

5G 专利标准化促进了 ICT 产品出口吗？ ——来自中国向“一带一路”沿线国家出口的证据

江 涛¹ 添 梦¹ 覃琼霞²

(1. 中国计量大学, 浙江 杭州 310018; 2. 浙江理工大学, 浙江 杭州 310018)

摘 要: 基于 Eaton 和 Kortum 模型构建了 5G 专利标准化的出口效应分析框架, 利用 2002~2020 年的欧洲电信标准化协会数据, 分析 5G 专利标准化对中国信息通信技术产品向“一带一路”沿线国家出口的影响及其作用机制。结果表明, 5G 专利标准化显著促进了中国信息通信技术产品向沿线国家的出口, 出口效应呈现“倒 U 型”特征。机制检验显示, 贸易竞争力、国别生产率以及全球价值链参与度是 5G 专利标准化推动出口的重要渠道。本文还发现随着出口规模的扩大, 出口效应呈现波动性增强趋势。本研究也为标准推进“一带一路”经贸合作与高质量发展提供了重要政策启示。

关键词: 专利标准化; 5G; 一带一路; 出口效应

中图分类号: F752

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2026) 03-0078-12

一、引言

专利标准化是国家标准化战略的核心内容, 也是以标准推进“一带一路”高质量发展倡议的重要手段。作为全球生产网络的重要成员, 中国积极推进专利标准化工作, 在信息通信技术 (ICT) 产业中, 相关企业开展了大量的专利标准化实践 (Laer et al., 2022)。中国信息通信研究院发布的《全球 5G 标准必要专利及标准提案研究报告 (2023 年)》显示, 在有效全球专利族排名前 10 的企业中, 中国企业占据 5 家, 中国声明的专利族占全球 5G 标准必要专利的近 40%, 排名世界第一。专利标准化为中国企业在全球 ICT 产业发展中构筑了显著的竞争优势。然而, 专利标准化研究更多地聚焦发达国家 (Ernst, 2018)。对新兴经济体的 ICT 企业利用专利标准化参与全球生产与贸易网络的研究甚少。为数不多的研究偏重于创新以及政府作用等主题, 缺乏对出口效应的系统研究 (Blind et al., 2023)。鉴于中国 5G 标准必要专利的发展势头以及《2020 数字中国产业发展报告》提及的 5G 技术在 ICT 产业技术创新中的引领作用, 研究中国 5G 专利标准化的出口效应具有重要的理论与实践意义。

为此, 本文基于 Eaton 和 Kortum (2002) 的基准模型构建了专利标准化的出口贸易效应分析框架并提出相关假说。利用 2002~2020 年的欧洲电信标准化协会 (ETSI) 数据, 分析 5G 专利标准化对中国 ICT 产品向“一带一路”沿线国家出口的影响及其作用机制, 以此揭示专利标准化的出口效应及其在推进沿线国家经贸合作中的作用。最后, 本文还对 5G 专利标准化出口效应的异质性特征和边际变化趋势进行分析, 以全面揭示 5G 专利标准化的多重出口效应。

作者简介: 江涛, 中国计量大学经济学院教授, 研究方向: 国际经济与贸易、数字贸易壁垒; 添梦, 中国计量大学经济学院硕士研究生, 研究方向: 数字贸易; 覃琼霞, 浙江理工大学经济管理学院教授, 研究方向: 应用经济学。

基金项目: 国家社科基金重点项目“数字贸易壁垒测度方法创新研究”(项目编号: 24AGJ007); 2024 年度全国统计科学研究项目“发达经济体‘去风险’政策对我国产业链、供应链安全的影响测度研究”(项目编号: 2024LY026); 中国计量大学“一带一路”区域标准化研究中心智库研究课题“浙江标准的数字贸易嵌入机制研究”(项目编号: BRZK01A)。

二、文献综述

与专利标准化的出口效应紧密相关的研究主题主要有专利出口效应、标准出口效应、标准必要专利出口效应 3 个方面。

专利标准化属于专利范畴 (Laer et al., 2022)。大部分研究认为, 专利存在出口促进效应 (Sucharita et al., 2024)。Bierut 和 Kamila (2017) 利用 1995~2014 年中东欧国家的出口数据揭示了专利的出口促进效应。Rassenfosse 等 (2022) 基于 2002~2011 年法国出口企业数据发现, 专利可以增加 3% 的出口。Rafiquzzaman (2020) 发现, 严格的专利保护使加拿大向高收入国家的出口比向低收入国家的出口更多。Gideon (2024) 进一步揭示了在专利保护程度高的国家, 高品质产品的出口会显著增加。Yang (2025) 在区分出口类别后发现, 专利对复杂产品的出口有促进作用, 对非复杂产品的出口影响不明显。在作用机制方面, Verheyen (2015) 认为国际竞争力是专利促进进出口的重要渠道。Panda 等 (2020) 发现, 技术投入是专利促进进出口的重要因素。Ozsoy 等 (2021) 则认为金融发展水平、人力资本质量以及全球化程度对专利与出口质量之间的关系具有决定性作用。

标准的出口效应也是研究热点之一。早期文献多把标准归为技术性贸易壁垒的一部分, 认为标准对出口产生抑制效应 (鲍晓华和朱达明, 2015; Fontagné and Orefice, 2018)。然而, 国际标准作为一种“共同语言”, 实质上有助于降低贸易壁垒, 促进双边贸易 (Blyde, 2025; Waqar and Azam, 2025; 王艳艳等, 2025)。此外, 标准协调能降低贸易成本, 促进双边贸易增长 (Chen and Novy, 2022; 廖梁贵和李优树, 2025), 还会产生“溢出效应”, 对第三国的出口产生促进效应 (郑航等, 2025)。因此, 标准既可以是一种贸易壁垒, 也可以是一种出口“催化剂” (Beghin et al., 2015; 王明涛等, 2025)。在作用机制研究中, Swann 等 (1996) 发现标准还通过增强出口产品的竞争优势促进出口。Waqar 和 Azam (2025) 发现标准通过提升劳动生产率促进出口。在细分类别层面上, 标准会因出口产品种类、标准类别、企业类别差异而出现异质性的出口效应 (Ni et al., 2022; 崔晓敏等, 2024)。

标准必要专利的出口效应则是当前的创新研究领域 (Laer et al., 2022)。Laer 等 (2022) 运用 PPML 方法估计了标准必要专利的贸易效应, 揭示了标准必要专利存在显著的出口促进效应。从作用机制来看, Ramel 等 (2018) 发现, 标准必要专利可以通过交叉许可方式拓展全球价值链贸易, 但是其引致的全球价值链机制存在俱乐部效应。另有文献认为, 专利标准化提供了创新和技术传播的机会, 以提升企业技术水平和扩大国外市场 (Lee, 2016; Brem et al., 2016; 郑休休和刘青, 2022)。然而, 针对中国 ICT 产业的标准必要专利出口效应研究甚少, 为数不多的文献如 Laer 等 (2022) 运用 2017~2019 年中国 ICT 产业的标准必要专利数据研究发现, 标准必要专利的出口效应并不显著。出现上述结论的可能原因是中国 ICT 产业存在的低价值标准必要专利以及研究的短板数据结构所致。那么, 在扩大样本之后, 中国 ICT 产业的标准必要专利出口效应究竟如何? 为此, 本文采用扩展的中国 ICT 产业标准必要专利数据库, 选取 2002~2020 年中国专利局授权的标准必要专利数据, 分析 5G 专利标准化对中国 ICT 产品向“一带一路”沿线国家的出口效应。

本文的边际贡献主要体现在以下 4 个方面: 将标准推进“一带一路”高质量发展的战略进一步拓展到了 5G 专利标准化层面; 揭示了 5G 专利标准化的出口促进效应呈现倒 U 型特征, 为深化理解 5G 专利标准化的影响、助力标准推进高质量发展提供更多证据; 出口促进效应的多重异质性特征为进一步推进 5G 甚至 6G 专利标准化战略提供了更多细分层面的政策思考; 有关生产率、贸易竞争力指数和全球价值链参与度等渠道, 为 5G 专利标准化推进 ICT 产品出口提供了清晰的实施机制。

三、理论分析

基于 Eaton 和 Kortum (2002) 的基本框架, 本文引入专利标准化行为构建产品出口决策模型。首先假定 n 国消费者对 H 类的 ICT 产品 $Q(\omega)$ 拥有如下不变替代弹性 (CES) 偏好:

$$U = \prod_{h=1}^H \left(\int_0^1 Q(\omega)^{(\sigma-1)/\sigma} d\omega \right)^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (1)$$

其中, $\sigma > 0$ 为替代弹性, H 为 ICT 产品种类。出口国 i 生产并向 n 国出口 H 类的 ICT 产品, 并假定依据不完全竞争市场的成本加成原则进行定价, 其中, 边际成本为 w_i , 贸易成本为 d_{in}^h 。由此, 出口国 i 生产并向 n 国出口的第 h 类 ICT 类产品价格由式 (2) 决定:

$$p_{in}^h(\omega) = \frac{d_{in}^h w_i}{z_i^h} \quad (2)$$

i 国相关出口产品的技术水平 z_i^h 服从 Fréchet 极值分布:

$$F_i(z) = \Pr(z_i^h \leq z) = e^{-T_i^h z^{-\theta}} \quad (3)$$

其中, $T_i > 0$, $\theta > 0$ 。 T_i 为国别技术总量参数, θ 为与国别无关的技术参数。由此, 出口产品的价格分布函数为:

$$G_{in}(p^h) = \Pr(p_{in}^h \leq p^h) = \Pr\left(z_i^h \geq \frac{d_{in}^h w_i}{p^h}\right) = 1 - \Pr\left(z_i^h \leq \frac{d_{in}^h w_i}{p^h}\right) = 1 - e^{-T_i^h (d_{in}^h w_i)^{-\theta^h} (p^h)^{\theta^h}} \quad (4)$$

进口国 n 的市场上第 h 类 ICT 产品价格分布函数为:

$$G_n(p^h) = 1 - \prod_{i=1}^N (1 - G_{in}(p^h)) = 1 - e^{-\phi_n^h (p^h)^{\theta^h}} \quad (5)$$

$$\phi_n^h = \sum_{i=1}^N T_i^h (d_{in}^h w_i)^{-\theta^h} \quad (6)$$

此时, 进口自 i 国的概率 π_{in}^h 为:

$$\pi_{in}^h = \frac{T_i^h (d_{in}^h w_i)^{-\theta^h}}{\phi_n^h} \quad (7)$$

则出口国 i 的 ICT 产品在 n 国市场上的占比等于概率空间上的 π_{in}^h :

$$\frac{x_{in}^h}{x_n^h} = \pi_{in}^h = \frac{T_i^h (\tau_{in}^h w_i)^{-\theta^h}}{\phi_n^h} \quad (8)$$

另外, 定义进口国相关商品的价格指数为:

$$P_n^h = \left[E \left[p_n^{1-\sigma^h} \right] \right]^{\frac{1}{1-\sigma^h}} = \gamma^h (\phi_n^h)^{-1/\theta^h} \quad (9)$$

其中, γ^h 是关于 σ^h 和 θ^h 的函数。则 i 国向 n 国出口的第 h 类 ICT 产品 ω 为:

$$x_{in}^h = T_i^h (\tau_{in}^h w_i)^{-\theta^h} \left(\frac{P_n^h}{\gamma^h} \right)^{\theta^h} x_n^h \quad (10)$$

进一步得到 H 类加总层面上的 ICT 产品出口额为:

$$X_{in} = \prod_{h=1}^H T_i^h (\tau_{in}^h w_i)^{-\theta^h} \left(\frac{P_n^h}{\gamma^h} \right)^{\theta^h} x_n^h \quad (11)$$

由此得到：

$$\ln X_{in} = \sum \ln T_i^h - \sum \theta^h \ln \tau_{in}^h - \ln w_i \sum \theta^h + \sum \theta^h \ln P_{in}^h - \sum \theta^h \ln \gamma^h + \sum \ln x_n^h \quad (12)$$

鉴于专利标准化是 ICT 专利技术推广应用的前提 (Baron and Schmidt, 2014)，本文进一步设定 ICT 产品的生产技术参数 T_i^h 和 θ^h 受到专利标准化 s_i 影响，其中 s_i 为产品 ω 的专利标准化程度，即：

$$T_i^h = f(s_i, \mu) \quad (13)$$

$$\theta^h = f(s_i, \nu) \quad (14)$$

其中， μ 、 ν 为其他影响因素。假设专利标准化使得出口国 i 第 h 类 ICT 产品的技术水平均值参数 T_i^h 上升，使得进口国市场上的第 h 类 ICT 产品的技术水平峰度参数 θ^h 下降，即：

$$\frac{\partial T_i^h}{\partial s_i} > 0 \quad (15)$$

$$\frac{\partial \theta^h}{\partial s_i} < 0 \quad (16)$$

那么，结合式 (9) 和式 (12) 可以进一步得到出口与专利标准化之间的关系：

$$\frac{\partial \ln X_{in}}{\partial s_i} = \sum \underbrace{\frac{\partial \ln X_{ij}}{\partial \ln T_i^h} \frac{\partial \ln T_i^h}{\partial s_i}}_{\text{绝对竞争力}} + \sum \underbrace{\frac{\partial \ln X_{ij}}{\partial \theta^h} \frac{\partial \theta^h}{\partial s_i}}_{\text{相对竞争力}} > 0 \quad (17)$$

由此，本文提出如下假说 1。

假说 1：专利标准化可以促进 ICT 产品出口。

考虑到沿线各国在收入水平以及 ICT 产品类别 h 上的异质性特征，本文进一步提出假说 2。

假说 2：专利标准化的出口促进效应因国别和产品层面的差异性而呈现显著的多重异质性特征。

由式 (17) 可知，专利标准化的出口促进效应经由两个重要的技术水平参数 T_i^h 和 θ^h 实现。参数 T_i^h 反映了第 h 类产品上出口国 i 的技术水平，参数 θ^h 反映第 h 类产品在进口国市场上的极值技术水平。出口国 i 的专利标准化行为使得 T_i^h 越大、 θ^h 越小时，出口国 i 的生产率水平越高、出口产品竞争力越强、全球价值链参与度也越高，进而 i 国向 n 国出口的 ICT 产品也越多。不妨将专利标准化作用下的由参数 T_i^h 所引发的出口竞争力称之为绝对竞争力，其由生产率变量表示；由参数 θ^h 所引发的出口竞争力称之为相对竞争力，其由贸易竞争力指数和全球价值链参与度构成。由此，本文给出假说 3。

假说 3：专利标准化经由生产率代表的绝对竞争力以及由贸易竞争力指数和全球价值链参与度构成的相对竞争力共同促进 ICT 产品出口。

四、研究设计与数据描述

(一) 样本选择与数据来源

鉴于 ICT 部门是专利标准化推行最广的产业 (Bekkers et al., 2014)，本文选择中国专利局 5G 专利标准化年度授予数对中国向“一带一路”沿线国家出口 ICT 产品的贸易效应展开实证分析。由于中国专利局首次授予 5G 专利标准化发生在 2002 年，因此本文选取 2002~2020 年 ETSI 披露的中国专利局授予 5G 专利标准化的年度数据和中国出口沿线国家的 ICT 产品出口额为研究样本，其中剔除了 12 个数据严重缺失的国家，最终研究样本由 52 个国家共 988 个观察值构成。^①在数据

① 剔除的国家包括阿富汗、波黑、文莱、马尔代夫、卡塔尔、缅甸、巴勒斯坦、塔吉克斯坦、塞尔维亚、叙利亚、土库曼斯坦、也门。

来源方面, 5G 专利标准化数量来自 ETSI 知识产权数据库; ICT 出口贸易额来自联合国贸发会议 (UNCTAD) 数据库; 控制变量主要来自法国国际经济信息研究中心数据库 (CEPII) 和世界银行数据库 (WDI) 的合并数据。

(二) 计量模型设定

为检验 5G 专利标准化对中国 ICT 产品出口沿线国家的影响, 本文构建如下面板数据计量模型:

$$\ln EX_{nt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GSTA_t + \alpha_2 (\ln GSTA_t)^2 + \beta X_{nt} + \nu_n + \varepsilon_{nt} \quad (18)$$

其中, 下标 n 表示沿线国家个体, t 表示观察年份; $\ln EX_{nt}$ 是被解释变量, 表示中国在第 t 年对国家 n 的 ICT 产品出口额; $\ln GSTA_t$ 为核心解释变量, 表示中国专利局在第 t 年的 5G 专利标准化数量; $(\ln GSTA_t)^2$ 表示中国专利局在第 t 年的 5G 专利标准化数量的平方项; X_{nt} 为一组控制变量集; ν_n 表示国家个体固定效应; ε_{nt} 为随机扰动项。需要说明的是, 根据田国强和李双建 (2020) 的解释, 由于专利标准化数量为时间序列变量, 若直接引入时间固定效应会引起多重共线性问题, 造成时间虚拟变量与 5G 专利标准化对 ICT 产品出口的作用相互抵消, 因而模型中没有控制时间固定效应。本文主要关注核心解释变量的估计系数 α_1 和 α_2 。 α_1 的经济含义为 5G 专利标准化对中国出口沿线国家 ICT 产品贸易额的边际效应, 预期符号显著为正; α_2 的经济含义为 5G 专利标准化数量对中国出口沿线国家 ICT 产品贸易额的二阶效应, 预期符号显著为负。

(三) 变量选取与说明

1. ICT 产品出口额

5G 技术主要应用于 ICT 领域, 且该领域的标准通常需要实施专利标准化 (Ramel et al., 2018)。本文选取中国出口到沿线国家 ICT 产品的贸易额来分析 5G 专利标准化的出口效应。根据 UNCTAD 对 ICT 产品的界定以及与 5G 专利标准化的关联性程度, 本文选择将计算机与外部设备、通信设备、用户电子设备和电子元件 4 类细分产品纳入 ICT 产品贸易额的统计范畴, 并将相应的出口贸易总额对数化作为被解释变量。

2. 5G 专利标准化

本文沿用 Blind 和 Jungmittag (2005) 的处理方式, 采用 5G 标准必要专利数量作为 5G 专利标准化的代理变量。

3. 控制变量

本文选取如下控制变量。①中国经济规模 ($\ln CGDP$), 采用中国 GDP 对数表示。②沿线国家经济规模 ($\ln GDP$), 采用沿线国家 GDP 对数表示。③劳动力参与率 (LAB), 采用中国 15 岁及以上的人口从事经济活动的比例表示。④互联网数 ($\ln T$), 采用沿线国家使用的互联网数表示。⑤固定电话用户数 (TEL), 采用每一百人固定电话用户数表示。⑥外商投资 ($\ln FDI$), 采用沿线国家外国直接投资净流入的对数表示。⑦地理距离 ($DIST$), 采用中国首都到沿线国家首都之间的距离表示。⑧是否有共同边界 ($CONTING$), 是为 1, 否为 0。⑨是否有共同语言 ($COMLANG$), 是为 1, 否为 0。

4. 变量的描述性统计

基于上述数据指标的处理, 各变量的描述性统计见表 1。

五、实证分析

(一) 基准回归结果

基准回归结果如表 2 所示。其中, 列 (1) 为 OLS 方法的回归结果; 考虑到可能存在的异方差

表 1 变量基本描述统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
lnEX	988	5.304	2.343	-10.178	10.336
lnGSTA	988	5.163	1.869	0	7.680
(lnGSTA) ²	988	30.152	16.641	0	58.991
lnGDP	988	24.980	1.571	20.485	28.623
lnCGDP	988	29.668	0.472	28.817	30.314
DIST	988	5,613.094	1,731.152	1,172.047	7,723.639
lnT	988	41.159	28.612	0.140	100.000
TEL	988	19.384	13.365	0.190	59.889
lnFDI	988	19.931	2.630	6.375	25.733
LAB	988	71.297	2.298	66.820	75.850
CONTING	988	0.192	0.394	0	1
COMLANG	988	0.038	0.192	0	1

和自相关等问题,本文进一步采用 GLS 和 WLS 估计法,列(2)为 FGLS-PW 法的估计结果,列(3)为 WLS 方法的回归结果;列(4)为固定面板效应方法的回归结果。上述 4 种回归方法下的 lnGSTA 回归系数均在 1% 水平上显著为正,表明 5G 专利标准化对中国向沿线国家的 ICT 产品出口具有显著的促进效应。同时,(lnGSTA)² 的回归系数也均在 1% 的水平上显著为负,表明 5G 专利标准化和 ICT 产品出口之间存在非线性关系。随着 5G 专利标准化数量的增加,中国出口沿线国家的 ICT 产品贸易增速下降,总体呈现“倒 U 型”特征。上述结果验证了假说 1。

(二) 关于内生性问题的处理

为进一步弱化内生性的干扰,采用覃琼霞和江涛(2019)的 Castle-IV 方法引入只包含授予中国企业 5G 专利标准化的数量和只包含授予国外企业 5G 专利标准化数量的两类系统内部工具变量检验内生性。结果如表 3 所示,列(1)为中国企业 5G 专利标准化的数量作为工具变量的回归结果,列(2)为只包含授予国外企业 5G 专利标准化的数量作为工具变量的回归结果。从结果可以看出,在这两类工具变量检验中,Anderson canon. corr. LM 统计量的 P 值小于 0.1,拒绝工具变量识别不足的原假设,Cragg-Donald Wald F 统计量大于相应的 Stock-Yogo 临界值 16.380,拒绝弱工具变量的原假设。这说明上述工具变量的选取是合理的。同时,lnGSTA 的回归系数均在 1% 的水平上显著为正,(lnGSTA)² 的回归系数均在 1% 的水平上显著为负。这说明本文的研究是可靠的,基准模型中的内生性并不明显。

(三) 稳健性分析

1. 更换模型回归方法

考虑到可能存在的异方差和自相关问题,本

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	GLS	WLS	面板回归
lnGSTA	0.467*** (5.939)	0.271*** (7.640)	0.394*** (9.498)	0.419*** (8.890)
(lnGSTA) ²	-0.029*** (-3.023)	-0.014*** (-3.816)	-0.027*** (-5.523)	-0.025*** (-4.446)
lnGDP	1.056*** (39.514)	1.284*** (6.280)	0.487*** (3.167)	0.689*** (3.847)
lnCGDP	-3.587*** (-4.984)	-2.283*** (-5.551)	-1.753*** (-4.838)	-2.786*** (-6.251)
DIST	-0.000*** (-9.339)	-0.000 (-1.145)	-0.001*** (-4.471)	-0.001*** (-3.362)
lnT	0.011*** (5.772)	0.001 (0.305)	-0.000 (-0.118)	0.001 (0.892)
TEL	-0.010*** (-3.906)	0.015** (2.466)	0.009** (2.581)	0.008* (1.715)
lnFDI	0.055*** (2.880)	0.008 (0.701)	0.028* (1.661)	0.054** (2.421)
LAB	-0.895*** (-6.524)	-0.739*** (-10.263)	-0.687*** (-10.191)	-0.859*** (-10.243)
CONTING	-0.007 (-0.080)	1.324** (2.363)	1.342*** (4.065)	0.954** (2.366)
COMLANG	1.740*** (13.316)	2.484*** (4.839)	3.722*** (10.534)	3.174*** (8.403)
_cons	147.447*** (4.783)	93.137*** (5.377)	94.997*** (6.051)	131.977*** (6.836)
国家固定效应	否	是	是	是
观测值	988	988	988	988
国家数	52	52	52	52
R ²	0.861	0.855	0.970	0.957

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为 t 值;下表同。

文采用基于 OLS+ 面板矫正标准误差方法的稳健性检验，回归结果如表 4 列（1）所示， $\ln GSTA$ 的回归系数仍然显著为正，且 $(\ln GSTA)^2$ 的回归系数仍然显著为负。这说明回归结果不依赖特定计量方法，基准回归结果是稳健的。

2. 替换核心解释变量

5G 专利标准化的衡量指标可以细分为 ICT 企业向中国专利局申请的专利标准化数量和中国专利局审核通过并授予的专利标准化数量。基准分析中的核心解释变量为后者，现将 5G 专利标准化申请数量作为核心解释变量开展稳健性检验。数据来源于 ETSI 知识产权数据库。回归结果如表 4 列（2）所示， $\ln GSTA$ 的回归系数显著为正，且 $(\ln GSTA)^2$ 的回归系数仍然显著为负。这再次说明基准回归的研究结论是可靠的。

3. 剔除金融危机期间的样本

为确保选取样本的代表性，排除外部环境冲击的影响，本文进一步剔除了金融危机（2008 年）时期的样本，回归结果如表 4 列（3）所示， $\ln GSTA$ 的回归系数仍然显著为正，且 $(\ln GSTA)^2$ 的回归系数仍然显著为负，说明研究结论是稳健的。

表 3 内生性问题处理的结果

变量	(1)	(2)
$\ln GSTA$	0.623*** (5.378)	2.002*** (8.130)
$(\ln GSTA)^2$	-0.052*** (-4.578)	-0.160*** (-7.367)
Anderson canon. corr. LM 统计量 P 值	0.000	0.000
Cragg-Donald Wald F 统计量	1,974.820 [16.380]	1,388.468 [16.380]
控制变量	是	是
观测值	988	988
国家数	52	52
R^2	0.849	0.867

表 4 稳健性分析的结果

变量	(1)	(2)	(3)
$\ln GSTA$	0.491*** (3.345)		0.413*** (7.720)
$(\ln GSTA)^2$	-0.032* (-1.688)		-0.027*** (-4.055)
$\ln ASTA$		1.828*** (15.244)	
$(\ln ASTA)^2$		-0.122*** (-14.003)	
控制变量	是	是	是
国家固定效应	否	是	是
观测值	988	988	936
R^2	0.831	0.938	0.938

六、异质性分析

考虑到 5G 专利标准化的出口效应可能存在多重异质性特征，接下来分别从海上与陆上丝绸之路、是否加入欧盟、沿线国家收入类别以及 ICT 产品类别 4 个方面开展异质性分析。

（一）海上与陆上丝绸之路

沿线各国在地理、政治、经济与文化等方面具有较大差异性，为此，本文根据陈万灵和何传添（2014）的方法，将东南亚航线、南亚及波斯湾航线、红海湾及印度洋西岸航线沿线的国家界定为海上丝绸之路国家，其他沿线国家界定为陆上丝绸之路国家进行分组回归。回归结果如表 5 所示， $\ln GSTA$ 的回归系数均显著为正， $(\ln GSTA)^2$ 回归系数均显著为负。分组回归的异质性效应主要体现在回归系数估计值的大小上。列（1）中的 $\ln GSTA$ 估计系数明显小于列（2），列（1）中的 $(\ln GSTA)^2$ 系数绝对值也小于列（2）。这意味着陆上丝绸之路的出口促进效应要比海上丝绸之路的出口促进效应大，两者存在明显的异质性特征。

表 5 海上与陆上丝绸之路的异质性分析

变量	(1)	(2)
	海上丝绸之路	陆上丝绸之路
$\ln GSTA$	0.307*** (4.829)	0.496*** (8.411)
$(\ln GSTA)^2$	-0.019** (-2.461)	-0.029*** (-4.011)
控制变量	是	是
国家固定效应	是	是
观测值	380	608
R^2	0.958	0.948

（二）是否加入欧盟

是否加入欧盟可能会影响 5G 专利标准化的出口促进效应。鉴于沿线国家中有 13 个国家属于欧盟国家，^①为此，本文以是否加入欧盟进行分组。相应的回归结果如表 6 所示。结果显示，5G 专利标准化对中国 ICT 产品出口“一带一路”中的欧盟国家和非欧盟国家均起到显著的促进作用。但是列（1）和列（2）中的 $\ln GSTA$ 估计系数分别为 0.513 和 0.367，这意味着 5G 专利标准化对欧盟国家的出口促进效应要大于非欧盟国家。

表 6 是否加入欧盟组织的异质性分析

变量	(1)	(2)
	欧盟国家	非欧盟国家
$\ln GSTA$	0.513*** (5.680)	0.367*** (7.247)
$(\ln GSTA)^2$	-0.026** (-2.393)	-0.023*** (-3.727)
控制变量	是	是
国家固定效应	是	是
观测值	247	741
R^2	0.934	0.963

（三）沿线国家收入类别

考虑到沿线国家收入水平的异质性，本文根据 2018~2019 年世界银行提供的国别收入水平对样本进行分类，将其划分为中低收入国家、中高收入国家和高收入国家 3 个组别进行分组回归。^②分类回归结果如表 7 所示。结果显示，5G 专利标准化对中国 ICT 产品出口上述 3 类国家均起到显著的促进作用。从回归系数的大小考察，中高收入国家组的回归系数最大，高收入国家组次之，中低收入国家组最小。这说明 5G 专利标准化的出口效应在中高收入国家组中影响最大，在中低收入国家组中影响最小，不同组别之间存在明显的异质性。

表 7 国别收入异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)
	中低收入国家	中高收入国家	高收入国家
$\ln GSTA$	0.367*** (4.819)	0.454*** (5.319)	0.407*** (6.113)
$(\ln GSTA)^2$	-0.022** (-2.433)	-0.028*** (-2.744)	-0.022*** (-2.633)
控制变量	是	是	是
国家固定效应	是	是	是
观测值	342	304	323
R^2	0.958	0.961	0.960

（四）ICT 产品类别

本文统计的 ICT 产品类别包括计算机与外部设备（ $\ln CPE$ ）、通信设备（ $\ln CE$ ）、用户电子设备（ $\ln CEE$ ）和电子元件（ $\ln EC$ ）4 个子类。上述 4 个子类的分组回归结果如表 8 所示。回归结果显示，5G 专利标准化均显著促进了 ICT 产品的分类出口贸易。 $\ln GSTA$ 的回归系数分别为 0.395、0.738、0.138 和 0.410，这说明 5G 专利标准化对通信设备的出口影响最大，对用户电子设备的出口影响最小。列（3）的 $(\ln GSTA)^2$ 估计系数不显著，这意味着在用户电子设备上，5G 专利标准化的出口促进效应不存在倒 U 型特征。上述回归结果表明，细分数据结构中的出口促进效应存在着明显的异质性特征。由此验证了假说 2。

七、渠道效应分析

5G 专利标准化如何产生显著的 ICT 产品出口促进效应？根据前文的理论分析，5G 专利标准化

① 13 个欧盟国家分别为保加利亚、克罗地亚、塞浦路斯、捷克、爱沙尼亚、希腊、匈牙利、拉脱维亚、立陶宛、波兰、罗马尼亚、斯洛伐克和斯洛文尼亚。

② 52 个国家中仅尼泊尔为低收入国家，故舍弃低收入国家的分组。

表 8 ICT 产品类别异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnCPE	lnCE	lnCEE	lnEC
lnGSTA	0.395*** (5.961)	0.738*** (10.634)	0.138** (2.449)	0.410*** (3.919)
(lnGSTA) ²	-0.026*** (-3.193)	-0.036*** (-4.293)	-0.005 (-0.708)	-0.036*** (-2.831)
控制变量	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是
观测值	988	988	988	988
R ²	0.933	0.902	0.924	0.886

通过推动贸易竞争力 (TC)、生产率 (TFP) 和全球价值链参与度 (GVC) 来促进中国 ICT 产品的出口。鉴于三步法中介效应分析中存在的内生性问题 (江艇, 2022), 采用吕越 (2019) 的方法构建如下回归模型来检验上述 3 类渠道效应:

$$TC_t = \gamma_{10} + \gamma_{11} \ln GSTA_t + \gamma_{12} (\ln GSTA_t)^2 + \beta_1 X_{nt} + \nu_n + \varepsilon_{nt} \quad (19)$$

$$TFP_t = \gamma_{20} + \gamma_{21} \ln GSTA_t + \gamma_{22} (\ln GSTA_t)^2 + \beta_2 X_{nt} + \nu_n + \varepsilon_{nt} \quad (20)$$

$$GVC_t = \gamma_{30} + \gamma_{31} \ln GSTA_t + \gamma_{32} (\ln GSTA_t)^2 + \beta_3 X_{nt} + \nu_n + \varepsilon_{nt} \quad (21)$$

此处采用第 t 年中国的 ICT 产品 TC 指数作为式 (19) 中 TC_t 的代理变量, 相关数据来源于 UNCTAD 数据库。 TC 由式 (22) 计算得到。

$$TC_t = \frac{(X_t - M_t)}{(X_t + M_t)} \quad (22)$$

式 (22) 中的 X_t 表示第 t 年中国的 ICT 产品出口额, M_t 为第 t 年中国的 ICT 产品进口额, $(X_t - M_t)$ 为第 t 年中国的 ICT 产品净出口总额, $(X_t + M_t)$ 为第 t 年中国的 ICT 产品进出口总额。式 (19) 的回归结果如表 9 列 (1) 所示。

表 9 渠道效应分析

变量	(1)	(2)	(3)
	TC	TFP	GVC
lnGSTA	0.006*** (13.271)	0.048*** (31.301)	0.026*** (10.082)
(lnGSTA) ²	-0.000*** (-8.217)	-0.003*** (-20.798)	-0.002*** (-7.153)
控制变量	是	是	是
国家固定效应	是	是	是
观测值	988	936	676
R ²	0.952	0.925	0.886

另外, 选取 2002~2019 年中国的全要素生产率作为式 (20) 中 TFP_t 的代理变量, 相关数据来源于宾夕法尼亚大学世界数据库 (PWT)。回归结果如表 9 列 (2) 所示。式 (21) 中 GVC_t 表示第 t 年中国的全球价值链参与度, 相关数据来源于世界投入产出数据库 (WIOD)。但是由于 WIOD 数据库的统计年度限制, 本文选取 2002~2014 年的中国全球价值链前向参与度作为样本, 相应的回归结果如表 9 列 (3) 所示。回归结果显示, 3 类渠道效应回归模型中的 $\ln GSTA$ 回归系数均显著为正, $(\ln GSTA)^2$ 的回归系数均显著为负。这表明 TC 、 TFP 和 GVC 均可作为中国 5G 专利标准化产生 ICT 产品出口促进效应的重要渠道。上述分析结果验证了假说 3。

八、边际效应演化分析

考虑到 5G 专利标准化的出口促进效应可能存在显著的结构性变化，本部分采用分位数回归方法探究不同贸易规模下 5G 专利标准化的出口促进效应演化轨迹。相应的面板分位数回归模型如式（23）所示：

$$Q_{\tau}(\ln EX_{it}|\ln GSTA_{it},(\ln GSTA_{it})^2)=\alpha_{\tau 0}+\alpha_{\tau 1}\ln GSTA_{it}+\alpha_{\tau 2}(\ln GSTA_{it})^2+\beta_{\tau}X_{it}+\nu_{it}+\varepsilon_{it} \tag{23}$$

其中， $Q_{\tau}(\ln EX_{it}|\ln GSTA_{it},(\ln GSTA_{it})^2)$ 为给定 5G 专利标准化水平下，ICT 产品出口在 τ 分位数上的值； $\alpha_{\tau 1}$ 为 $\ln GSTA$ 在 τ 分位数上的回归系数； $\alpha_{\tau 2}$ 为 $(\ln GSTA_{it})^2$ 在 τ 分位数上的回归系数。结合既有文献经验（田国强和李双建，2020），本文选定 0.1、0.15、0.2、0.25、0.5、0.75 这 6 个分位点展开分析。具体的回归结果如表 10 所示，列（1）~ 列（6）依次为各分位点的回归结果， $\ln GSTA$ 回归系数均显著为正， $(\ln GSTA_{it})^2$ 的回归系数均显著为负。考察系数估计值大小可以发现，两类回归系数的绝对值呈现先增后减继而又增的波形递增趋势。这意味着，随着贸易规模的扩大，5G 专利标准化的出口促进效应随之增强，但是在演化过程中存在着明显的波动性。

表 10 分位数回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\tau=0.1$	$\tau=0.15$	$\tau=0.2$	$\tau=0.25$	$\tau=0.5$	$\tau=0.75$
$\ln GSTA$	0.356*** (7.338)	0.388*** (5.928)	0.333*** (5.472)	0.344*** (5.385)	0.449*** (7.605)	0.474*** (10.902)
$(\ln GSTA)^2$	-0.015** (-2.499)	-0.021*** (-2.591)	-0.017** (-2.224)	-0.017** (-2.126)	-0.031*** (-4.286)	-0.041*** (-7.684)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	988	988	988	988	988	988
国家数	52	52	52	52	52	52
R ²	0.820	0.813	0.809	0.807	0.810	0.826

九、结论和对策建议

（一）主要结论

本文以中国 ICT 产品向“一带一路”沿线国家出口为例分析了 5G 专利标准化的出口促进效应。（1）5G 专利标准化对中国 ICT 产品向“一带一路”沿线国家的出口具有显著的促进作用，且呈现倒 U 型特征。（2）专利标准化的出口促进效应受地理区域、国别和产品类别层面上的差异性而呈现显著的多重异质性特征。5G 专利标准化对 ICT 产品出口陆上丝绸之路国家的贸易促进效应大于海上丝绸之路国家；5G 专利标准化对 ICT 产品出口欧盟国家的贸易促进效应大于非欧盟国家；5G 专利标准化的出口效应在中高收入国家组中作用最大，在中低收入国家组中作用最小。在 ICT 产品类别中，5G 专利标准化对通信设备产品的出口影响最大，对用户电子设备的出口影响最小。（3）贸易竞争力指数、生产率和全球价值链参与度作为作用渠道共同促进了中国 ICT 产品向“一带一路”国家的出口。

（二）对策建议

1. 加快推进 5G 专利标准化进程，加速“一带一路”经贸合作向纵深发展

专利标准化是《国家标准化发展纲要》的重要内容，也是《知识产权强国建设纲要（2021~2035）》的具体要求。本文揭示了 5G 专利标准化存在显著的出口促进效应，这为中国政府和企业积极运用 5G 乃至 6G 专利标准化推进“一带一路”经贸合作向纵深发展提供了有力的经验证据。各级政府和

相关 ICT 企业应积极响应中共二十届三中全会提出的“完善推动高质量共建‘一带一路’机制”的要求,在政策协同、标准化战略、出口战略等方面加快创新实践,以 5G 专利标准化为突破口,推进包括 ICT 产品在内的高新技术产品贸易,助力“一带一路”经贸合作向纵深发展。

2. 制定精准化分类激励与支持政策,优化专利标准化的出口促进效应

5G 专利标准化的出口促进效应呈现多重异质性特征。这意味着各级政府和相关企业在推动专利标准化的过程中需要分类施策,制定精准化分类激励与支持政策以优化专利标准化的出口促进效应。一方面应当巩固强化针对陆上丝绸之路国家、非亚洲国家、欧盟国家和中高收入国家的出口促进效应,另一方面也应采取措施进一步提升海上丝绸之路国家、亚洲国家、非欧盟国家和中低收入国家的出口促进效应,例如加强双边合作交流、加快签订双边或区域自由贸易协定等。针对细分产品的异质性出口效应,相关政府与企业也应当在保障计算机与外部设备、通信设备、用户电子设备和电子元件 4 个子类的出口管理基础上,进一步完善用户电子设备的出口策略,以便在加总与细分产品类别上全面实现 5G 专利标准化的出口促进效应。

3. 积极利用与优化 3 类渠道机制,提升 5G 专利标准化的出口促进效应

渠道效应分析显示,贸易竞争力、生产率和全球价值链参与度是专利标准化产生出口效应的 3 类重要作用渠道。故此,在考察 5G 专利标准化的出口效应、制定数字化转型与贸易促进政策时不能忽视 3 类渠道发挥的重要中介作用。各级政府与相关企业应当进一步完善上述 3 类渠道建设以提升 5G 专利标准化的出口效应,助力实现国家“十五五”规划提出的科技创新和产业创新深度融合、贸易创新发展、高质量共建“一带一路”的目标。

参考文献:

- [1] 鲍晓华,朱达明.技术性贸易壁垒的差异化效应:国际经验及对中国的启示[J].世界经济,2015(11).
- [2] 陈万灵,何传添.海上丝绸之路的各方博弈及其经贸定位[J].改革,2014(3).
- [3] 崔晓敏,高恺琳,余淼杰.标准制定、质量信号与出口增长[J].经济学(季刊),2024(6).
- [4] Ernst, D. 全球网络中的标准必要专利——新兴经济体的视角[J].科学学与科学技术管理,2018(1).
- [5] 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).
- [6] 廖梁贵,李优树.技术性标准协调的出口增长效应:理论、实证与机制分析[J].世界经济研究,2025(8).
- [7] 吕越,陆毅,吴嵩博,等.“一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于 2005–2016 年中国企业绿地投资的双重差分检验[J].经济研究,2019(9).
- [8] 覃琼霞,江涛.加总偏误校正研究:一种 Castle-IV 方法[J].数量经济技术经济研究,2019(1).
- [9] 田国强,李双建.经济政策不确定性与银行流动性创造:来自中国的经验证据[J].经济研究,2020(11).
- [10] 王艳艳,王孝松,胡玫.国际标准采用与企业国际市场拓展——理论与来自中国上市公司的经验证据[J].管理世界,2025(10).
- [11] 郑航,韩剑,刘逸群.标准协调与中国对第三国出口的“溢出红利”[J].中国工业经济,2025(11).
- [12] 郑休休,刘青.数字经济产业领域的标准必要专利国际布局对比与分析[J].国际贸易,2022(6).
- [13] Baron, J.,Schmidt, J.Technological Standardization, Endogenous Productivity and Transitory Dynamics[R].Banque De France Working Papers,2014,503.
- [14] Beghin, J. C.,Maertens, M.,Swinnen, J.Nontariff Measures and Standards in Trade and Global Value Chains[J].Annual Review of Resource Economics,2015(7).
- [15] Bekkers, R. N. A.,Birkman, L.,Canoy, M. S.,et al.Patents and Standards:A Modern Framework for IPR-based Standardization[R].European Commission,2014.
- [16] Bierut, B.,Kamila, K. P.Competitiveness and Export Performance of Cee Countries[J].Eastern European Economics,2017,55(6).
- [17] Blind, K.,Jungmittag, A.Trade and the Impact of Innovations and Standards:The Case of Germany and the UK[J].Applied Economics,2005,37(12).
- [18] Blind, K.,Kenney, M.,Leiponen, A.,et al.Standards and Innovation:A Review and Introduction to the Special Issue[J].Research Policy,2023,52(8).

- [19] Blyde, J. The ISO 14001 Environmental Standard and Exports[J]. *The International Trade Journal*, 2025, 39(2).
- [20] Brem, A., Nylund, P. A., Schuster G. Innovation and De Facto Standardization: The Influence of Dominant Design on Innovative Performance, Radical Innovation, and Process Innovation[J]. *Technovation*, 2016, 50~51.
- [21] Chen, N., Novy, D. Gravity and Heterogeneous Trade Cost Elasticities[J]. *The Economic Journal*, 2022, 132(644).
- [22] Eaton, J., Kortum, S. Technology, Geography, and Trade[J]. *Econometrica*, 2002, 70(5).
- [23] Fontagné, L., Orefice, G. Let's Try Next Door: Technical Barriers to Trade and Multi-destination Firms[J]. *European Economic Review*, 2018, 101(C).
- [24] Gideon, N. Patent Enforcement and Quality Upgrading of Exported Products[J]. *Journal of the Knowledge Economy*, 2024, 15(3).
- [25] Kim, N. Y. The Impact of ISO 22000 Standard Diffusion on Agricultural Exports[J]. *World Trade Review*, 2021, 20(1).
- [26] Laer, M. V., Blind, K., Ramel, F. Standard Essential Patents and Global ICT Value Chains with a Focus on the Catching-up of China[J]. *Telecommunications Policy*, 2022, 46(2).
- [27] Lee, C. C. Pharmaceuticals and Herbal Medicine in the Asia Pacific amidst Trips and the TPP[R]. In: Peter, C. Y. C. (ed.), *the Trans-Pacific Partnership and the Path to Free Trade in the Asia-Pacific*, Edward Elgar Publishing, 2016.
- [28] Ni, S. Y., Bai, X. W., Li, L. F. Behind the Heterogeneous Trade Effects of Standards: Multi-sector Evidence from China[J]. *Journal of Asian Economics*, 2022, 82.
- [29] Panda, S., Sharma, R., Park, W. Patent Protection, Technological Effects, and Exports: An Empirical Investigation[J]. *The Journal of Developing Areas*, 2020, 54(2).
- [30] Rafiquzzaman, M. The Impact of Patent Rights on International Trade: Evidence from Canada[J]. *The Canadian Journal of Economics*, 2002, 35(2).
- [31] Ramel, F., Laer, M. V., Blind, K. Standard-essential Patents and the Distribution of Gains from Trade for Innovation[R]. *World Scientific Book Chapters*, in: Ernst, D., Michael, G. P. (Ed.), *Megaregionalism 2.0 Trade and Innovation within Global Networks*. World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd., 2018.
- [32] Rassenfosse, G., Grazzi, M., Moschella, D., et al. International Patent Protection and Trade: Transaction-level Evidence[J]. *European Economic Review*, 2022, 147.
- [33] Sucharita, B., Bibek, R. C., Susmita, C., et al. Pharmaceutical Exports and Patents in India—A Systems Approach[J]. *Indian Growth and Development Review*, 2024, 17(3).
- [34] Swann, G. M. P., Temple, P., Shurmer, M. Standards and Trade Performance: The UK Experience[J]. *Economic Journal*, 1996, 106(438).
- [35] Verheyen, F. The Role of Non-price Determinants for Export Demand[J]. *International Economics and Economic Policy*, 2015, 12.
- [36] Waqar, W., Azam, C. Unlocking Global Markets: The Impact of International Standards Certification on Pakistani Firms' Export Performance[R]. *GLO Discussion Paper Series*, 2025, 1611.
- [37] Yang, C. H. Overseas Patenting and Exports: Does Patenting in China Work?[J]. *International Economics*, 2025, 184.

Export Effects of 5G Patent Standardization: Evidence from China and Countries along BRI

JIANG Tao TIAN Meng QIN Qiongxia

Abstract: Based on the Eaton and Kortum model, an analytical framework for the export effect of 5G patent standardization is constructed, and data from the European Telecommunications Standards Institute for the period 2002~2020 are used to analyze the impact and mechanisms of 5G patent standardization on China's exports of ICT products to countries along the Belt and Road. The results show that 5G patent standardization significantly promotes China's exports of ICT products to these countries, with the export effect exhibiting an inverted U-shaped pattern. Mechanism testing indicates that trade competitiveness, national productivity, and participation in the GVC are important channels. The paper also finds that as the export scale expands, the corresponding export effect shows increased volatility. This research provides important policy insights for advancing the Belt and Road economic and trade cooperation and achieving high-quality development through standards.

Keywords: patent standardization; 5G; the Belt and Road Initiative; export effects

(责任编辑: 张建华)