏好系数， Q_x 为消费者对产品 x 的需求，并根据消费者预算约束下效用最大化得到：

$$Q_x = \lambda(x)^\theta \frac{p(x)^{-\sigma} S}{P^{1-\sigma}} \quad (2)$$

其中， S 为目的国消费者对中国出口产品的总支出， P 为总体价格指数， $p(x)$ 为产品 x 的价格， $\sigma = (1 - \rho)^{-1} > 1$ 为产品间替代弹性。

假设企业 i 的边际成本随着企业生产率的提高而降低，随着产品质量的提高而增加（Verhoogen, 2008），则有：

$$MC_i = c_i \lambda_i^\delta \quad (3)$$

其中， $\delta > 0$ 为边际成本的质量弹性。

假设企业 i 出口产品的每单位质量由国内生产成本（ C_d ）、冰山成本（ T ）、出口销售成本（ C_f ）

和技术水平 ϕ_i 共同决定：

$$c_i = \frac{T[C_d + C_f]}{\phi_i} \quad (4)$$

企业出口收益 (TR) 会受到目的国经济不确定性 (μ) 影响, 由式 (2) ~ 式 (4) 可以推导出企业 i 出口产品 x 的期望收益函数, 其中 k 为 0 到 1 之间的常数, 用以衡量经济不确定性风险损失后的收益比例, 即:

$$TR_{ix} = (1 - \mu)TR_{ix} + \mu k TR_{ix} = [1 + (k - 1)\mu]p(x)Q_x = [1 + (k - 1)\mu]\lambda(x)^{\theta} \frac{p(x)^{1-\sigma} S}{p^{1-\sigma}} \quad (5)$$

假设企业生产产品的固定成本由两部分构成, 一部分为不随产品质量变化的进入成本 F_1 , 另一部分成本 F_2 与质量相关, 那么企业固定成本为:

$$F = F_1 + F_2 = F_1 + \lambda_i^{\eta} \quad (6)$$

其中, η 为固定成本相对于产品质量的弹性, 以控制企业固有属性。由式 (3)、式 (5) 和式 (6) 得到企业出口产品 x 的利润函数及其对价格的一阶导数:

$$\pi = [1 + (k - 1)\mu]\lambda(x)^{\theta} \frac{p(x)^{1-\sigma} S}{p^{1-\sigma}} - \frac{T(C_d + C_f)\lambda_i^{\delta}}{\phi_i} \lambda(x)^{\theta} \frac{p(x)^{-\sigma} S}{p^{1-\sigma}} - F_1 - \lambda_i^{\eta} \quad (7)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial p} = (1 - \sigma)p^{-\sigma} \frac{[1 + (k - 1)\mu]\lambda(x)^{\theta} S}{p^{1-\sigma}} + \sigma p^{-\sigma-1} \frac{T(C_d + C_f)\lambda_i^{\delta}}{\theta_i} \frac{\lambda(x)^{\theta} S}{p^{1-\sigma}} \quad (8)$$

由 $\partial \pi / \partial p = 0$ 得到利润最大化条件下的最优价格水平:

$$p = \frac{1}{[1 + (k - 1)\mu]} \frac{\sigma}{\sigma - 1} c_i \lambda_i^{\delta} \quad (9)$$

将式 (9) 代入式 (7), 得到:

$$\pi = \frac{1}{\sigma} \left[\frac{T(C_d + C_f)}{\phi_i} \right]^{1-\sigma} \lambda_i^{\delta+\theta-\sigma\delta} S (\rho P)^{\sigma-1} [1 + (k - 1)\mu]^{\sigma} - F_1 - \lambda_i^{\eta} \quad (10)$$

通过式 (10) 对质量求一阶导数, 可得:

$$\frac{\partial \pi}{\partial \lambda} = \frac{\delta + \theta - \sigma\delta}{\sigma} \left[\frac{T(C_d + C_f)}{\phi_i} \right]^{1-\sigma} S [1 + (k - 1)\mu]^{\sigma} (\rho P)^{\sigma-1} \lambda_i^{\delta+\theta-\sigma\delta-1} - \eta \lambda_i^{\eta-1} \quad (11)$$

由 $\partial \pi / \partial \lambda = 0$ 得到质量函数, 即:

$$\lambda = \left\{ \frac{(\delta + \theta - \sigma\delta) S [1 + (k - 1)\mu]^{\sigma} (\rho P)^{\sigma-1} \left[\frac{T(C_d + C_f)}{\phi_i} \right]^{1-\sigma}}{\sigma \eta} \right\}^{\frac{1}{\eta - (\delta + \theta - \sigma\delta)}} \quad (12)$$

其中, 根据二阶极值条件求得 $\eta - (\delta + \theta - \sigma\delta) > 0$, 并由式 (12) 出口产品质量对经济不确定性风险指数 μ 求一阶导, 得到:

$$\frac{\partial \lambda}{\partial \mu} = \frac{\sigma(k - 1)[1 + (k - 1)\mu]^{\frac{\sigma}{\eta - (\delta + \theta - \sigma\delta)}}}{\eta - (\delta + \theta - \sigma\delta)} K_1 < 0 \quad (13)$$

$$\text{其中, } K_1 = \left\{ \frac{(\delta + \theta - \sigma\delta) S [1 + (k - 1)\mu]^{\sigma} (\rho P)^{\sigma-1} \left[\frac{T(C_d + C_f)}{\phi_i} \right]^{1-\sigma}}{\sigma \eta} \right\}^{\frac{1}{\eta - (\delta + \theta - \sigma\delta)}}。$$

由式 (13) 可知, 经济不确定性的下降会使企业出口产品质量得到提升。考虑到随着目的国数字经济的发展, 出口企业可以通过互联网、大数据和区块链等数字技术, 及时获取目的国政策变化的信息 (谢绚丽等, 2018), 有效降低信息不对称和不完全契约带来的各类摩擦, 即

$\partial \mu / \partial Digital < 0$ 。结合式 (13)，可以推出：

$$\frac{\partial \lambda}{\partial \mu} \frac{\partial \mu}{\partial Digital} > 0 \quad (14)$$

推论 1：目的国数字经济发展可以为出口企业带来信息优势，降低目的国经济不确定性，即通过“风险缓解机制”提高中国出口产品质量。

同理，由式 (12) 出口产品质量对出口销售成本 (C_f) 求一阶导，可得：

$$\frac{\partial \lambda}{\partial C_f} = \frac{T(1-\sigma)K_2}{\eta - (\delta + \theta - \sigma\delta)} \left[T(C_d + C_f) \right]^{\frac{1-\sigma}{\eta - (\delta + \theta - \sigma\delta)} - 1} < 0 \quad (15)$$

$$\text{其中, } K_2 = \left\{ \frac{(\delta + \theta - \sigma\delta)S[1 + (k-1)\mu]^\sigma (\phi \rho P)^{\sigma-1}}{\sigma \eta} \right\}^{\frac{1}{\eta - (\delta + \theta - \sigma\delta)}}。$$

由式 (15) 可知，出口销售成本 (C_f) 与企业产品质量呈正相关关系。已有研究表明，数字经济能够降低买卖双方为寻找和获取对方信息而支付的额外成本和目的国市场的营销成本（盛丹等，2011；Coviello et al., 2017）。换言之，目的国数字经济与出口销售成本呈负相关关系，即 $\partial C_f / \partial Digital < 0$ 。结合式 (15) 可以求出：

$$\frac{\partial \lambda}{\partial C_f} \frac{\partial C_f}{\partial Digital} > 0 \quad (16)$$

推论 2：目的国数字经济发展可以降低出口企业的销售成本，即通过“成本降低机制”提高出口产品质量。

由式 (12) 出口产品质量对企业技术水平求一阶导，可得：

$$\frac{\partial \lambda}{\partial \phi_i} = \frac{\sigma-1}{\eta - (\delta + \theta - \sigma\delta)} \phi_i^{\frac{\sigma-1}{\eta - (\delta + \theta - \sigma\delta)} - 1} \left\{ \frac{(\delta + \theta - \sigma\delta)S[1 + (k-1)\mu]^\sigma (\rho P)^{\sigma-1} T(C_d + C_f)^{1-\sigma}}{\sigma \eta} \right\}^{\frac{1}{\eta - (\delta + \theta - \sigma\delta)}} > 0 \quad (17)$$

由式 (17) 可知，技术水平与企业产品质量呈正相关关系。由于数字经济具有技术溢出效应（张勋等，2019；唐松等，2020），中国出口企业能够获取目的国数字经济发展的技术溢出，即 $\partial \phi_i / \partial Digital > 0$ 。结合式 (17) 可以求出：

$$\frac{\partial \lambda}{\partial \phi_i} \frac{\partial \phi_i}{\partial Digital} > 0 \quad (18)$$

推论 3：目的国数字经济发展可以帮助中国企业获取海外市场的创新信息，即通过“技术溢出机制”提高中国企业的出口产品质量。

进一步来说，由利润最大化的一阶条件和零利润临界条件，可求出临界收益，即：

$$\overline{TR} = \frac{\sigma \eta F_1}{\eta - (\delta + \theta - \sigma\delta)} \quad (19)$$

结合式 (5)、式 (9) 和式 (18)，可以得出利润为零时的临界出口产品质量：

$$\bar{\lambda} = \left[\frac{\eta(C_d + C_f)}{\phi_i} \right]^{\sigma-1} \frac{\sigma \eta F_1 (\rho P)^{1-\sigma}}{(\eta - \delta - \theta + \sigma\delta)[1 + (k-1)\mu]^\sigma S} \quad (20)$$

当目的国数字经济发展导致其进口市场竞争增加时，中国出口产品市场份额被挤压，即 S 下降，使用临界质量对 S 求一阶导数可得：

$$\frac{\partial \bar{\lambda}}{\partial S} = \frac{1}{(\sigma-1)\delta-\theta} S^{\frac{1}{(\delta+\theta-\sigma\delta)-1}} \left[\frac{T(C_d+C_f)}{\phi_i} \right]^{\sigma-1} \frac{\sigma\eta F_j(\rho P)^{1-\sigma}}{(\eta-\delta-\theta+\sigma\delta)[1+(k-1)\mu]^\sigma S} \Bigg]^{\frac{1}{\delta+\theta-\sigma\delta}} \quad (21)$$

可以看出,目的国数字经济发展引致的竞争效应对中国出口产品质量门槛具有不确定性影响,其一阶导数大小取决于 $(\sigma-1)\delta-\theta$ 取值的正负。随着目的国数字经济的发展,当地消费者形成差异化偏好,追求个性化产品,消费市场上各出口国产品的差异化增加致使可替代性(σ)降低。当弹性 σ 降低到 $1<\sigma<1+\theta/\delta$ 的范围内时, $(\sigma-1)\delta-\theta<0$,此时 $\partial \bar{\lambda} / \partial S < 0$,数字经济发展带来的竞争效应提高了中国出口产品质量门槛 $\bar{\lambda}$ 。

推论4:目的国数字经济发展提高了消费者偏好差异化程度,导致产品差异化竞争加剧,即通过“差异化竞争机制”提高了中国出口产品质量的进入门槛。

三、数据与典型事实

(一) 数据来源

本文选取的数据区间是2011~2015年,主要基于以下考虑:首先,中国数字经济的迅速扩张以及数字技术的高速发展与逐步应用主要集中于2010年之后(袁淳等,2021);其次,根据国际电信联盟(ITU)2018年发布的《衡量信息社会报告》(《Measuring the Information Society Reports》)显示,2011~2015年是全球范围内ICT基础设施加速普及与数字能力显著提升的关键阶段;最后,该时段内中国工业企业数据和海关数据的可得性较高,具备较强的实证研究基础。企业层面的出口数据来自中国工业企业数据库和海关数据库的匹配数据库,并计算得到企业—产品—目的国层面的出口产品质量;目的国数字经济发展指数及其机制变量的数据,来源于国际电信联盟、世界发展指标(WDI)数据库、全球治理指标(WGI)数据库和联合国贸发会议(UNCTAD)数据库。

(二) 目的国数字经济发展指数

目前,各国数字经济发展的测度方式主要有两种方式:一是狭义口径的数字产业化(Ahmad and Schreyer, 2016),二是从广义口径测算数字经济指数,即数字经济被界定为一种新的经济形态,从多个维度选取指标体系,构造数字经济指数。然而,现有中文文献的数字经济指标体系多从赵涛等(2020)的方法演化而来,侧重对中国各省级数字经济的衡量,并不适用于国家间数字经济的比较。本文选取第二种方式,并借鉴“G20数字经济测算工具箱”构建数字经济指标核算体系。该工具箱现有30多个监测和评估数字经济规模和渗透率的关键指标和方法,并且根据其主要衡量目的分为4个主题,分别为基础设施、赋能社会、创新与技术应用、就业与增长,不仅兼顾目的国数字经济发展的经济、技术、安全、政务和基础设施等各个方面,而且重视各国数字经济指数的可比性。本文根据该工具箱所有指标及其在样本期内的数据可得性,从4个一级指标出发,选取了26个二级指标和50个三级指标衡量目的国的数字经济发展水平,详见表1。在剔除数据缺失严重的国家后,本文共得到2011~2015年114个国家(含中国和113个目的国)的全样本数据。

在此基础上,本文使用熵权—TOPSIS法测度各国数字经济发展指数。首先,该方法利用熵权法计算各指标评价的权重,即根据已有数据的变异程度为各个指标客观赋权,提高多指标综合评价的可信度;然后,通过TOPSIS法寻找“理想解”的距离情况,计算得到最终接近程度;最后,计算得出2011~2015年各国的数字经济发展指数(Digital),同时算出基础设施、赋能社会、创新能力和经济增长4个维度的一级指标评价指数。

图1(A)和(B)分别描绘了2011年与2015年排名前30位和后30位国家的数字经济发展

表 1 数字经济指数评价指标体系

一级指标	二级指标	变量名称	指标属性	数据来源
基础设施	固定设备投入	每百人固定宽带接入	正向	国际电信联盟
		每百人固定电话购买数量	正向	国际电信联盟
	移动设备投入	每百人移动宽带接入	正向	国际电信联盟
		每百人移动蜂窝数	正向	国际电信联盟
	家庭电脑使用	拥有计算机家庭百分比	正向	国际电信联盟
	互联网接入	互联网使用率	正向	国际电信联盟
	网速	国际网络宽带速度	正向	国际电信联盟
	服务器安全	安全互联网服务器数量	正向	世界银行
	连接价格	移动流量资费	负向	国际电信联盟
		移动设备成本	正向	国际电信联盟
		固定宽带费用	正向	国际电信联盟
赋能社会	政府应用	政府使用 ICT 效率	正向	《全球信息技术报告》
		政府应用 ICT 的前景和重要性	正向	《全球信息技术报告》
		政府推广 ICT 的成效	正向	《全球信息技术报告》
	社会应用	ICT 对获得基本服务的影响	正向	《全球信息技术报告》
		ICT 对新服务和产品的影响	正向	《全球信息技术报告》
		ICT 对新组织模式的影响	正向	《全球信息技术报告》
	个人应用	移动网络技术的人口覆盖率	正向	UNCTAD
	数据开放	数字内容的可访问性	正向	《全球信息技术报告》
	电子商务	商业互联网使用程度	正向	世界经济论坛
	政府建设	政府在线服务指数	正向	《电子政务调查报告》
		政府电子参与指数	正向	《电子政务调查报告》
	法律保障	法律解决争端效率	正向	世界经济论坛
		政府有效性指数	正向	WGI 数据库
		与 ICT 有关的法律	正向	世界经济论坛
	市场环境	营商环境指数	正向	世界银行
		合同执行时间	负向	世界银行
		互联网和电话行业竞争指数	负向	《全球信息技术报告》
	教育中的 ICT	高校互联网接入	正向	世界经济论坛
创新能力	知识扩散	科技期刊文章数量	正向	世界银行
	科研储备	高等教育入学率	正向	世界经济论坛
		数学和科学教育质量	正向	世界经济论坛
	ICT 专利	ICT 专利申请	正向	世界知识产权组织
	创新潜力	全球创新指数 GII	正向	世界知识产权组织
		最新技术的可用性	正向	《全球信息技术报告》
	ICT 技术前沿	ICT 前沿技术就绪度	正向	UNCTAD
	企业研发	R&D 经费支出占 GDP 比重	正向	WDI 数据库
		企业创新能力	正向	世界经济论坛
	智能化	工业机器人安装密度	正向	IFR 数据库
	高科技	高科技出口占比	正向	世界银行
经济增长	ICT 进出口	ICT 产品出口额	正向	UNCTAD
		ICT 产品进口额	正向	UNCTAD
		ICT 服务贸易出口规模	正向	UNCTAD
		ICT 服务贸易进口规模	正向	UNCTAD
		ICT 服务贸易进口占服务贸易总额的比例	正向	UNCTAD
		ICT 服务贸易出口占服务贸易总额的比例	正向	UNCTAD
	数字化交付	数字化交付服务的出口规模	正向	UNCTAD
		数字化交付服务的进口规模	正向	UNCTAD
		数字化交付服务进口占服务贸易总额的比例	正向	UNCTAD
		数字化交付服务出口占服务贸易总额的比例	正向	UNCTAD

指数分布。其中，横轴和纵轴分别为各国 2011 年和 2015 年数字经济指数，为便于观测对其扩大 100 倍处理。若某国位于 45 度对角线的左上方，说明与 2011 年相比，该国 2015 年的数字经济指数有所上升，反之则为下降。从图 1 可以看出，在排名前 30 位和后 30 位的国家中，有 55 个国家位于对角线左上方，仅有 2 个国家位于对角线上，3 个国家处于对角线右下方，表明绝大部分国家的数字经济发展呈上升趋势。在排名前 30 位的国家中，北美和西欧国家占据很大比例，而后 30 位国家主要包括亚洲和非洲国家。美国、中国和日本处于全球数字经济发展的领先地位，并与其他国家拉开了明显的差距。

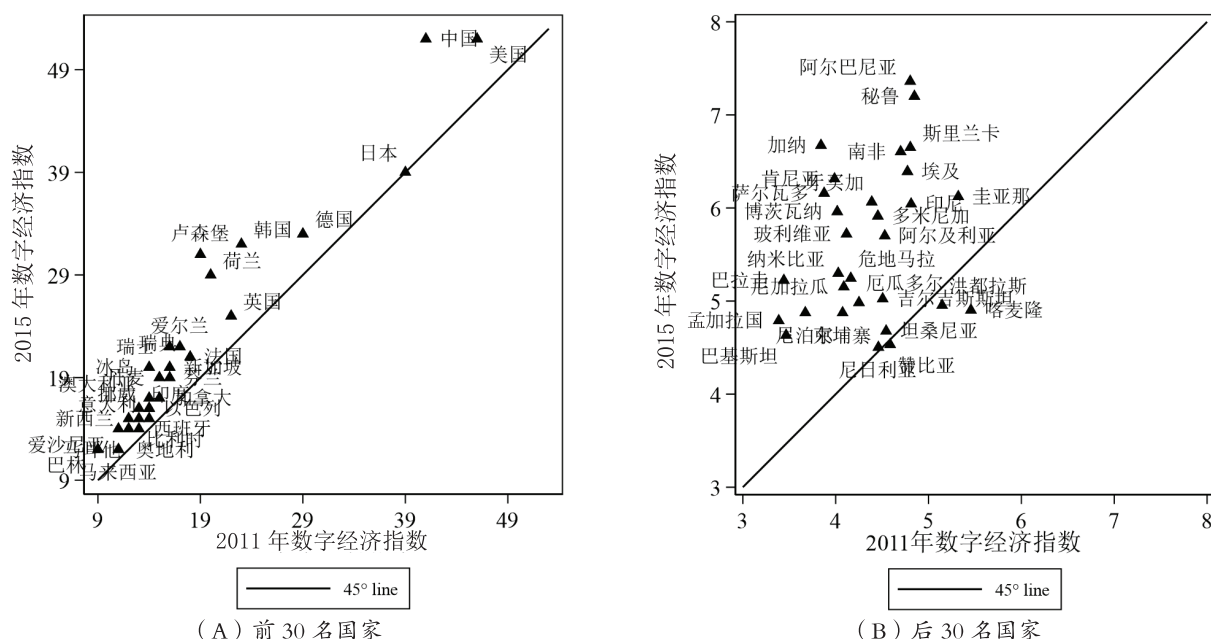


图 1 2011 年与 2015 年各国数字经济发展指数

(三) 出口产品质量测度

本文的被解释变量为出口产品质量 (*Quality*)。参照 Khandelwal 等 (2013)、施炳展和邵文波 (2014) 的计算思路，通过控制国内市场需求规模反映产品水平的多样化特征，并使用企业出口到其他目的国的产品平均价格作为该目的国出口产品价格的工具变量，采用需求信息回归推断法对中国企业出口产品平均质量进行测算。经过标准化处理后，最终得到企业—HS8 产品—目的国一年份层面的出口产品质量。

为了初步判断目的国数字经济发展与中国出口产品质量之间的关系，图 2 绘制了反映二者相关性的气泡图，其中横轴代表目的国数字经济发展指数，纵轴代表出口产品平均质量，以出口额占比为权重加权求出，气泡大小则代表权重。图 2 (A) 显示，目的国数字经济发展水平与中国出口产品质量之间的拟合线呈明显的正向关系，当然，二者的因果尚需更为严谨的实证检验；同时，中国出口至数字经济发达国家的產品比重与产品质量均高于数字经济落后的目的国。图 2 (B) 以气泡颜色区分目的国工业竞争力，颜色越深表明目的国工业竞争力越强。尽管随着气泡颜色加深，目的国数字经济指数和中国出口产品质量均逐渐增大，但是浅色气泡拟合线的斜率更大，表明在工业竞争力落后的目的国，数字经济对中国出口产品质量提升的作用更强烈。图 2 (C) 以黑色气泡代表已与中国建立区域贸易协定 (RTA) 的目的国，灰色气泡则代表二者没有签署 RTA，两种颜色气泡的分布差异明显，也折射出目的国数字经济发展对中国出口产品质量的影响可能因贸易关系而有所不同。

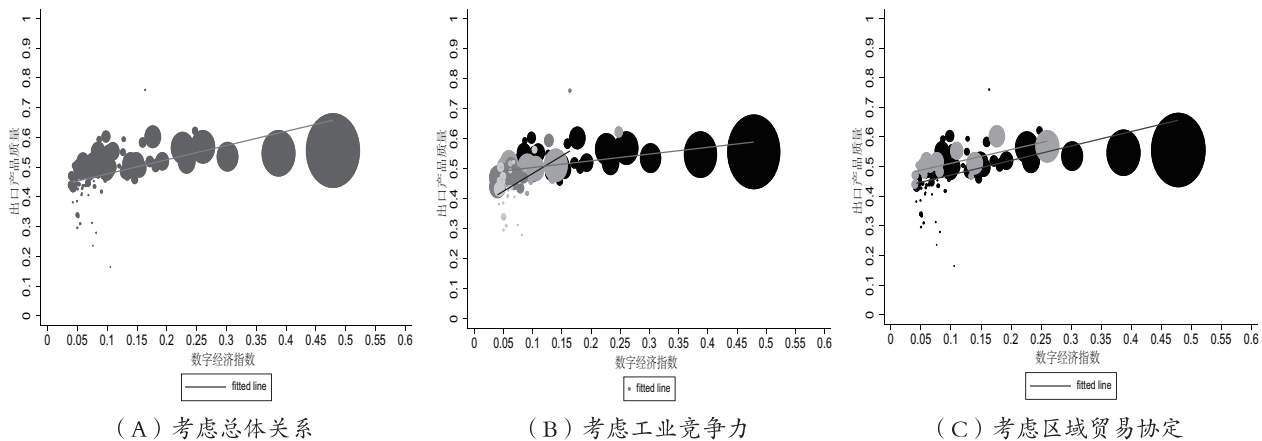


图2 二者异质性关系的初步拟合

四、实证设计与检验

(一) 基准模型设定

为了考察目的国数字经济发展水平对中国企业出口产品质量的影响，本文基准模型设定如下：

$$Quality_{ijct} = \alpha + \beta Digital_{ct} + \delta Control + \psi_{ijc} + \mu_t + \varepsilon_{ijct} \tag{22}$$

其中，下标 t 表示年份， i 表示企业， j 表示 HS8 位编码的出口产品；被解释变量 $Quality_{ijct}$ 表示 t 年企业 i 出口到 c 国的产品 j 的质量，核心解释变量 $Digital_{ct}$ 表示 t 年目的国 c 的数字经济发展水平， $Control$ 表示控制变量集， ψ_{ijc} 为企业—产品—目的国固定效应， μ_t 为时间固定效应， ε_{ijct} 为随机扰动项。

考虑到企业因素和目的国因素均有可能影响出口产品质量，本文参照谢绚丽等（2018）代表性文献，选取的企业层面控制变量包括：企业规模（ $Size$ ），以企业总资产（千元）的对数表示；企业年龄（ Age ），以当年减去企业成立年份的对数表示；收入规模（ $Income$ ），以主营业务与其他业务收入合计（千元）的对数来衡量；资本劳动比（ CL ），以企业总资产与在职员工之比的对数形式衡量；融资约束（ $Finance$ ），以利息支出与总资产的比值计算得到，上述数据均来自中国工业企业数据库。目的国层面的变量选用目的国人均 GDP（ $PGDP$ ）和地理距离（ $Distance$ ），前者来源于 WDI 数据库，后者采用目的国与中国的首都距离与布伦特原油价格的乘积求得，数据来自 CEPII 数据库和 WEO 原油数据库。变量描述性统计如表 2 所示。

表2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
Quality	4,637,840	0.405	0.114	0	1
Digital	4,637,840	0.188	0.136	0.034	0.518
Size	4,637,840	12.099	1.688	1.609	20.160
Age	4,637,840	2.500	0.498	0	7.607
Income	4,637,840	12.496	1.562	1.609	19.327
CL	4,637,840	6.114	1.586	-4.585	15.464
Finance	4,637,840	0.011	0.021	-0.315	5.625
PGDP	4,637,840	9.839	1.154	5.911	11.586
Distance	4,637,840	0.072	0.043	0.005	0.203

(二) 基准回归结果

本文采用双向固定效应面板模型对式（22）进行基准检验，结果见表 3。列（1）~ 列（4）的回归结果显示，无论控制何种层面的固定效应，核心解释变量 $Digital$ 的估计系数始终在 1% 的水平显著为正，表明目的国数字经济发展能够显著促进中国出口产品质量的提升。借鉴 Mitton（2022）的做法对回归结果的经济显著性进行测算，发现当目的国数字经济增加一个标准差时，中国出口产

品质量会增加 0.165 个标准差。^①根据前文的理论分析，目的国数字经济发展有可能通过风险缓解机制、成本降低机制、技术溢出机制和差异化竞争机制来促进中国企业出口产品质量的提升，当然这一结论尚需进一步检验。控制变量的结果还表明，经济和技术实力越强的成熟企业，其出口产品质量越高，但是企业规模过大会造成资源分散于更多的出口产品，影响单个产品的质量提升；同时，目的国经济发展水平越高，地理距离越近，就越有利于提升中国企业的出口产品质量。

（三）内生性讨论

1. 工具变量法 目的国数字经济发展和中国出口产品质量之间可能存在反向因果关系，即那些进口产品质量越高的国家，其经济实力越强，数字经济发展水平也越高。为了避免反向因果关系造成的内生性问题，本文选择 3 种工具变量进行处理。

一是使用 2010 年各国卫星存量作为目的国数字经济的工具变量，数据来源于 UCS 卫星数据库。考虑到卫星数量原始数据为截面数据，参考黄群慧等（2019）的研究，引入时变变量——2010 年卫星数量与上一年互联网用户数的交互项，作为目的国数字经济发展的工具变量（IV）。工具变量的合理使用需同时满足相关性和外生性条件。从相关性来看，卫星是网络发展的基石，尤其是低轨卫星等通信卫星加速了互联网发展，数百乃至数千的卫星可以在全球范围内为目的国提供低延时宽带接入，加快了该国的数字技术发展。规模较大、实力较强的国家拥有自己的卫星，其卫星技术可以对 ICT 发展产生积极影响；没有发射卫星能力的大多数国家可以请别国搭载发射自己的卫星或与其他国家合作共用卫星，促进本国 ICT 发展；而对于其他无法发射与合作共用卫星的小国来说，虽然从理论上可以购买其他国家的卫星服务，但是高昂的购买费用极大限制了本国数字经济的发展。因此，各国拥有卫星的数量在一定程度上可以识别出各目的国数字经济发展的真实情况，满足工具变量的相关性要求。从外生性来看，卫星数量是一个信息通信技术方面的指标，一般不会直接影响双边贸易，而中国出口企业也不会因目的国卫星数量而改变出口产品质量，满足工具变量的外生性条件。表 4A 列（1）~ 列（2）的结果显示，卫星数量越多，数字经济发展越迅速，证实了二者之间的相关性；同时，Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 在 10% 显著性水平上的临界值，排除了弱工具变量假说；在使用工具变量后，目的国数字经济对中国出口产品质量提升效应依然显著为正，证明了基准结果的稳健性。

值得注意的是，使用该工具变量后，基准结果出现了 3 倍左右的膨胀，在一定程度上反映出工

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Digital	0.045*** (6.56)	0.187*** (13.81)	0.044*** (6.40)	0.138*** (12.11)
Size	0.010*** (35.91)	0.0004** (2.56)	0.009*** (31.00)	-0.001*** (-4.26)
Age	-0.001 (-1.40)	0.011*** (17.53)	-0.0004 (-1.01)	0.005*** (8.36)
Income	-0.005*** (-19.50)	0.0001 (0.66)	-0.004*** (-17.18)	0.001*** (6.09)
CL	-0.002*** (-8.15)	-0.0003*** (-3.38)	-0.001*** (-5.02)	0.001*** (9.48)
Finance	-0.173*** (-13.28)	0.012* (1.82)	-0.178*** (-13.36)	0.006 (1.00)
PGDP	-0.001* (-1.87)	-0.004 (-1.54)	-0.001 (-1.62)	0.008*** (2.93)
Distance	-0.037*** (-2.59)	0.128*** (20.24)	-0.046*** (-3.01)	-0.020** (-2.57)
时间 FE	否	否	是	是
企业—产品—目的国 FE	否	是	否	是
N	4,637,840	4,637,840	4,637,840	4,637,840
R ²	0.010	0.828	0.011	0.828

注：***、** 和 * 分别表示参数的估计值在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著；括号内数值为 *t* 统计值；所有回归系数的标准误均在国家—行业层面进行聚类处理；下表同。

① 本文选用的经济显著性测度方法，是被解释变量的变动与解释变量一个标准差的变动，相对于其标准差的百分比，其计算公式为： $E_s = |(\beta s_x) / s_y|$ ，其中 β 为表 3 列（4）的回归系数， s_x 和 s_y 分别为目的国数字经济和中国出口产品质量的标准差。

具变量仍具有非完全外生性的可能。对此，本文进一步使用不完美工具变量法（IIV）（Nevo and Rosen, 2012；柏培文和喻理，2021），在不满足工具变量的外生性条件下进行识别。不完美工具变量法放松了对工具变量严格外生性条件的要求，仅要求工具变量与误差项（弱）相关（ ρ_{ze} ）方向和内生解释变量与误差项相关（ ρ_{xe} ）方向相同，即 $\rho_{xe} \rho_{ze} \geq 0$ ；以及要求工具变量的内生程度要小于内生解释变量的内生程度，即 $|\rho_{ze}| \leq |\rho_{xe}|$ 。在满足上述两个放松要求的前提下，构造新的工具变量来估计 *Digital* 的系数下界。估计结果表明，区间下界为 0.048，95% 置信区间下界为 0.029，说明即使 IV 不完全外生，但仍识别了目的国数字经济对中国出口产品质量的影响方向。

二是通过份额移动法构造 Bartik 工具变量。本文借鉴易行健和周利（2018）的做法，使用滞后一期目的国数字经济发展指数与全球平均数字经济指数在时间上的一阶差分之积，作为各国数字经济的工具变量。其基本思想是：全球数字经济的均值受单个国家数字经济变化的影响较小，对某个国家数字经济而言是外生的，并且全球数字经济发展水平很难直接影响中国出口至某一国家的产品质量。因此，Bartik 工具变量模拟出的估计值与各国实际数字经济发展水平高度相关，且与其他残差项不相关，可以很好地解决遗漏变量和反向因果等内生性问题。表 4A 列（3）估计结果显示，工具变量拒绝了弱工具变量假说，且核心解释变量 *Digital* 对出口产品质量的影响依然显著为正，与基准结论保持一致。

三是采用异方差工具变量。借鉴 Lewbel（2012）的做法采用异方差工具变量法，共同处理内生性问题。这种方法突破了传统工具变量排他性约束的限制，其识别方法只需满足误差为异方差的条件即可。第一阶段通过内生变量对外生变量的回归获取残差，将其与外生变量的离差相乘构建新的工具变量，第二阶段利用新的工具变量进行估计。表 4A 列（4）回归结果依然与基准结果相吻合。

2. 差分 GMM 出口产品质量的变化往往受到经济惯性的影响，对数字经济的反应可能需要一段适应期，因此本文在基准模型中加入企业出口产品质量的一阶滞后项，以控制模型可能存在的动态效应，并采用差分 GMM 方法进行重新估计。GMM 方法从矩条件出发，构造包含参数的方程，不需对变量分布进行假定，也不需获知随机干扰项的分布信息，可以有效解决遗漏变量问题。表 4B 列（5）表明，目的国数字经济发展显著促进了中国出口产品质量的提升，与基准结果一致。

3. 样本自选择 本文主要考察目的国数字经济对中国企业出口产品质量的影响，样本范围仅为有出口记录的企业，此时可能存在样本自选择效应，导致基准回归结果发生偏误。本文采用 Heckman 两步法纠正样本自选择偏差问题，首先参照孙天阳等（2018）、苏丹妮等（2018）代表性文献的做法，选择企业滞后一期出口虚拟变量作为排除性变量，并使用 Probit 模型估计企业出口参与决策的影响因素，然后计算出逆米尔斯比率（IMR）匹配到基准回归样本数据中，最后将其作为控制变量纳入基准回归。表 4B 列（6）、列（7）结果显示，核心解释变量的系数与显著性均未发生根本性变化，说明样本自选择效应不会影响基准结论。

4. 双向聚类 由于目的国层面个体数并不相等，这种非平衡面板（每个聚类包含不同的个体数）需要更多的聚类数目。这是因为，大样本理论要求聚类数目足够大，才能保证所估计的标准误收敛到真实的标准误；反之，若聚类数目太小，则会导致偏差（Petersen, 2008）。因此本文将标准误聚类在目的国—行业层面。同时，虽然各国数字经济的发展速度各不相同，且高度依赖于本国通信基础设施等条件，但在经济全球化时代，各国数字经济的发展仍然可能存在相互影响，大国数字经济的先行发展有可能带动小国加入数字经济潮流。由于时间层面的聚类，允许误差项在所有国家的数字经济发展上相互关联，故本文不仅在国家层面进行聚类，而且在时间和国家层面进行双向聚类。表 4B 列（8）、列（9）结果显示，核心解释变量 *Digital* 依然显著为正，验证了本文结论的稳健性。

表 4 内生性讨论

Panel (A) 工具变量法	IV			Bartik IV	异方差 IV
	(1)	(2)		(3)	(4)
<i>Digital</i>		0.457*** (12.53)		0.753*** (9.55)	0.459*** (15.07)
<i>IV</i>	0.019*** (82.05)				
控制变量	是	是		是	是
企业—产品—目的国 FE	是	是		是	是
时间 FE	是	是		是	是
KPW F	6,732.98			126.43	
N	4,637,840	4,637,840		4,619,026	4,637,840
Panel (B) 其他内生性检验	GMM	Heckman		双向聚类	国家聚类
	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>Digital</i>	0.804*** (2.71)		0.139*** (12.21)	0.138*** (3.23)	0.138** (2.12)
<i>L.Quality</i>	-0.010 (-0.26)				
<i>L.Exp</i>		2.080*** (500.40)			
<i>IMR</i>			-0.004*** (-18.45)		
控制变量	是	是	是	是	是
企业—产品—目的国 FE	是	是	是	是	是
时间 FE	是	是	是	是	是
AR(1)	0.019				
AR(2)	0.252				
Log Likelihood		-1,676,266.5			
N	594,098	5,747,770	4,637,818	4,637,840	4,637,840
R ²	—	0.404	0.828	0.828	0.719

5. 其他遗漏变量偏误 尽管本文采用时间固定效应和企业—产品—目的国固定效应模型，并控制企业层面和目的国层面的各种变量，但是仍存在因遗漏变量导致内生性估计偏误的可能性。本文参照 Bellows 和 Miguel（2009）、王伟同等（2019）的做法，构建有限控制集和全控制集，并计算 Ratio 指数：

$$Ratio = |\widehat{\beta}_F / (\widehat{\beta}_R - \widehat{\beta}_F)| \tag{23}$$

其中， $\widehat{\beta}_F$ 为全控制集回归系数， $\widehat{\beta}_R$ 为有限控制集回归系数。Ratio 指数越大表明不可观测变量造成估计结果偏误的可能性越小。

如表 5 所示，本文选取了 5 种组合来构造 Ratio 指数，其数值范围为 16.93~93.95，均值为 47.06。这意味着未观测变量的解释能力至少要为已选控制变量的 17 倍，平均超过 47 倍才能对基准回归结果造成偏误，故基本排除了遗漏变量偏误的可能性。

表 5 可观测变量度量未观测变量的偏误程度

有限集控制变量	全集控制变量	Ratio
企业—产品—目的国 FE	所有控制变量 + 双向 FE	16.93
企业—产品—目的国 FE + 时间 FE	所有控制变量 + 双向 FE	33.30
企业—产品—目的国 FE + 企业层面控制变量	所有控制变量 + 双向 FE	40.04
企业—产品—目的国 FE + 时间 FE + 企业层面控制变量	所有控制变量 + 双向 FE	51.06
企业—产品—目的国 FE + 时间 FE + 国家层面控制变量	所有控制变量 + 双向 FE	93.95

(四) 其他稳健性检验

1. 更换基准模型中的核心变量 在被解释变量方面，基准模型采用 Khandelwal 等（2013）的方法测度出口产品质量。一方面，考虑到该方法存在一定的缺陷，如依赖效应函数的设定和外部弹性的估计，弹性赋值主观性大，且对产品之间水平差异控制有限，故本文通过替代弹性调整重新测算出口产品质量。另一方面，HS8 位产品过于细化，其质量波动可能较大，价格 IV 可能缺失过多，故本文在 HS6 位码层面重新测算了出口产品质量。

在核心解释变量方面，一是，与基准模型的复合指标指数不同，本文还采用与数字经济发展紧密相关的网络就绪度来衡量目的国的数字经济发展水平，数据来源于世界经济论坛。二是，为了佐证熵权—TOPSIS 法的可靠性，本文还使用熵权法综合得分结果重新进行基准回归。三是，按照 G20 数字经济测算工具箱的 4 类分指标划分，分别以目的国数字经济的基础设施、赋能社会、创新能力和经济增长作为核心解释变量重新进行回归。表 6 列（1）~ 列（8）汇报了上述回归结果，且所有结果均在 1% 的水平上显著为正，再次证实了基准结论的可信性。

表 6 更换核心变量

变量	替代弹性法	HS6 位码层面	网络就绪度	熵权法得分	基础设施分指标	赋能社会分指标	创新能力分指标	经济增长分指标	样本区间选择
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>Digital</i>	0.057*** (2.56)	0.140*** (12.09)	0.002*** (2.70)	0.187*** (17.21)	0.122*** (15.12)	0.003*** (2.96)	0.147*** (12.45)	0.066*** (11.92)	0.230*** (6.34)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业—产品—目的国 FE	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间 FE	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	4,631,891	4,444,366	4,637,840	4,637,840	4,637,840	4,637,840	4,637,840	4,637,840	2,192,986
R ²	0.832	0.828	0.828	0.828	0.828	0.828	0.828	0.828	0.862

2. 样本区间选择 考虑到 2014 年与 2015 年工业企业数据库质量相对较差，删除这两年的数据重新进行回归。结果如表 6 列（9）所示，回归结果与全样本结果一致。

(五) 异质性考察

1. 基于贸易方式 不同贸易方式的企业在运营、策略等方面存在较大差异，一般贸易企业更加注重市场营销，而加工贸易企业主要关注生产和制造，二者对目的国数字经济的需求各不相同。本文按照贸易方式将出口产品区分为一般贸易品和加工贸易品，并生成相应的虚拟变量 *Proc*，其中加工贸易产品取值为 1，其余为 0。表 7 列（1）

中该虚拟变量与目的国数字经济发展水平的交互项结果显著为负，表明目的国数字经济对加工贸易品的影响明显低于一般贸易品。可能的原因在于，从事加工贸易的企业处于生产链的固定位置，不涉及上游和下游环节的决策和配对过程，订单需求往往比较确定，且主要通过进口组装方式进行生产，该类产品对提质升级要求并不高，目的国数字经济的作用有限。

2. 基于产品差异化程度 市场结构的不同导致差异化产品面临的市场竞争程度和信息壁垒有所差异，有可能影响目的国数字经济对不

表 7 异质性检验

变量	贸易方式	产品差异化	产品形态
	(1)	(2)	(3)
<i>Digital</i>	0.186*** (13.24)	0.004 (0.30)	0.157*** (11.82)
<i>Digital</i> × <i>Proc</i>	-0.063*** (-6.50)		
<i>Digital</i> × <i>Diff</i>		0.188*** (14.69)	
<i>Digital</i> × <i>Interm</i>			-0.039*** (-3.19)
控制变量	是	是	是
企业—产品—目的国 FE	是	是	是
时间 FE	是	是	是
N	4,637,840	4,617,152	4,637,840
R ²	0.828	0.831	0.828

同中国出口产品的质量效应。本文基于 Rauch (1999) 提供的产品差异化程度分类, 将出口产品划分为同质性产品和差异化产品, 并设置虚拟变量 *Diff*, 其中差异化产品赋值为 1, 同质性产品赋值为 0。表 7 列 (2) 显示, 该虚拟变量与目的国数字经济发展水平的交互项结果显著为正, 表明相较于同质化产品, 差异化产品享有更多目的国数字经济的质量福利。究其原因, 差异化产品之间的替代性较低, 减弱了距离对贸易的阻碍作用 (Bleaney and Neaves, 2013), 目的国数字经济使消费者在完全信息下更倾向于高质量产品的选择, 倒逼中国出口产品质量的提升。

3. 基于产品形态 中间品和最终品在供应链和市场中扮演不同的角色, 其性质和用途决定了它们使用数字技术的方式有所差异。本文运用国际通用的 BEC 编码对产品进行分类, 并设置虚拟变量 *Interm*, 其中中间品赋值为 1, 最终品赋值为 0。表 7 列 (3) 显示, 该虚拟变量与目的国数字经济发展水平的交互项结果显著为负, 表明目的国数字经济对中间品的影响显著低于最终产品。究其原因, 对中间品来说, 数字技术主要用于优化供应链和生产过程; 而对最终品来说, 数字经济更多地影响了营销、销售和消费者体验。随着互联网和电子商务的发展, 消费者可以通过在线渠道轻松购买最终品。数字化营销和社交媒体的广泛应用, 使企业能够更好地与消费者互动, 了解其需求和偏好, 更精准地定位市场和提升质量。

五、异质性作用机制

基准回归结果表明, 目的国数字经济发展显著促进了中国出口产品质量的提升, 而这一促进作用背后的内在机制如何, 这些机制在不同目的国是否会呈现差异性, 均有待进一步考察。本部分沿用前文的工具变量 (IV), 采用 Dippel 等 (2020) 的内生中介效应模型对前文理论假说提出的机制逐一检验, 并进一步对比这些机制在不同目的国的差异性。

(一) 作用机制检验

1. 风险缓解机制 目的国经济不确定性的影响, 不仅局限于对本国宏观经济的负向影响, 还会通过国际贸易市场向其进口国传导, 给出口国企业带来不确定性风险 (Born and Pfeifer, 2014; Segal et al., 2015)。尤其对于出口企业而言, 地理距离和体制差异的存在使出口企业难以及时获取目的国的政策和市场变化, 难以准确调整产品出口策略, 且高质量产品面临的调整机会成本也会更大。本文使用企业盈利的波动性代表风险承担水平来衡量企业在目的国所面临的风险 (*Risk*), 即 $\sigma(ROA)$ 。*ROA* 为企业相应年度的利润与当年末资产总额的比率。

表 8 列 (1) ~ 列 (2) 结果显示, *Digital* 为负但不显著, 在采用工具变量进行内生性处理后, 目的国数字经济对中介变量 *Risk* 的影响亦不显著, 表明目的国数字经济难以降低经济不确定性, 无法通过风险缓解机制来提高中国出口产品质量, 即推论 1 不成立。可能的原因在于, 虽然目的国数字经济通过跨时空的信息传播优势, 使出口企业可以及时获取目的国经济形势变化的讯息, 在一定程度上降低了过去因地理限制而产生的信息不对称性风险, 但是, 一方面, 新技术和新业务模式的引入可能会改变市场结构和竞争格局, 导致原来稳定的行业面临不确定性和风险; 另一方面, 数字经济发展使得出口企业和消费者数据变得更易获取和使用, 引发数据隐私和安全问题 (Casalini and González, 2019), 进一步增加了出口企业和消费者的不确定性。因此, 没有充分的证据表明风险缓解机制是目的国数字经济发展助推中国企业出口产品质量提升的作用渠道。

2. 成本降低机制 企业出口行为会受到多种因素的影响, 其中出口成本是影响企业进入和退出的关键因素, 并决定了企业的出口产品质量 (苏丹妮等, 2018)。一方面, 对于货物贸易而言, 尤其是量大易损、时效性强和跨国运输困难的产品, 天然的地域屏障导致“冰山成本”增加; 另一方面,

不同的经济社会制度和文化差异增加了消费者与供给者之间的信息不对称性。企业在传统国际贸易框架中，很难实现信息流的及时充分获取，增加了企业在目的国的市场营销成本。本文借鉴钱学锋（2008）的做法，使用跨境贸易成本指数和目的国营商成本指数的乘积衡量中国企业所需的全部出口成本（*Cost*）。该指标不仅包含与“跨境贸易”有关的进出口标准化货物所需成本，能够很好地反映中国与各目的国之间的出口固定成本，还包含在目的国“从事商业活动”所需成本，反映了在目的国开办企业所需的程序、时间和成本，数据来源于世界银行编制的《全球商业环境报告》。

表8列（3）、列（4）结果显示，*Digital* 显著为负，表明目的国数字经济发展显著降低了中国企业在该国的出口成本 *Cost*；在使用内生中介效应模型估计后，*Cost* 显著为负，表明目的国数字经济可以通过成本降低机制来促进中国出口产品质量的提升，验证了推论2的成立。究其原因，随着数字经济的快速发展，区块链、物联网等新一代数字技术为贸易双方提供了跨越时空、快捷便利的各种沟通平台，线上沟通的及时性降低了地理壁垒的负面效应，也降低了跨境出口的固定成本、搜寻成本和营销成本。随着出口成本的降低，中国企业拥有更多的资金专注于产品研发与质量提升，其产品也更具性价比优势。

3. 技术溢出机制 技术水平是决定企业竞争力的重要因素，更是驱动企业提高产品质量的主要支撑。然而，中国企业自主创新能力相对不足，加之西方国家的科技封锁和中国部分核心技术的缺失，导致创新资源整合的难度较大，企业难以从本土同行中获取关键技术，而某一环节的技术缺失往往使企业难以突破核心技术的“卡脖子”问题。由于数字经济具有“群体性突破”特点，中国企业可以借助 ICT 技术共享目的国市场的数字化资源，实现技术革新和产品提质。本文借鉴 Bloom 等（2013）的做法，构建突破性创新指标（*Patent*）衡量企业对未知知识的探索与创新能力。与使用发明、外观设计和实用新型专利衡量企业创新能力的传统做法相比，突破性创新指标更能反映企业从目的国市场接触的异于本土的外部价值信息，能够更加准确地衡量目的国技术溢出水平。在指标测算方面，通过式（24）计算企业 *i* 在 *t* 年的专利技术领域与 *t*-1 年专利技术领域之间的相似性，然后取其倒数衡量突破性创新能力，指标越大表明技术溢出水平就越高。其中，向量 $X_{i,t}=(X_{i1,t}, X_{i2,t}, \dots, X_{iT,t})$ 中的元素为企业专利在每个技术分类中的占比，^①具体公式如下：

$$Simi_{i,t} = \frac{X_{i,t} X'_{i,t-1}}{\sqrt{X_{i,t} X'_{i,t}} \sqrt{X_{i,t-1} X'_{i,t-1}}} \quad Patent = \frac{1}{Simi_{i,t}} \quad (24)$$

表8列（5）、列（6）估计结果显示，*Digital* 显著为正；在采用工具变量进行内生性处理后，*Patent* 对中国出口产品质量的影响显著为正，表明目的国数字经济可以通过技术创新机制提升出口产品质量，证实了推论3的成立。可能的原因在于，目的国数字经济的发展对传统经济产生了技术溢出效应（许恒等，2020），不仅降低了相似技术的搜寻成本，促进了中外企业间的交流与合作，而且降低了企业独自技术突破的容错率，提高了技术创新效率；同时，目的国数字经济发展进一步促进了全球“经济数字化”，在加速中国企业机器人化（Zhang and Chen, 2019）的同时，有助于降低次品率，提高产品精度（DeStefano and Timmis, 2021）。

4. 差异化竞争机制 目的国数字经济发展对当地消费升级的助力，主要体现在传统贸易模式逐步向虚拟化的数字贸易转变，原先大企业依靠强大势力垄断、中小企业难以企及目的国市场的局面逐渐改善，中小企业的个性化创新产品有机会参与市场竞争（Anderson and Anderson, 2002），

① 企业专利类型分为发明、实用新型和外观设计专利。其中发明和实用新型参照IPC分类标准，本文使用“部”与“大类”结合作为一个计算分类标准，例如G06F3/048选取G06计算分类集合。外观设计参照《国际外观设计分类表》，使用前两位“大类”作为一个计算分类标准，例如06-13选取06计算分类集合。

提高了进口偏好差异化程度，改变了目的国市场的竞争态势。同时，消费者从偏好物美价廉的商品逐渐向个性化产品转变，即便是自己原本长期使用的商品，一旦成为大众化商品，也会将其更换为不为人所知的新商品，即所谓的“白鹭效应”（Parsons et al., 2014）。本文借鉴 Parteka 和 Tamberi（2013）、郭继文和马述忠（2022）的做法，采用 CEPII 数据库中 HS6 位细分贸易数据，通过绝对泰尔指数计算 HS6 位行业层面来自不同国家进口数量的离散程度，以衡量目的国市场的竞争程度（*Theil*）。该指标的具体计算方法如下：

$$Theil_{ikt} = \frac{1}{\frac{1}{n_{ikt}} \sum_{m=1}^{n_{ikt}} \left(\frac{q_{mikt}}{q_{ikt}} \ln \frac{q_{mikt}}{q_{ikt}} \right)}$$

(25)

其中，*Theil_{ikt}* 为 *i* 国第 *k* 类 HS6 位产品 *t* 年的进口偏好差异化程度。在控制每个进口国相同进口数量的情况下，HS 6 位产品来源国越多，*i* 国对进口品的偏好差异化程度越大，市场竞争也越激烈。

表 8 列（7）、列（8）结果表明，*Digital* 显著为正，且中介变量 *Theil* 在内生性处理后，对中国企业出口产品质量的影响同样显著为正，表明目的国数字经济发展通过差异化竞争机制促使中国企业提高出口产品质量，证实了推论 4 的成立。究其原因，目的国消费需求的高度差异化使得消费市场被进一步细分和挖掘，而数字化信息交流渠道的建立能够助力中国出口企业根据客户需求和竞品优缺点，制定差异化产品战略，改善产品设计迎合消费需求，调整和升级产品（Goldfarb and Tucker, 2019），加快高质量产品进入和在售产品质量提升。

表 8 作用机制检验

变量	风险缓解机制		成本降低机制		技术溢出机制		差异化竞争机制	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Risk</i>	<i>Quality</i>	<i>Cost</i>	<i>Quality</i>	<i>Patent</i>	<i>Quality</i>	<i>Theil</i>	<i>Quality</i>
<i>Digital</i>	-0.036 (-1.26)	0.206 (0.68)	-9.672*** (-40.00)	0.153*** (11.85)	5.284** (2.14)	0.053 (0.53)	0.169** (2.06)	0.227*** (2.91)
<i>Risk</i>		-6.792 (-0.79)						
<i>Cost</i>				-0.031*** (-10.53)				
<i>Patent</i>						0.076* (1.87)		
<i>Theil</i>								1.365** (2.36)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业—产品—目的国 FE	是	是	是	是	是	是	是	是
时间 FE	是	是	是	是	是	是	是	是
N	4,551,635	4,551,635	4,636,591	4,636,591	4,637,840	4,637,840	4,622,668	4,622,668

注：囿于篇幅，未在表格中汇报每一步的工具变量结果及其弱工具变量检验；下表同。

（二）作用机制的异质性

1. 基于工业竞争力 工业竞争力是一国实体经济实力的重要体现。实体经济提供了数字经济发展的土壤和基础，工业制造强国借助数字经济能够加速实体经济的升级和转型，“以内促外”对该国市场上的外部参与者提质增效。而工业基础薄弱的目的国可能会面临更多挑战，需要通过数字经济汲取外部支持，“由外而内”带动实体经济的发展。因此，目的国工业竞争力的强弱直接决定其本国产品的供应能力，影响其他国家出口到该目的国的市场空间。

根据联合国工业发展组织发布的工业竞争力绩效（CIP）报告，中国工业竞争力自 2011 年开始

进入世界前 5 名，已跃升至顶级行列。为了兼顾同级竞争和优势竞争之间的数字经济效用差异，本文构造虚拟变量（*CIP*），将目的国划分为顶尖工业能力国家（赋值为 1）和非顶尖工业能力国家（赋值为 0），并将该虚拟变量及其与数字经济交互项（*Digital* × *CIP*）纳入回归模型，沿用前文的工具变量进行估计。图 3（A）的结果表明，目的国数字经济仍然显著为正（1.167），且交互项系数显著为负（-0.529），说明目的国工业竞争力越低，数字经济对中国企业出口产品质量的提升效应就越大。但是，从数字经济 4 个分指标的结果来看，基础设施和经济增长与数字经济总指数的结果保持一致，而赋能社会和创新能力却得出相反结论，这意味着虽然工业竞争力较弱的目的国对中国出口产品质量的数字效应更大，但是不同工业竞争力的目的国对中国企业出口产品质量提升的作用机制可能有所差异，需进一步检验。

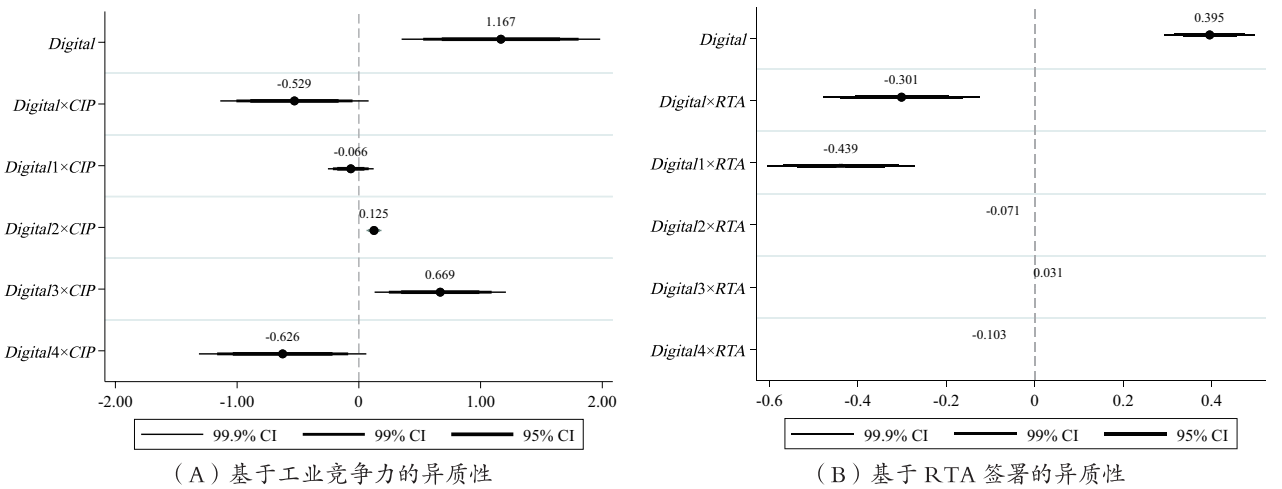


图 3 异质性检验结果

表 9 在对目的国工业竞争力分组的基础上对 4 种作用机制进行相应检验。表 9（A）的结果与全样本机制结果相同，即分样本中目的国数字经济仍然难以发挥风险缓解作用。表 9（B）和表 9（C）一致表明，只有在工业竞争力强的目的国，其数字经济发展才能通过成本降低机制和技术溢出机制提高中国出口产品质量。究其原因，目的国数字经济具有明显的“溢长处”效应。一方面，工业竞争力强的目的国能够加速“数实融合”，优化成本降低渠道，疏通中国企业对其出口的成本约束；而工业竞争力弱的国家“数实融合”不足，难以对他国产生溢出效应。另一方面，在具备技术基础的工业竞争力强国，数字经济的发展可以促进本土企业与中国企业实现技术互补，中国企业可以通过技术引进稀释国内相关技术的稀缺。表 9（D）则发现，在工业竞争力弱的目的国，数字经济能够通过差异化竞争机制提高中国出口产品质量，而在工业竞争力强国作用并不显著。原因可能在于，工业竞争力强国的生产端已然具备多元化特征，其数字经济对差异化产品的边际提升有限。相比之下，在工业竞争力欠缺的目的国，数字经济适时发挥了“补短板”的作用，打通了需求—供给的堵点；同时，这些目的国虽然工业竞争力有所欠缺，但是并不缺乏高收入群体（在本文工业竞争力弱的目的国样本中，高收入和中高收入国家占据 60% 以上），其对进口市场上的产品质量有较高的需求，也推动中国企业不断提升出口产品质量。

2. 基于 RTA 签署 RTA 在全球范围内呈现不断增长之势，签署国在跨境数据流动和关税减让等数字贸易规则条款方面占得先机，为数字经济和自由贸易奠定了基础。已有研究表明，中国与目的国直接签订 RTA 对中国制造业出口贸易和增加值均有积极影响（林僖和鲍晓华，2018），那么目的国数字经济对中国出口产品质量的影响是否因 RTA 签署而有所不同？为了回答这一问题，本

表 9 基于工业竞争力的异质性机制检验

变量	(A) 风险缓解机制				(B) 成本降低机制			
	CIP 强		CIP 弱		CIP 强		CIP 弱	
	Risk	Quality	Risk	Quality	Cost	Quality	Cost	Quality
Digital	-0.034 (-0.64)	0.281** (2.18)	3.887*** (8.10)	0.134*** (5.33)	-9.247*** (-15.09)	0.138*** (9.52)	-20.139*** (-7.49)	0.148*** (6.65)
Risk		-3.087 (-1.25)		0.018 (0.51)				
Cost						-0.027*** (-7.50)		-0.005 (-0.70)
N	2,994,386	2,994,386	1,508,411	1,508,411	2,994,386	2,994,386	1,593,367	1,593,367
变量	(C) 技术溢出机制				(D) 差异化竞争机制			
	CIP 强		CIP 弱		CIP 强		CIP 弱	
	Patent	Quality	Patent	Quality	Theil	Quality	Theil	Quality
Digital	6.081* (1.85)	0.066 (0.95)	-16.731 (-0.78)	0.119** (2.16)	0.074 (0.62)	0.271* (1.93)	2.835*** (4.37)	0.212*** (5.57)
Patent		0.052* (1.78)		-0.007 (-0.48)				
Theil						1.620 (1.30)		0.087** (2.03)
N	2,994,386	2,994,386	1,594,616	1,594,616	2,990,306	2,990,306	1,583,857	1,583,857

注：圆于篇幅，未在表中汇报 Dippel 等（2020）模型的第一步结果，仅报告第二步和第三步结果；下表同。

文按照中国与目的国是否拥有共同 RTA 将目的国分为两组，并将虚拟变量（*RTA*）及其与数字经济指数的交互项（*Digital* × *RTA*）纳入基准模型回归。图 3（B）的回归结果显示，数字经济发展指数与 *RTA* 的交互项显著为负（-0.301），表明对没有与中国签订 RTA 的目的国而言，其数字经济发展反而对中国企业出口产品质量更具提升作用。究其原因，RTA 已经在一定程度上消除了中国与目的国的各种贸易壁垒，并在跨境数据流动方面发挥了积极作用，此时数字经济的作用空间有限；而在非 RTA 国家，中国与之尚未有效构建数字贸易规则体系，数字经济发展的作用余地更大，促使中国出口产品质量得以更大提升。从 4 个分指标的交互结果来看，除创新能力差异不大外，基础设施、赋能社会和经济增长的估计系数差别明显。因此，签署 RTA 的目的国与未签署 RTA 国家相比，其数字经济对中国出口产品质量的作用机制可能有所不同，尚需进一步考察。

表 10（A）的结果再次证实，目的国数字经济发展依然不具备风险缓解机制。表 10（B）和表 10（C）的结果则一致表明，未与中国签署 RTA 的目的国数字经济发展可以通过成本降低机制和技术溢出机制提升中国出口产品质量。究其原因，RTA 的签订通过智能关务和简化流程、关税减让等措施，不断营造数字贸易的便利化技术环境，可以发挥数字经济的部分功效；同时，在与中国签署 RTA 的目的国中，超过 60% 的国家为发展中国家和欠发达国家，技术水平落后于中国，难以促使中国企业进行突破性创新以提升出口产品质量；相反，在未与中国签署 RTA 的目的国中，数字经济发展对 RTA 具备一定的替代性，发挥了 RTA 的部分效能，在一定程度上可降低双方贸易限制，促使中国出口产品质量更大的提升。表 10（D）的估计结果显示，目的国数字经济的差异化竞争机制仅在 RTA 样本中显著。究其原因，虽然目的国的数字“桥梁”搭建使其与中国不再是相对独立的信息“孤岛”，但是数字贸易规则仍然不可或缺。与中国签署 RTA 的目的国，包括数据保护和隐私、网络安全、电子商务、电子支付等方面的 RTA 数字规则较为完善，为差异化产品流入目的国市场提供了更加安全、规范和便捷的交易渠道，打通了差异化竞争机制提升中国出口产品质量的渠道。

表 10 基于 RTA 的异质性机制检验

变量	(A) 风险缓解机制				(B) 成本降低机制			
	RTA		非 RTA		RTA		非 RTA	
	Risk	Quality	Risk	Quality	Cost	Quality	Cost	Quality
Digital	-0.035 (-0.32)	0.065* (1.80)	0.030 (0.85)	0.465*** (8.83)	10.558*** (29.17)	0.085*** (3.17)	-9.143*** (-34.17)	0.161*** (11.06)
Risk		-0.012 (-0.36)		-1.146*** (-4.80)				
Cost						-0.002 (-0.38)		-0.031*** (-9.64)
N	1,100,824	1,100,824	3,393,549	3,393,549	1,104,659	1,104,659	3,474,120	3,474,120
变量	(C) 技术溢出机制				(D) 差异化竞争机制			
	RTA		非 RTA		RTA		非 RTA	
	Patent	Quality	Patent	Quality	Theil	Quality	Theil	Quality
Digital	-1.020 (-0.21)	0.072** (2.47)	5.505** (2.21)	0.089 (0.93)	2.077*** (13.26)	0.063*** (2.91)	0.065 (0.75)	0.384*** (4.67)
Patent		0.007 (0.29)		0.064** (1.98)				
Theil						0.045** (2.22)		0.845*** (2.90)
N	1,104,659	1,104,659	3,475,369	3,475,369	1,097,678	1,097,678	3,467,314	3,467,314

六、基于国家间数字鸿沟的进一步拓展

尽管数字经济在全球范围内的发展如火如荼，但是也出现了发展不平衡的问题，在不同国家、地区和人群之间形成了明显的“数字鸿沟”。具体到国家层面而言，这种数字鸿沟既体现在中国与目的国之间，也体现在目的国市场上中国与其他出口竞争国之间。

对中国而言，数字鸿沟不仅包括中国与先进国家的落后劣势，也包括中国对落后国家的领先优势。一方面，本文使用中国与目的国数字经济指数之差的绝对值及其二次项衡量中国与目的国之间的数字鸿沟；中国相对于出口竞争国的数字鸿沟则使用在同一目的国市场上中国与其他出口竞争国家数字经济加权指数之差的绝对值及其二次项计算，计算公式见式（26）。另一方面，考虑到中国相对于目的国的数字优势或数字劣势对中国企业的影响可能截然不同，本文设置虚拟变量（*Opp*），将总样本划分为“逆梯度”样本和“顺梯度”样本，其中前者为高于中国数字经济发展水平的目的国或出口竞争国样本，赋值为 1；后者为低于中国数字经济发展水平的目的国或出口竞争国样本，赋值为 0。

$$Gap_{ikt} = \left| Dig_t - \sum_{j=1}^N w_{ijkt} \times Dig_{jt} \right| \tag{26}$$

其中，*i* 为进口国，*k* 为 HS6 位码产品，*j* 为进口国市场上除中国以外的其他国家；*w_{ijkt}* 为权重，由进口国 *k* 产品市场上各国的出口额占比求得，数据来源于 BACI 数据库；*Dig_t* 为中国数字经济发展指数。

图 4 绘制了双重鸿沟的三维核密度图。其中，垂直纵轴代表核密度值，水平纵轴代表年份，水平横轴代表数字鸿沟的大小。两种数字鸿沟不仅出现了明显的波峰，而且呈现向左下角倾斜的趋势，说明两种数字鸿沟日趋增大，各国数字经济发展的不平衡性可见一斑。

（一）中国与目的国之间的数字鸿沟

表 11 列（1）将中国与目的国之间的数字鸿沟作为核心解释变量进行回归，列（2）加入数字

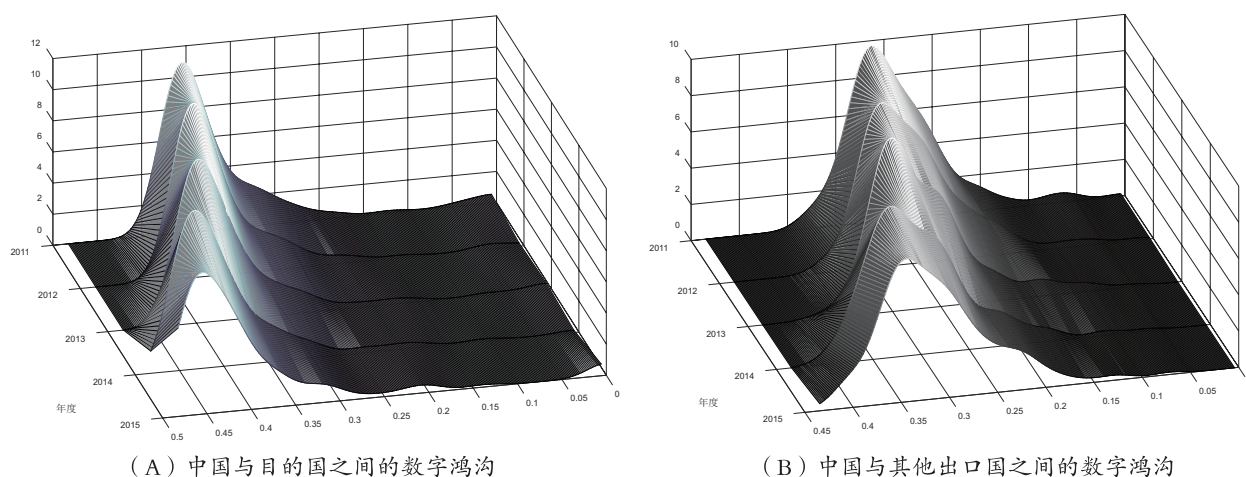


图4 双重数字鸿沟

鸿沟的平方项，列（3）~列（5）考察这一影响的长期效应。估计结果表明，中国与目的国之间的数字鸿沟对中国出口产品质量具有显著的负向影响，但是并不存在非线性关系。^①这意味着中国与目的国的数字经济发展差距增大，会造成低质量产品充斥市场，出现“劣币驱良币”现象，不利于中国出口产品整体质量的提升，产生了“逆向选择效应”。从长期来看，这一数字鸿沟对中国出口产品质量的负面影响会长期存在，并随时间不断增大，从“数字鸿沟”迈向“数字包容”更有利于中国出口产品质量的长期提升。列（6）加入虚拟变量（*Opp*）与核心解释变量的交互项，且交互项结果显著为负，表明“逆梯度”样本中的负向影响更大，即中国与先进国家的数字差距对中国出口产品质量的提升更为不利。

考虑到高附加值、高技术含量和高利润率尖端技术产品^②的质量是中国出口产品质量的重要表征（Ramani et al., 2017），本文在列（1）的基础上进一步加入尖端技术产品与数字鸿沟的交互项（ $Gap \times Tech$ ），并将目的国进行分组：若目的国的中高技术产业增加值份额高于中国，则为高技术国家，赋值为1，反之则为低技术国家，赋值为0。表11列（7）~列（9）的结果表明，数字鸿沟对中国出口产品质量的抑制作用在尖端技术产品上更为突出，在高技术国家的抑制作用也更大（ $0.032 > 0.006$ ）。其背后的原因可能是，一方面，中国与目的国之间的数字鸿沟，使目的国消费者与中国出口商之间的质量信息不对称问题愈发严峻，尤其是中国“三高”产品难以在短期内建立声誉优势，高技术水平国家对中国产品质量的质疑更加阻碍了尖端技术产品的质量提升（Chisik, 2003）；另一方面，以美国为首的西方国家对我国高端技术的封锁愈演愈烈，数字鸿沟更是加大了中国企业突破性创新的难度，进一步阻碍了尖端技术产品的质量提升。

（二）中国与出口竞争国之间的数字鸿沟

表12列（1）、列（2）分别将同一目的国市场上中国与其他出口竞争国的数字鸿沟及其平方项作为核心解释变量，与表11结果迥然不同的是，中国与其他出口竞争国之间的数字鸿沟对中国出口产品质量具有显著的正向影响，同时也不存在非线性关系。这意味着在目的国市场上，中国与其他竞争对手的数字差距越大，对中国出口产品质量的升级就越有利。可能的原因是，“顺梯度”

① Utest命令检验结果表明，“极值点”并不在数据范围内，无法拒绝原假设，故可以认为该回归不存在U形或倒U形关系，仍为单调递减的结果。

② 本文根据OECD（2011）中高技术产品分类，选择电子通信、计算机（30和32）、航空航天（353）、医药制造和科学仪器（33和2423）行业的产品代表尖端技术产品，并根据ISIC Rev.3对应的HS6分位编码与本文数据进行匹配。

表 11 中国与目的国之间的数字鸿沟

变量	数字鸿沟		长期效应			不同梯度	尖端技术产品		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>Gap</i>	-0.097*** (-14.50)	-0.037*** (-3.20)				-0.069*** (-6.69)	-0.096*** (-14.24)	-0.062*** (-8.26)	-0.052** (-2.54)
<i>Gap</i> ²		-0.122*** (-7.34)							
<i>Gap</i> _{<i>t</i>-1}			-0.040*** (-5.32)						
<i>Gap</i> _{<i>t</i>-2}				-0.041*** (-3.34)					
<i>Gap</i> _{<i>t</i>-3}					-0.058*** (-3.22)				
<i>Gap</i> × <i>Opp</i>						-0.147*** (-3.62)			
<i>Gap</i> × <i>Tech</i>							-0.015** (-2.22)	-0.032** (-2.41)	-0.006 (-0.78)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业—产品—目的国 FE	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间 FE	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	4,637,840	4,637,840	3,438,161	2,186,192	960,692	4,637,840	4,637,840	2,069,758	2,568,083
R ²	0.828	0.828	0.831	0.844	0.862	0.828	0.828	0.799	0.856

注：列（8）、列（9）结果通过了 Chow 检验（在 10% 的水平上显著），表明组间系数具有明显的差异性和可比性。

表 12 中国与其他出口国之间的数字鸿沟

变量	数字鸿沟		长期效应			不同梯度	尖端技术产品		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>Gap</i>	0.011*** (5.23)	-0.001 (-0.21)				0.011*** (5.20)	0.012*** (5.37)	0.019*** (3.22)	0.004** (2.03)
<i>Gap</i> ²		0.026 (1.63)							
<i>Gap</i> _{<i>t</i>-1}			0.005* (1.72)						
<i>Gap</i> _{<i>t</i>-2}				0.004 (1.03)					
<i>Gap</i> _{<i>t</i>-3}					0.001 (0.11)				
<i>Gap</i> × <i>Opp</i>						0.072 (1.22)			
<i>Gap</i> × <i>Tech</i>							-0.009* (-1.75)	-0.036*** (-3.78)	0.011** (2.19)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业—产品—目的国 FE	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间 FE	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	4,621,513	4,621,513	3,444,876	2,191,749	967,218	4,621,513	4,621,513	2,067,536	2,553,977
R ²	0.828	0.828	0.831	0.844	0.862	0.828	0.828	0.799	0.855

注：列（8）、列（9）结果通过了 Chow 检验（在 1% 的水平上显著），表明组间系数具有明显的差异性和可比性。

组样本量占据 99% 以上，中国相对于绝大多数出口竞争国具备数字优势，中国企业依靠信息优势提高产品质量声誉，向目的国消费者推广质量信息不对称程度更高的高质量产品（叶迪和朱林可，2023），具有“正向促进效应”。但是表 12 列（3）~ 列（5）结果表明，从长期来看，这一数字鸿沟对中国出口产品质量的积极影响会随时间逐渐消失殆尽；而在多产品出口的视角下，中国的诸多出口竞争国同时也是出口目的国，“数字包容”较之“数字鸿沟”更有利于中国出口产品质量的

提升。表 12 列 (6) 结果也呈现出与表 11 的不同之处, 虚拟变量 *Opp* 与核心解释变量的交互项结果不显著, 而核心解释变量 *Gap* 依然在 1% 的水平上显著为正, 表明无论是在“顺梯度”样本还是在“逆梯度”样本中, 中国与其他出口竞争国之间的数字鸿沟均对中国出口产品质量发挥了正向影响, 两种样本之间并无显著差异。

进一步从列 (7) ~ 列 (9) 尖端技术产品来看, 无论是在全样本国家, 还是在高技术水平国家, 数字鸿沟对中国尖端技术产品质量产生了负向影响; 而在低技术水平国家, 结果恰恰相反。这表明在高技术水平的目的国市场上, 中国出口产品质量在尖端技术产品上与竞争对手仍有一定差距, 不仅难以借助与竞争对手的数字优势实现质量快速提升, 反而加大了技术追赶的难度。同时, 愈加激烈的竞争环境会导致个别企业的投机行为, 即通过数字优势过度寻求短期利润, 忽视技术研发和创新, 无法推动高科技产品质量的提升。而在低技术水平的目的国市场上, 中国尖端技术产品具有相对竞争力, 相对宽松的市场竞争环境也赋予企业更广阔的发展空间, 加之与竞争对手相比的数字优势, 助力企业提高创新效率和降低出口成本, 提升了出口产品质量。对比列 (8) 和列 (9) 的结果, 可以发现数字鸿沟对尖端技术产品的影响在高技术水平目的国更大 ($0.036 > 0.011$), 即抑制作用大于促进作用, 说明中国与出口竞争国之间的数字鸿沟虽然对中国出口产品质量起到了一定的促进作用, 但是对于尖端技术产品而言弊大于利。

七、结论与政策建议

本文首先构建目的国数字经济对中国出口产品质量影响的理论模型, 然后测算 2011~2015 年中国和 113 个国家的数字经济发展指数, 实证检验了目的国数字经济发展对中国出口产品质量的影响及其内在机制, 并进一步考察了双重数字鸿沟的影响。研究结果表明, 第一, 目的国数字经济显著促进了中国出口产品质量的提升, 这一结果在使用工具变量、更换核心变量等一系列方法后依然稳健; 第二, 基于内生中介效应的机制分析表明, 目的国数字经济可以通过成本降低机制、技术溢出机制、差异化竞争机制影响中国出口产品质量, 但是并无充分证据表明风险缓解机制的中介作用; 第三, 异质性机制分析表明, 成本降低机制和技术溢出机制主要发生在工业竞争力强、与中国并未签订 RTA 的目的国, 差异化竞争机制则主要作用于工业竞争力弱、与中国签订 RTA 的目的国; 第四, 中国与目的国之间的数字鸿沟越小, 与其他出口竞争国之间的数字鸿沟越大, 对中国出口产品质量的提升就越明显, 形成了迥然不同的“逆向选择效应”和“正向促进效应”, 但是从长期看, 从“数字鸿沟”走向“数字包容”更有利于中国出口产品质量 (特别是尖端技术产品质量) 的提升。

本文的研究结论从目的国视角证实了数字经济对中国出口产品质量的促进作用, 相应的政策启示如下。其一, 随着数字革命时代加速到来, 数字经济不仅能够推动本国经济发展, 而且赋能贸易合作, 促进中国出口产品质量的提升。因此, 中国出口企业应该抓住全球数字经济发展的机遇, 将产品推向数字经济发展水平更高的目的国, 共享数字经济红利。其二, 实体经济仍然是数字经济发展的基石, “数实融合”良好的目的国具有“溢长处”效应, 能够通过成本降低机制和技术溢出机制使中国出口企业受益。工业乏力的目的国数字经济也能通过差异化竞争机制发挥“补短板”效用, 为中国企业的出口区位选择提供了有益的启示。其三, 数字经济在一定程度上发挥了区域贸易协定的部分效能, 当中国企业将产品出口至现阶段尚未与中国签署 RTA 的目的国时, 这一点尤为重要。但是, 数字贸易规则仍然不可或缺。数字贸易规则可以增加数字经济的安全性和稳定性, 保护消费者和企业的数据隐私及知识产权, 消除数字贸易中的歧视和不公平现象。因此, 中国应当加快与贸易国之间的数字规则体系构建, 为双方收获数字红利保驾护航。其四, 从长远来看, 贸易双方的数

字鸿沟对中国出口产品质量具有显著的负效应，尤其在尖端技术领域具有更强的抑制性。中国在加快发展自身数字经济的同时，应当加强与他国数字经济的高层合作。

参考文献：

- [1] 柏培文,喻理.数字经济发展与企业价格加成:理论机制与经验事实[J].中国工业经济,2021(11).
- [2] 陈东,秦子洋.人工智能与包容性增长——来自全球工业机器人使用的证据[J].经济研究,2022(4).
- [3] 杜明威,耿景珠,刘文革.企业数字化转型与中国出口产品质量升级:来自上市公司的微观证据[J].国际贸易问题,2022(6).
- [4] 郭继文,马述忠.目的国进口偏好差异化与中国跨境电子商务出口——兼论贸易演变的逻辑[J].经济研究,2022(3).
- [5] 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).
- [6] 林僖,鲍晓华.区域服务贸易协定如何影响服务贸易流量?——基于增加值贸易的研究视角[J].经济研究,2018(1).
- [7] 刘永辉,王子萌,司继春.目的国数字经济、市场竞争与企业出口产品质量[J].经济与管理评论,2023(2).
- [8] 钱学锋.企业异质性、贸易成本与中国出口增长的二元边际[J].管理世界,2008(9).
- [9] 盛丹,包群,王永进.基础设施对中国企业出口行为的影响:“集约边际”还是“扩展边际”[J].世界经济,2011(1).
- [10] 施炳展,邵文波.中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角[J].管理世界,2014(9).
- [11] 苏丹妮,盛斌,邵朝对.产业集聚与企业出口产品质量升级[J].中国工业经济,2018(11).
- [12] 孙浦阳,张靖佳,姜小雨.电子商务、搜寻成本与消费价格变化[J].经济研究,2017(7).
- [13] 孙天阳,许和连,王海成.产品关联、市场邻近与企业出口扩展边际[J].中国工业经济,2018(5).
- [14] 王瀚迪,袁逸铭.数字经济、目的国搜寻成本和企业出口产品质量[J].国际经贸探索,2022(1).
- [15] 唐松,伍旭川,祝佳.人口迁移的地区代际流动偏好:微观证据与影响机制[J].管理世界,2019(7).
- [16] 唐松,伍旭川,祝佳.数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J].管理世界,2020(5).
- [17] 谢绚丽,沈艳,张皓星,等.数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018(4).
- [18] 许恒,张一林,曹雨佳.数字经济、技术溢出与动态竞争政策[J].管理世界,2020(11).
- [19] 许家云,毛其淋,胡鞍钢.中间品进口与企业出口产品质量升级:基于中国证据的研究[J].世界经济,2017(3).
- [20] 叶迪,朱林可.声誉禀赋、质量信息不对称与出口产品结构[J].经济学(季刊),2023(2).
- [21] 易行健,周利.数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J].金融研究,2018(11).
- [22] 袁淳,肖士盛,耿春晓,等.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].中国工业经济,2021(9).
- [23] 张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019(8).
- [24] 赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020(10).
- [25] Ahmad, N.,Schreyer, P.Measuring GDP in a Digitalised Economy[M].Paris: OECD Publishing,2016.
- [26] Amiti, M.,Khandelwal, A.Import Competition and Quality Upgrading[J].Review of Economics and Statistics,2013,95(2).
- [27] Anderson, P.,Anderson, E.The New E-commerce Intermediaries[J].MIT Sloan Management Review,2002,43(4).
- [28] Bellows, J.,Miguel, E.War and Local Collective Action in Sierra Leone[J].Journal of Public Economics,2009,93(11~12).
- [29] Bleaney, M.,Neaves, A.Declining Distance Effects in International Trade: Some Country-level Evidence[J].The World Economy, 2013,36(8).
- [30] Bloom, N.,Garicano, L.,Sadun, R.,et al.The Distinct Effects of Information Technology and Communication Technology on Firm Organization[J].Management Science,2014,60(12).
- [31] Bloom, N.,Schankerman, M.,Van Reenen, J.Identifying Technology Spillovers and Product Market Rivalry[J].Econometrica,2013, 81(4).
- [32] Born, B.,Pfeifer, J.Risk Matters:The Real Effects of Volatility Shocks:Comment[J].American Economic Review,2014,104(12).
- [33] Casalini, F.,González, J.Trade and Cross-border Data Flows[C].OECD Trade Policy Papers,No.220.Paris:OECD Publishing,2019.
- [34] Chen, N.,Juvenal, L.Quality,Trade,and Exchange Rate Pass-through[J].Journal of International Economics,2016,100(6).
- [35] Chisik, R.Export Industry Policy and Reputational Comparative Advantage[J].Journal of International Economics,2003,59(2).
- [36] Coviello, N.,Kano, L.,Liesch, P. W.Adapting the Uppsala Model to a Modern World:Macro-context and Microfoundations[J]. Journal of International Business Studies,2017,48.
- [37] Crinò, R.,Epifani, P.Productivity, Quality and Export Behaviour[J].The Economic Journal,2012,122(565).
- [38] Destefano, T.,Timmis, J.Robots and Export Quality[C].Policy Research Working Paper,No.9678.World Bank, 2021.
- [39] Dippel, C.,Ferrara, A.,Hebllich, S.Causal Mediation Analysis in Instrumental-Variables Regressions[J].The Stata Journal,2020, 20(3).
- [40] Goldfarb, A.,Tucker, C.Digital Economics[J].Journal of Economic Literature,2019,57(1).

- [41] Jaimovich, E., Merella, V. Love for Quality, Comparative Advantage, and Trade[J]. *Journal of International Economics*, 2015, 97(2).
- [42] Khandelwal, A. K., Schott, P. K., Wei, S. J. Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters[J]. *American Economic Review*, 2013, 103(6).
- [43] Lewbel, A. Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2012, 30(1).
- [44] Melitz, M. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6).
- [45] Mitton, T. Methodological Variation in Empirical Corporate Finance[J]. *The Review of Financial Studies*, 2022, 35(2).
- [46] Nevo, A., Rosen, A. Identification with Imperfect Instruments[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2012, 94(3).
- [47] Parsons, A. G., Ballantine, P. W., Ali, A., et al. Deal Is On! Why People Buy from Daily Deal Websites[J]. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 2014, 21(1).
- [48] Parteka, A., Tambari, M. Product Diversification, Relative Specialisation and Economic Development: Import-Export Analysis[J]. *Journal of Macroeconomics*, 2013, 38.
- [49] Petersen, M. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches[J]. *The Review of Financial Studies*, 2008, 22(1).
- [50] Ramani, S. V., Thutupalli, A., Urias, E. High-value Hi-Tech Product Introduction in Emerging Countries[J]. *Qualitative Market Research: An International Journal*, 2017, 20(2).
- [51] Rauch, J. Networks versus Markets in International Trade[J]. *Journal of International Economics*, 1999, 48(1).
- [52] Ren, S., Li, L., Han, Y., et al. The Emerging Driving Force of Inclusive Green Growth: Does Digital Economy Agglomeration Work?[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2022, 31(4).
- [53] Schakenraad, H. The Effect of Strategic Technology Alliances on Company Performance[J]. *Strategic Management Journal*, 2010, 15(4).
- [54] Segal, G., Shaliastovich, I., Yaron, A. Good and Bad Uncertainty: Macroeconomic and Financial Market Implications[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 117(2).
- [55] Verhoogen, E. Trade, Quality Upgrading and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(2).
- [56] Zhang, M., Chen, M. China's Digital Economy: Opportunities and Risks[M]. Washington, D. C.: International Monetary Fund, 2019.
- [57] Zhao, X., Sun, X., Zhao, L., et al. Can the Digital Transformation of Manufacturing Enterprises Promote Enterprise Innovation?[J]. *Business Process Management Journal*, 2022, 28(4).
- [58] Zhu, W., Mou, J., Benyoucef, M. Exploring Purchase Intention in Cross-border E-commerce: A Three Stage Model[J]. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 2019, 51.

Digital Economy of Destination and Quality of China's Export Products: Mechanism and Gap

QI Jianhong ZHAO Weikang

Abstract: The digital economy significantly influences the competitive landscape of major powers and manufacturing sectors. Utilizing a theoretical model, this study devises an internationally comparable digital economy development index through reference to the G20 toolkit. The study then explores the effects and mechanisms of the digital economy in the destination country on the quality of Chinese export goods. Moreover, it delves into the implications of the dual digital gap. Findings reveal a substantial enhancement in the quality of Chinese export products due to the advancement of the digital economy in the destination. This enhancement is primarily realized through the interplay of the cost reduction, technology spillover, and differentiation competition mechanisms, with the risk mitigation mechanism demonstrating limited significance. Notably, the cost reduction and technology spillover mechanisms predominantly manifest in destinations characterized by robust industrial competitiveness and the absence of regional trade agreements with China. Conversely, the differentiation competition mechanism primarily operates in alternative destinations. The digital disparity between China and the destination, as well as that between China and other export-competitive nations, have given rise to contrasting outcomes, including “reverse selection effects” and “positive promotion effects”. Nevertheless, in the long term, transitioning from a “Digital Gap” to a state of “Digital Inclusiveness” proves more advantageous for enhancing the quality of Chinese export products.

Keywords: digital economy; export product quality; mechanism; digital gap

(责任编辑: 张建华)