

RTA 数字贸易规则对 ICT 出口产品质量的影响

刘警警¹ 张露文²

(1.暨南大学 经济学院, 广州 510632; 2.南开大学 经济学院, 天津 300350)

摘要: 本文基于出口产品质量视角, 通过量化 2001 年以来 (2001-2021 年) 全球 139 个主要经济体的信息和通信技术 (ICT) 产品出口数据, 深度探究区域贸易协定 (RTA) 中数字贸易规则对于 ICT 出口产品质量的影响。机制检验发现: RTA 数字贸易规则通过提升 ICT 进口中间品种类和质量、改善参与国创新水平等渠道, 促进贸易国之间的 ICT 出口产品质量。该结论在替换代理变量、使用工具变量、考虑滞后效应等一系列检验后仍然稳健。进一步研究发现, RTA 数字贸易规则对于 ICT 出口产品质量的提升因参与国发展水平、ICT 产品种类等产生异质性影响。本文的研究为我国积极参与全球数字贸易治理, 推动我国高质量对外开放提供了新的分析视角。

关键词: RTA 数字贸易规则 ICT 出口产品质量 进口中间品效应 规则异质性

一、引言

数字经济作为驱动全球经济增长的重要引擎, 不仅改变了传统产业的运作方式, 还催生了新的商业模式和创新型企业, 成为提高生产力、激发创新活力的重要力量。在全球数字经济迅速崛起的过程中, 信息与通信技术 (ICT) 扮演着至关重要的角色。信息与通信技术 (ICT) 为数字经济的发展奠定了坚实的基础, 推动了经济的数字化转型, 实现了数据驱动模式的创新, 并最终构建了全球化的互联互通。经济合作与发展组织(OECD)对 ICT 产品的定义是: “通过电子手段实现信息处理和通信功能, 包括传输和显示, 或使用电子进程来检测、测量和记录物理现象控制物理过程的产品”。近年来, 全球 ICT 产品贸易发展迅猛, 自 2001 年以来呈现出稳步增长的态势, 2021 年, 世界 ICT 产品出口额占当年货物总出口额的 13%, 相比 2013 年增加了 1.7%¹。ICT 产品贸易作为数字贸易的重要组成部分, 与其相关的贸易规则是当前贸易自由化的热点议题。

世贸组织积极推动全球数字贸易规则谈判, 但因各方利益冲突囿于停滞。在现行数字贸易规则无法统一框架的情况下, 各国纷纷将重点放在双边或区域经济贸易合作 (李墨丝, 2017)。截至 2022 年末, 全球共缔结了包括数字贸易规则在内的区域贸易协定 188 个, 占全

¹ 数据来源: 世界银行

球贸易协定总额的 52.6%²。现行框架下的区域贸易协定的数字贸易规则，包括个人隐私保护条款、数据自由流动条款、数字知识产权条款等，都不断向更深层次发展，进一步影响了 ICT 产品的生产布局和 ICT 产品的跨国贸易。

党的二十大报告强调：充分发挥信息化数字化对中国式现代化的驱动引领作用，不断推动网络强国、数字中国建设。《“十四五”对外贸易高质量发展规划》将“数字强贸”列为“十四五”对外贸易重点工程，并提出“坚持数字赋能,加快数字化转型,促进数字技术与贸易发展深度融合,不断壮大外贸发展新引擎”，得以看出数字贸易和信息通信技术在我国未来发展中的重要地位。世界银行公开数据显示，2000—2021 年中国 ICT 产品出口占出口总量的百分比从 17.7%增至 25.5%，年均增长 0.37%³，中国赫然已成全球最大的 ICT 产品出口国，其产品已然售至世界各地。然而不容忽视的是，我国在核心电子元件领域尚未占据制高点，核心技术仍与国际先进水平存在较大差距。经济全球化的背景下，“以质取胜”与“发展品牌”是提升 ICT 产品核心竞争力的关键。因此，我国需要思考在当前复杂的国际形势下，如何进一步推动产品质量提升和品牌发展。

那么，在此背景下亟需回答的重要问题是，RTA 数字贸易规则能否正向影响 ICT 出口产品质量？如是，其作用渠道为何？此效应是否因国家、产品类别、协议类型或子条款而异？上述问题的深入分析与研讨无疑具有重要的实证价值和现实意义。一方面，其有助于深刻理解数字化时代下促成企业出口产品质量升级的全新动力及其机制，尤其对于中国 ICT 外贸企业高质量产出、高维度发展、弄潮“数据革命”提供切实有效的证据和方法论；另一方面，其将释明数字贸易规则与出口产品质量之相关性，打开观测国际贸易态势的新视角，为中国参与制订数字贸易规则的战略提供数据与理论依据，进而使我国在参与双边、多边、区域贸易协定的制订中占据优势地位。

二、文献综述

与本文研究相关的既有文献有两类：“数字贸易规则相关研究”以及“贸易政策与出口产品质量的关系研究”。

（一）数字贸易规则的研究

与本文相关的第一类文献是关于数字贸易规则的定性分析和定量分析。在数字贸易规则

² 数据来源：瑞士 TAPED 数据库

³ 数据来源：世界银行

的定性研究方面，学者们致力于研究各经济体和组织参与数字贸易的方式、主要诉求以及条款变化进行总结与比较分析。在数字贸易规则发展过程中，各经济体之间形成了以美国为代表的“美式模板”和以欧盟为代表的“欧式模板”。新一代美式数字贸易规则的核心条款包括“跨境数据自由流动”和“数字知识产权”，其核心诉求体现在数据存储非强制本地化、跨境数据自由流动和源代码保护(李杨等，2016;Henry,2018;Malkawi, 2019)。对于隶属于欧式数字贸易规则的协定来说，数字贸易规则不能逾越“跨境数据流动”、“隐私保护”与“视听例外”等红线。此外，有学者认为随着区域全面经济伙伴关系协定（RCEP）、跨太平洋伙伴关系协定（CPTPP）的签订，还逐步形成中国为代表的“中式模版”，以澳大利亚、新西兰为代表的“南太平洋模板”（盛斌，2023）。

数字贸易规则的定量分析主要关注两个方面：数字贸易规则的衡量和其经济影响的分析。在数字贸易规则的衡量方面：将从“深度”（规则的约束程度）和“广度”两个方面进行讨论。在衡量深度时，埃尔西希和克洛茨（ElsigandKlotz,2021）从17个维度考察了是否存在实质性承诺，对虚拟变量求和得到一个指数，但仅靠衡量实质性承诺无法准确区分规则的限制程度。已有研究通过与TPP数字贸易规则的文本相似度来衡量深度，并评估已签署的数字贸易规则与“美式模板”焦点之间的相似程度，而不是条款是否具有法律约束力（韩剑等，2019）。随之，周念利和陈寰琦（2020）、BurriandPolanco（2020）借鉴Hofmannetal（2017）的方法，进一步区分条款呈现完全法律可执行性或部分法律可执行性，解决了上述问题。侯俊军和王胤丹（2022）考虑到并非所有具备法律约束程度的条款都适用争端解决机制，将条款是否适用争端解决机制纳入深度的考察范围。在测度广度时，埃尔西希和克洛茨（ElsigandKlotz,2021）通过测度电子商务章节的条款总数和字数来衡量覆盖广度，但该方法仅考察了电子商务章节；韩剑等（2019）则在此基础上扩展至所有数字贸易规则。

数字贸易规则的测度打开了数字贸易规则经济效应影响的黑匣子，现有研究主要从两方面展开：其一为研究单项具体的数字贸易规则附加的经济影响，比如考察“跨境数据自由流动”（陈寰琦，2020）或“数字知识产权”的经济效应（周念利，2021）；其二则研究复合数字贸易规则对经济的影响，如数字贸易规则对数字服务贸易的影响（周念利等，2020）。

（二）贸易政策与出口产品质量的关系研究

出口产品质量作为国家生产和对外贸易质量的体现，是学术界研究热点。目前对微观层面产品质量的测度方法主要包括单位价值法Hummels和Klenow（2005）、特定产品特征法Crozet（2012）、需求信息反推法Khandelwal等（2013）、施炳展（2014）、供需信息加总

法化 Feenstra 和 Romalis（2014）这几类。近年来，越来越多学者也开始研究**贸易政策对出口产品质量升级的影响**。殷德生等（2011）通过模型推导和实证研究发现，发达国家和发展中国家的贸易开放都可以通过贸易成本效应、技术外溢效应等促进产品质量的提升。李仁宇（2020）等以中国与其他国家或地区实施自由贸易协定(FTA)作为“准自然试验”，分析表明，实施 FTA 能促使相对低生产率的企业进入出口市场而降低出口产品质量，加剧出口市场竞争程度倒逼企业提升出口产品质量。

随着数字经济持续发展，世界开始进入以数字贸易为特征的新一轮全球化浪潮。随着各国采取数字贸易战略，学术界也开始研究数字贸易政策对出口质量的影响。张国峰等（2022）研究发现，各国推行的数字贸易壁垒会通过贸易成本效应和中间投入效应抑制出口产品质量的升级。徐世腾等（2022）则进一步研究了数字服务贸易壁垒及其对制造业出口产品质量的影响。

综上所述，现有研究普遍认为签订数字贸易规则能够对双边 ICT 产品出口产生显著正向影响，但众学者主要聚焦于在对产品贸易出口额方面之影响，对于出口产品质量，亦停留在多产品层面，未能考虑到单位 ICT 出口产品质量。此外，单纯分析产品出口的总量以及出口增加值难以衡量其质量上的实际增长水平，导致其对质量增长的评估并不准确。因此，本文从产品质量的视角出发，取生产高度全球化的 ICT 产品为样本，聚焦其质量变化，分析 RTA 数字贸易规则的缔结对 ICT 出口产品质量的积极影响，为数字贸易规则与产品质量联结性与相关性提供了新的视角，填补该领域的空白。最后，在机制检验部分，除了考虑到进口中间品质量和创新等渠道，还将进口中间品种类纳入分析，更为全面的考察了 RTA 数字贸易规则对国家 ICT 出口产品质量的促进作用。

三、典型事实分析

（一）区域贸易协定中数字贸易规则的发展

图 1 中的正方形连接折线反映了 2001-2021 年间 RTA 总的签订数量的增长趋势，可以看出，过去 20 年间，各国签订的区域贸易协定的总数量呈持续稳定增长态势。2001 至 2021 年期间，其数量从 91 个扩涨至 355 个，增幅近 4 倍。此外，自从 2001 年美约首个含数字贸易规则的 RTA 缔结之后，之后 20 年间，数字贸易规则的增长态势十分迅速，从 2001 年的 2 个至 2021 年的 188 个（见圆形连接折线图）。图 1 中柱形图为含数字贸易规则的 RTA 相对于 RTA 总数的占比，其在 2001-2018 年间呈现稳步上升的趋势，而 2019 年之后，有短

暂下降。其原因可能是由于 2018 年中美贸易摩擦以及 2020 年全球新冠疫情所导致的国际市场风险加剧，国家间信任缺失等。

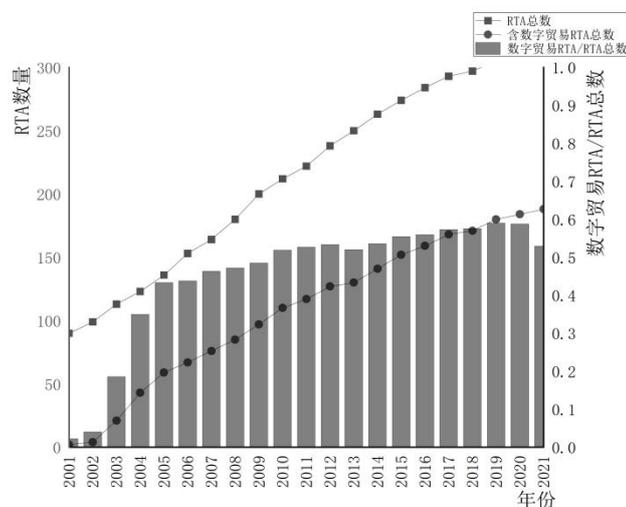


图 1 2002-2021 年含数字贸易规则的 RTA 发展情况

数据来源：TAPED 数据库、WTO 数据库

（二）ICT 产品贸易与 ICT 产品出口产品质量的发展趋势

图 2 中的折线反映了 2001-2021 年间全球 ICT 产品贸易额，由图可见 2001-2008 年间 ICT 产品贸易额呈现稳步增长，2008 年全球金融危机致使 ICT 产品贸易额短暂下降，至 2010 年后又逐步上升，保持在较为稳定的状态，但自 2018 年之后，又开始呈现出下降态势。由图可知，ICT 产品出口会受到国际市场风险的影响，且较容易受到贸易摩擦、金融危机等负面影响，但始终维持在相对稳定的波动频率与幅度。图 2 柱形图系本文计算的国家层面 ICT 出口产品质量加总至世界层面的指标，可以看出，ICT 出口产品质量相对于贸易额来说较为稳定，呈现出稳步增长的态势，且波动幅度相对贸易额来说更小，说明 ICT 产品质量相对与出口贸易拥有更强的风险承受能力，概因 ICT 产品技术含量较高，可替代性较低，即便发生贸易冲突，使用该产品的贸易国亦较难通过数量改变或者寻求替代性竞品来影响其进出口。这进一步说明 ICT 产品出口贸易额和其出口产品质量存在一定差异，此前文献中单纯使用贸易额或出口增加值来衡量其质量的增长并不准确。

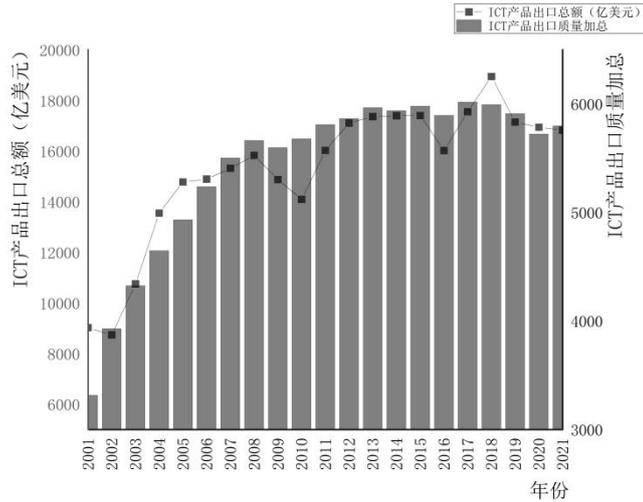


图 2 2001-2021 年 ICT 产品出口总额与其出口产品质量趋势图

数据来源：CEPII-BACI 数据库以及笔者计算得出

（三）数字贸易规则深度与 ICT 产品出口产品质量发展趋势

图 3 系全球 RTA 数字贸易规则深度统计，由图可见 RTA 数字贸易规则随时间递进呈现出迅速发展的态势，其深度不断提升。此等背景下，对 RTA 数字贸易规则制定的要求必然随之不断提高。此外，RTA 数字贸易规则深度与 ICT 产品出口产品质量的增长趋势较为一致，也表明两者之间存在一定的相关性。图 3 展示了 RTA 数字贸易规则深度与 ICT 出口产品质量之间的关系，为后文中实证分析数字贸易规则深度与 ICT 产品出口质量之间的关系提供了相应的依据。

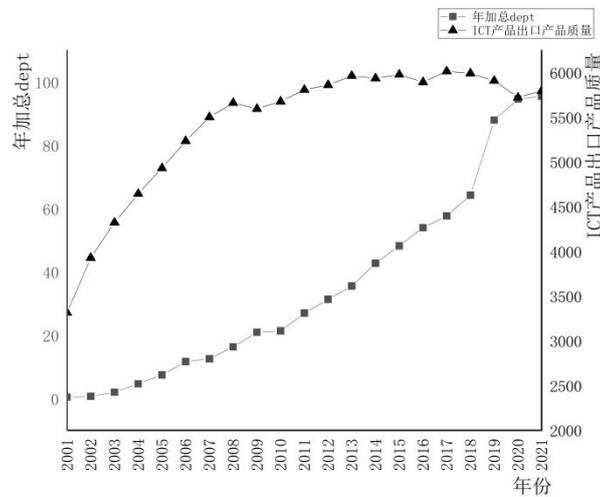


图 3 2001-2021 年 RTA 数字贸易规则深度与 ICT 产品出口产品质量变动趋势

数据来源：笔者计算得出

四、影响机制与研究假说

（一）进口中间品效应

在全球价值链分工下,一个国家的出口产品质量的提升很大程度上取决于该国进口中间品种类和质量。通过降低数据流动壁垒和简化业务流程,数字贸易规则提速了中间品贸易便利化效率化进程,降低了进口中间品贸易成本。这为 ICT 企业提供了进口更多种类和高质量中间品的机会,从而构筑了其出口产品的质量升级的全新动能。首先,**减少数据流动和定位限制的措施**可以降低产品交易中的信息不对称,**扩大信息的搜索范围,降低产品搜索成本**。这使得买卖双方能够更精确高效地匹配供需信息,减少传统贸易方式中由于面对面磋商导致的时间损失,**提高沟通效率,降低产品沟通成本**(赵静媛 2022)。卖家可以及时获取买家对产品的反馈信息,快速调整和升级产品,从而提高 ICT 出口产品的质量。其次,**由于无纸化贸易和电子认证规则的制定以及电子商务监管框架的建立,使得数字贸易的各个环节**都可以通过数字化的方式完成,这种无纸化和虚拟化的作业模式在很大程度上节约了中间品贸易的**谈判成本、合同成本、支付成本和通关成本**。同时,电子传输免征关税、最惠国待遇、国民待遇等贸易便利化措施,也降低了中间品贸易的固定成本。因此,数字贸易规则的缔结将使企业进口更多种类以及更高质量的优质中间产品,同时,高质量中间产品的进入将对国内中间产品市场产生技术连锁反应,激励国内中间产品企业进行技术升级,这些都将有助于最终的 ICT 产品的质量提升。(Amiti 和 Khandelw-al, 2013;汪建新, 2014;许家云等, 2017)。

（二）创新效应

内生增长理论强调企业生产和出口产品质量中研发的重要地位。对于 ICT 这种知识密集型和技术密集型行业,研发的地位则更为突出。在 ICT 产品行业,研发成本是生产成本的主要体现,一旦研发完成,就可以较低的边际成本实现量产。因此,研发和创新对 ICT 企业出口行为有着显著影响。然而,企业技术创新市场的外部性使得企业创新的个人收入通常低于社会效益,导致企业创新缺乏相应的激励,进而使得创新研发通常低于社会最优水平(Arrow, 1962),而市场失灵和缺乏创新投入的重要原因是知识产权保护不足和不规范的市场竞争。(史宇鹏和顾全林, 2013)。在数字贸易规则中,**数字知识产权、数据跨境自由流动和隐私保护**等核心条款,与国内监管制度改善密切相关,有助于提升参与国家的创新水平。

例如，提高**数字知识产权保护水平**，可以约束模仿行为，保护 ICT 产品的核心技术，并降低贸易过程中的不确定性风险，提高契约执行度，破解专用性中间品投资困境等问题。知识产权保护里的补强提高了侵权成本，向市场传递出支持和保护技术革新的信号，提升了 ICT 产品出口商的信心，进一步激发其创新动力。其中，相关数据自由流动条款中表明不会限制数据跨境自由流动，倡导跨境数据流动合作，其搭建了数据交通的通道和桥梁，直接激活 ICT 产品研发要素国际流动性；由于**知识溢出**通常受制于行政地理边界，制定数据流动规则可以消除市场准入限制，增强异质性信息交换，打破知识溢出的地理边界，从而提高了空间知识溢出程度(DasandAndriamananjara, 2006)。

数据、信息和产品的流动与融合加速了 ICT 产品技术更新和研发创新过程。故，国内监管环境的改善（例如数字知识产权保护和数据跨境自由流动），必将刺激企业加大研发支出提升企业核心竞争力，进而提升国家整体的技术创新水平，最终签订相应的数字贸易规则，以提高信息通信技术出口产品的质量。(Baumol & Strom, 2007;Aghion et al, 2013; 吴超鹏和唐菂, 2016)。

综上，本文提出如下假说：

假说 1：RTA 数字贸易规则能够显著促进 ICT 出口产品质量提升；

假说 2：签订数字贸易规则能够通过提升 ICT 进口中间品的种类和质量，提升国家创新水平等渠道来促进出口国（缔约国）的 ICT 出口产品质量的提升。

五、模型与数据

（一）模型构建

在扩展后的引力模型基础上，探究 RTA 数字贸易规则的缔结，深度对 ICT 出口产品质量的作用。一方面，由于引力模型中存在异方差问题，另一方面，贸易流量存在 0 值时会导致遗漏变量的问题。因此，本文使用泊松伪最大似然估计（PPML）以缓解由于异方差和遗漏变量带来的问题，更为准确的评估本文的结果。本文的基准回归模型如下：

$$Quality_ICT_{ijt} = \exp(\beta_0 + \beta_1 RTA_{ijt} + \beta_2 \ln dist_{ij} + \beta_3 comlang_{ij} + \beta_4 colony_{ij} + \beta_5 contig_{ij} + \beta_6 X_{ijt} + \varphi_{it} + \varphi_{jt} + \varphi_{ij}) + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中，i,j,t 分别代表出口国，进口国，年份。 $Quality_ICT_{ijt}$ 代表 t 年 i 国出口到 j 国的 ICT 产品质量指数；其中 RTA_{ijt} 代表 i 国和 j 国 t 年之间签订数字贸易规则的双重变量，

具体包括是否签订 RTA 的虚拟变量 (d_RTA) 以及 RTA 深度指标 (RTA_dept) ; $\ln dist_{ij}$, $comlang_{ij}$, $colony_{ij}$, $contig_{ij}$ 分别表示国家间地理距离, 是否使用共同语言, 是否存在殖民关系, 是否接壤等。 X_{ijt} 表示影响 ICT 出口产品质量的控制变量集合, 包括进出口国的实际 GDP, 数字基础设施差异, 监管质量差异, 政府效率差异, 要素禀赋差异等, φ_{it} , φ_{jt} , φ_{ij} 分别为出口国-年份固定效应, 进口国-年份固定效应, 国家对固定效应, ε_{ijt} 为随机扰动项。

(二) 变量说明和数据来源

1. 被解释变量

ICT 产品出口产品质量 ($Quality_ICT_{ijt}$) : 使用 CEPII-BACI 数据库中的双边贸易数据, 采用需求信息回归反推法, 计算 ICT 出口产品质量 (Hallak&Sivadasan, 2009)。选取 2001-2021 年 OECD 报告的 139 个经济体之间的 ICT 产品贸易数据, 计算 ICT 产品出口产品质量。

消费者效用最大化 CES 函数表示如下:

$$U = [\sum_m (\lambda_m q_m)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

U 代表消费者的效用水平, λ_m 为 m 种 ICT 产品的质量, q_m 为 m 种 ICT 产品的数量, $\sigma > 1$ 为不同 ICT 进口中间品之间的替代弹性。

经济体的价格指数被定义如下:

$$P = \sum_m p_m^{1-\sigma} \lambda_m^{\sigma-1} \quad (3)$$

其中, P 与 p_m 分别表示价格指数和 ICT 产品种类 m 的价格。

假定 ICT 产品种类 m 的需求数量如下:

$$q_m = p_m^{-\sigma} \lambda_m^{\sigma-1} \frac{E}{P} \quad (4)$$

消费者支出由 E 表示。本式表明消费者的消费量同时取决于产品价格和质量。

根据式 (4), 可得 i 国在 t 年对 j 国出口 ICT 产品 m 数量为:

$$q_{ijmt} = p_{ijmt}^{-\sigma} \lambda_{ijmt}^{\sigma-1} \frac{E_{ij}}{P_{ij}} \quad (5)$$

对式 (5) 两边取自然对数, 整理后得计量回归的方程式:

$$\ln q_{ijmt} = x_{jt} - \sigma \ln p_{ijmt} + \varepsilon_{ijmt} \quad (6)$$

其中, $x_{jt} = \ln E_{jt} - \ln P_{jt}$; $\ln p_{ijmt}$ 为 i 国在 t 年出口到 j 国 ICT 产品 m 的价格, ; $\varepsilon_{ijmt} = (\sigma-1) \ln \lambda_{ijmt}$ 为残差项, 用来表示 ICT 产品 m 的质量, 整理后可得该产品质量定义为:

$$quality_{ijmt} = \ln \hat{\lambda}_{ijmt} = \frac{\hat{\varepsilon}_{ijmt}}{\sigma-1} = \frac{\ln q_{ijmt} - \ln \hat{q}_{ijmt}}{\sigma-1} \quad (7)$$

上式为 i 国在 t 年出口到 j 国的 ICT 产品 m 的质量（HS6 位码分类下），然后将产品质量加总到国家层面，则可以获得国家层面出口质量。之后，将上述指标进行标准化处理，得到标准化后的 ICT 出口产品质量指数(施炳展，2014)。如下式所示：

$$squality_{ijmt} = \frac{quality_{ijmt} - \min (quality_{ijmt})}{\max (quality_{ijmt}) - \min (quality_{ijmt})} \quad (8)$$

$\min (quality_{ijmt})$ 表示质量的最小值， $\max (quality_{ijmt})$ 表示质量的极大值，标准化的质量取值范围为【0，1】，可以在不同层面加总(施炳展，2014)。最后，使用出口数量占总出口数量的比重进行加权，求得国家层面 ICT 出口产品质量：

$$Quality_ICT_{ijt} = \sum \frac{q_{ijmt}}{\sum_{ijmt \in \Omega} q_{ijmt}} \times squality_{ijmt} \quad (9)$$

其中， $Quality_ICT_{ijt}$ 表示 i 国 t 年出口到 j 国的 ICT 出口产品质量。

2. 核心解释变量

1) 是否签署 RTA 虚拟变量 (d_RTA)：对于样本期间任意年度，若缔约国双方在该年已经存在生效的 RTA 数字贸易规则，则该值为 1，否则为 0。

2) RTA 贸易规则深度 (RTA_dept)：本文使用 TAPED 来评估区域贸易协定中的数字贸易规则的深度。首先，使用“条款计数指数”法依次为数字贸易规则进行打分，如果 RTA 包含四大类条款（共 90 个子类）中的任意一种，则根据条款类型分配相应的值⁴ (Hofmann et al, 2017)；然后，计算区域 RTA 的深度，对区域贸易协定中包含的条款得分进行求和，用其与数字贸易规则条款的总数量进行加总，计算出数字贸易规则的深度指标；此外，关于区域数字贸易规则方面，则使用区域贸易协定所包含的条款的数值进行加总，与数字贸易规则条款总数进行相除，进一步得到区域 RTA 深度。当两国签订多个区域贸易协定时，选取已生效贸易协定中数字贸易规则深度的极大值来评估。（孙玉红等，2021）。

3. 控制变量

1) 双边地理距离 ($\ln dist_{ij}$)：代表双边 ICT 产品贸易的可变贸易成本，使用国家首都间的直线地理距离的对数来表示，该数据来源于 CEPII 数据库。

2) 是否使用共同语言 ($comlang_{ij}$)：若缔结 RTA 国家之间使用同一官方语言，则取值为 1，否则取值为 0。

3) 是否存在殖民关系 ($colony_{ij}$)：若 i, j 两国在 1945 年之后存在过殖民关系，该值

⁴ “软条款”值为 1，“混合条款”值为 2。“硬条款”值为 3，其他的值为 0。

为 1，否则，该值为 0。

4) 是否接壤 ($contig_{ij}$)：若经济体之间接壤，取值为 1，否则，取值为 0。

5) 其他控制变量： GDP_{it} ， GDP_{jt} 分别为出口国和进口国在 t 年的实际 GDP，用来控制两国市场规模。 $\ln difnet_{ijt}$ ， $\ln difrq_{ijt}$ ， $\ln difge_{ijt}$ ， $\ln difgdp_{ijt}$ 为进出口国的数字基础设施差异，监管质量差异，政府效率差异，要素禀赋差异等，分别使用进出口国的固定宽带互联网订阅量，监管质量评分，政府效率评分，人均 gdp 差值的绝对值取对数来表示。此外，还控制了出口国进口中间品总额⁵ (ZJP_import_{it})。

主要变量描述性统计如表 1 所示：

表 1 主要变量描述性统计

变量	(1) 样本量	(2) 平均值	(3) 标准差	(4) 最小值	(5) 最大值
d_RTA	79,639	0.3754	0.4842	0	1
RTA_dept	91,860	0.2312	0.3600	0	1.700
comlang	78,735	0.1115	0.3148	0	1
colony	78,735	0.0491	0.2160	0	1
contig	79,639	0.0374	0.1898	0	1
Quality_ICT	39,909	0.4559	0.2236	0	1
Indist	79,639	8.5724	0.8894	4.8828	9.8448
lnGDPi	72,882	24.8356	2.0611	0	30.3204
lnGDPj	72,882	24.8356	2.0611	0	30.3204
Indifnet	53,988	0.3086	0.2109	0	0.9342
Indifrqe	62,321	1.1848	0.3300	0	4.1077
Indifgee	62,321	1.2163	0.4653	0	4.1116
Indifgdp	66,754	4.8197	1.3049	-5.3268	7.1146
zjp_import	78,236	19.9274	2.3765	4.3091	23.1356

六、基准回归结果与稳健性分析

(一) 基准回归结果分析

基准回归结果见表 2，第 (1) (4) 两列为没有加控制变量的基础回归，在后续 (2) — (3) 和 (5) — (6) 中逐步加入控制变量。从表中可以明显看出，当加入控制变量后，RTA 深度和 RTA 虚拟变量系数在逐步减少，且始终在 1% 的水平上统计显著。由此，可以看出数字贸易规则缔结对 ICT 出口产品质量的正效应。验证了假说 1。

⁵ 使用一国当年从全球进口中间品总额代理

进一步观察控制变量的结果可以看出，贸易双方地理距离，是否有过殖民关系，是否使用共同语言等均会对一国 ICT 出口产品质量起到正向作用。控制变量系数与符号均符合经济学常识，当两国之间地理距离和文化因素相近会降低其贸易成本（例如沟通成本和运输成本），因此会产生更多利润，促进一国企业投入更多来提升其 ICT 出口产品质量。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Quality_ICT	Quality_ICT	Quality_ICT	Quality_ICT	Quality_ICT	Quality_ICT
RTA_dept	0.0308*** (0.0110)	0.0295*** (0.0068)	0.0262** (0.0080)			
d_RTA				0.0315*** (0.0064)	0.0297*** (0.0088)	0.0134** (0.0065)
Indist		-0.0339*** (0.0045)	-0.0380*** (0.0063)		-0.0320*** (0.0045)	-0.0325*** (0.0064)
contig		0.0302** (0.0133)	0.0348** (0.0169)		0.0306** (0.0133)	0.0376** (0.0170)
comcol		-0.0164 (0.0258)	0.0548* (0.0282)		-0.0177 (0.0258)	0.0540* (0.0282)
comlang		0.0553*** (0.0086)	0.0446*** (0.0110)		0.0548*** (0.0086)	0.0446*** (0.0110)
lnGDPi			0.0090 (0.0161)			0.0079 (0.0161)
lnGDPj			0.0286** (0.0144)			0.0291** (0.0144)
Indifnet			0.0643** (0.0285)			0.0625** (0.0285)
Indifrqe			-0.0304*** (0.0106)			-0.0297*** (0.0106)
Indifgee			0.0070 (0.0108)			0.0075 (0.0108)
Indifgdp			-0.0076* (0.0039)			-0.0075* (0.0039)
zjp_import			0.0000*** (0.0000)			0.0000*** (0.0000)
Constant	-0.7402*** (0.0024)	-0.4781*** (0.0383)	-1.3848** (0.5596)	-0.7680*** (0.0036)	-0.4995*** (0.0396)	-1.4258** (0.5585)
φ_{it}	YES	YES	YES	YES	YES	YES
φ_{jt}	YES	YES	YES	YES	YES	YES
φ_{ij}	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	39,901	37,097	22,525	37,097	37,097	22,525
伪 R ²	0.0279	0.0287	0.0277	0.0285	0.0288	0.0278

注：括号内为稳健标准误。*、**、***分别表示系数在 10%、5%和 1%水平上显著。

（二）稳健性与内生性检验

1. 稳健性检验

1) 替换核心解释变量：使用数字贸易规则广度作为数字贸易规则深度的替代变量进行稳健性检验（孙玉红等，2021），其中，数字贸易规则广度的测算方法来源于孙玉红等（2022）的研究，表3第（1）列结果显示估计系数显著为正，与基准回归结果一致。

2) 替换被解释变量：基准回归中出口产品质量以出口金额作为权重，在该部分，选取出口数量作为权重来计算出口产品质量，可以看出，再替换被解释变量之后。表3第（2）列核心解释变量系数仍显著为正。

3) 调整观测样本：2018年中美贸易摩擦导致全球贸易制度以及国际合作的不确定性增加，疲软的贸易活动拉低了全球经济增长率，而2020年的新冠疫情更使得世界经济雪上加霜，进一步加剧了贸易市场的持续低迷，全球经济遭受重创。因此，在该部分剔除了2018年之后的数据，避免ICT产品贸易受到中美贸易摩擦和全球新冠疫情的影响。结果如表3第（3）列所示，剔除部分样本后，核心解释变量的系数符号和显著性均未产生改变，进一步验证了本文结果的稳健性

4) 考虑数字贸易规则形成的滞后效应：RTA数字贸易规则的从签订到实施具有一定的时滞性，使用当年的数据难以准确体现RTA数字贸易规则的影响。因此，表3中列（4）—（7）使用了RTA数字贸易规则的滞后项来进行回归，考察其作用效果以及动态效应。可以看出，滞后一期至二期的数字贸易规则深度对ICT产品出口产品质量的影响显著为正，但系数大小在衰减，滞后从第三期开始就不显著，表明数字贸易规则的影响具有一定的滞后性，在考虑滞后效果后，结果仍然文件。这也进一步说明了本文基准回归结论的稳健性。

表 3 稳健性检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	替换核心变量		调整样本	考虑滞后			
	Quality_ICT	Quality_ICT2	Quality_ICT	Quality_ICT	Quality_ICT	Quality_ICT	Quality_ICT
scope	0.0483*** (0.0101)						
RTA_dept		0.0353*** (0.0109)	0.0430*** (0.0158)				
RTA_dept1				0.0399*** (0.0137)			
RTA_dept2					0.0285*** (0.0171)		
RTA_dept3						0.0214 (0.0157)	

RTA_dept4							0.0272 (0.0198)
Constant	-4.9068*** (0.0966)	-1.7544*** (0.4536)	-2.1410*** (0.5480)	-1.5860*** (0.5422)	-1.4023** (0.5881)	-0.8967 (0.6375)	-1.1854* (0.7113)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
φ_{it}	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
φ_{jt}	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
φ_{ij}	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	22,527	22,275	19,827	21,302	20,296	19,237	18,086
伪 R ²	0.0209	0.0380	0.0393	0.0389	0.0395	0.0398	0.0396

注: 括号内为稳健标准误。*、**、***分别表示系数在 10%、5%和 1%水平上显著。

2.内生性检验

数字贸易规则深度与 ICT 出口产品质量之间存在一定内生性问题。一方面, RTA 的缔结会影响 ICT 出口产品质量, 反过来, ICT 出口产品质量也会为 RTA 数字贸易规则的签订提供一定的技术与产品基础, 因此会存在一定的反向因果问题。此外, 模型中还有一些难以被控制的国家间无法观测到的因素, 会导致遗漏变量偏差, 影响观测结果的准确性。为了解决以上内生性问题, 本文使用滞后一期的数字贸易规则深度和本国与其他国家签订 RTA 的概率等两个工具变量进行回归。

1) 使用数字贸易规则深度滞后一期作为工具变量: 为了进一步降低内生性对实证结论的影响, 本文使用数字贸易规则深度的滞后一期作为工具变量, 以缓解部分内生性问题。因为 RTA 深度与其滞后一期的变量高度相关, 且滞后变量在上一期已经出现, 与当期扰动项没有相关关系, 满足工具变量的基本条件。

2) 使用经济体间签订数字贸易规则的概率值作为工具变量: 借鉴 Bahar & Rapoport (2018) 和杨连星等 (2023) 的方法, 测算本国与其他国家签订 RTA 的概率, 具体回归如下:

第一步: 使用 probit 模型估计两国签订数字贸易的概率, 参考韩剑等 (2019) 的文章, 使用地理距离 (Indist)、是否具有共同语言 (comlang)、是否殖民 (comcol)、是否接壤等虚拟变量来估计两国签订 RTA 的概率:

$$P(d_RTA = 1) = \phi[\beta_0 + \beta_1 \text{Indist}_{ij} + \beta_2 \text{comlang}_{ij} + \beta_3 \text{comcol}_{ij} + \beta_4 \text{contig}_{ij} + \beta_5 X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}] \quad (10)$$

其中, Indist 为两国之间地理距离, comlang、comcol、contig 分别为是否具有共同语言, 是否殖民, 是否接壤等虚拟变量。X_{ijt} 为其他随时间变化的变量, 包括双边 GDP, 双边国际互联网水平, 制度环境和汇率波动。

第二步工具变量回归中, 将上式估计的 RTA 签订概率作为 RTA 贸易规则深度的工具变

量，重新估计基准方程，回归标准误使用 bootstrap 方法进行调整。预测出的概率值与数字贸易规则的签订密切相关，但与 ICT 出口产品质量不直接相关（刘斌等，2021）。

表 4 列（1）为使用滞后一期做工具变量，列（2）为使用签订数字贸易规则概率做工具变量，列（3）为两个工具变量的联合检验，由表中可知，LM 统计量显著且大于 1% 显著性水平上的临界值，说明不存在识别不足的问题，此外，WaldF 统计量远大于 10，通过过度识别检验，且大于相应的 Stock-Yogo 临界值，拒绝弱工具变量的假设。此外，列（3）中 Hansen 统计量也拒绝过度识别的假设。综上所述，本文工具变量的选取是适宜的。在使用工具变量作为核心解释变量的代理变量之后，本文的核心解释变量系数和符号仍在 1% 的水平上统计显著，这也进一步说明了本文基准回归结果的准确性。

表 4 工具变量回归结果

	(1)	(2)	(3)
	Quality_ICT	Quality_ICT	Quality_ICT
RTA_dept	0.0359** (0.0073)	0.0220*** (0.0074)	0.0841*** (0.0314)
Constant	-0.1177 (0.1393)	-0.4785*** (0.1471)	-0.6087*** (0.2160)
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	858.18	149.32	723.32
p 值	0.0000	0.0000	0.0000
CraggDonald Wald F 统计量	7609.672	2150.265	3671.183
Hansen J Overid			0.2137
控制变量	YES	YES	YES
φ_{it}	YES	YES	YES
φ_{jt}	YES	YES	YES
φ_{ij}	YES	YES	YES
观测值	24,585	24,585	22,526
R ²	0.3013	0.3013	0.3106

注：括号内为稳健标准误。*、**、***分别表示系数在 10%、5%和 1%水平上显著。

（三）机制检验

根据前文的分析，可以得出结论：当两国之间缔结数字贸易协定，会促进两国之间贸易，降低双边贸易成本，使得两国可以进口高质量、多种类的 ICT 中间品，进一步提升整体 ICT 出口产品质量；此外，通过签订数字贸易协定，会改善国内相关监管制度，进一步激励企业增加研发投入，从而提升国家创新水平，从而促进国家 ICT 出口产品质量。

其中，进口中间品种类借鉴 Bas&Strauss(2014)的方法，使用 i 国 t 年进口的每个 HS6 位码商品作为一种进口中间品，加总到国家层面计算得出。此外，江艇（2022）年的文章中指

出，使用传统的中介模型来验证机制会产生一定的偏误，降低其统计检验的作用。考虑到这一因素，本文在机制检验部分着重考量区域贸易协定的签订对进口中间品种类，质量以及国家创新水平的影响，再进一步将中介变量包括进回归模型中，观察其系数大小的变化。回归结果如表 5 列（1）—（3）所示，可以看出 RTA 数字贸易规则显著促进 ICT 进口中间品种类、质量和国家创新能力的提升，且通过了统计检验。

之后，将中介变量与核心解释变量同时囊括进本文模型中，分析核心解释变量系数的变动。可以看出，与基准回归方程中 RTA 深度的估计系数（0.0262）相比，第（4）—（6）列显示核心解释变量的估计系数分别减小为 0.0257，0.0245 和 0.0180。最后，在第（7）列，作者将两个中介变量同时放置于回归模型中，其结果仍然在 1% 的统计水平上显著为正，这意味着 RTA 数字贸易规则深化通过促进一国 ICT 进口中间品种类，质量，提升创新水平等渠道促进国家 ICT 产品出口质量的提升。验证了本文假说 2。

表 5 机制检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	中间品种类	中间品质量	国家创新水平	Quality_ICT	Quality_ICT	Quality_ICT	Quality_ICT
RTA_dept	0.0190*	0.0236*	0.0243*	0.0257***	0.0245**	0.0180***	0.0168***
	(0.0098)	(0.0126)	(0.0139)	(0.0026)	(0.0117)	(0.0010)	(0.0026)
中间品种类				0.0100***			0.0198***
				(0.0000)			(0.0060)
中间品质量					0.0226*		0.0533***
					(0.0105)		(0.0162)
国家创新水平						0.0300***	0.0442***
						(0.0000)	(0.0093)
Constant	0.0557	0.2632	-14.4080***	-1.5032***	-1.7563***	-4.8783***	-4.3420***
	(2.2341)	(0.4611)	(0.0923)	(0.5104)	(0.5113)	(0.0940)	(0.0888)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
φ_{it}	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
φ_{jt}	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
φ_{ij}	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	31,103	44,044	44,046	44,044	44,044	44,044	44,044
伪 R2	0.0975	0.0728	0.0938	0.0344	0.0387	0.0392	0.0458

注：括号内为稳健标准误。*、**、***分别表示系数在 10%、5%和 1%水平上显著。

（四）异质性分析

1.考虑条款异质性

根据（1）—（4）列的回归结果，跨境数据自由流动条款、贸易促进条款、隐私保护条款以及数字知识产权条款都在 1% 的水平上显著为正，即 RTA 数字贸易规则会促进 ICT 出口

产品质量升级。“贸易促进”条款的系数最大，其原因为贸易促进条款指标中包含的鼓励中小企业参与、无纸化贸易、电子认证等措施在很大程度上节约了谈判成本、合同成本、支付成本和通关成本，极大地简化了业务流程，极大程度上减少了中间品的贸易成本，使企业能够进口更高质量，多种类的中间品，进一步提升其最终品出口质量。“跨境数据自由流动”条款次之，由于跨境数据自由流动条款是 WTO 数字贸易规则的扩展领域，亦是现阶段欧式和美式模板的争议焦点，故 RTA 中的跨境数据自由流动条款对 ICT 产品质量的促进作用较为突出。“隐私保护类条款”的系数在 1%的水平上显著为正，但相对其他条款的促进作用来说相对较小，这是由于相对其他贸易条款来说，“隐私保护”条款具有双面性，过高的隐私保护会对创新能力较低的发展中国家的企业的 ICT 产品出口具有一定的抑制作用（其难以通过模仿和学习提升自身出口产品质量），而过低的数据隐私保护水平会降低数字企业和消费者的信任(Guellecetal. ， 2018)，不利于 ICT 产品出口，降低其出口利润。两者相抵消之后，使得“隐私保护”条款的促进作用相对于其他贸易条款来说较为有限。

表 6 异质性检验：考虑条款异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Quality_ICT	Quality_ICT	Quality_ICT	Quality_ICT
跨境数据流动	0.0423*** (0.0115)			
贸易促进		0.0618*** (0.0185)		
隐私保护			0.0276*** (0.0089)	
数字知识产权				0.0358*** (0.0097)
Constant	-1.7479*** (0.5107)	-1.6717*** (0.5127)	-1.7571*** (0.5108)	-1.7682*** (0.5106)
控制变量	YES	YES	YES	YES
φ_{it}	YES	YES	YES	YES
φ_{jt}	YES	YES	YES	YES
φ_{ij}	YES	YES	YES	YES
观测值	22,275	22,275	22,275	22,275
伪 R ²	0.0388	0.0388	0.0388	0.0388

注：括号内为稳健标准误。*、**、***分别表示系数在 10%、5%和 1%水平上显著。

2.考虑参与国异质性

不同发展程度经济体之间的区域数字贸易规则深度对 ICT 出口产品质量的影响存在异质性。本文参照众多学者的做法，将 139 个样本国家按照是否属于 OECD 国家划分为发达

经济体和发展中经济体，将 RTA 协定划分为“发达经济体—发达经济体”“发达经济体—发展中经济体”“发展中经济体—发展中经济体”三种类型，进行分组回归。回归结果见表 7 所示。可以看出，区域数字贸易规则深度对发达经济体之间的 ICT 出口产品质量的影响不显著，其原因是由于发达经济体的市场开放程度较高，数字贸易壁垒较低，因此提高数字贸易规则深度对发达经济体之间的 ICT 出口产品质量的影响相对微弱。发展经济体之间则处于抱团取暖阶段，数字贸易壁垒较低。

而区域数字贸易规则深度对发达与发展中经济体之间的 ICT 出口产品质量增进作用显著。可能的原因是：一方面，发达经济体和发展中经济体在全球价值链中所处的位置不同，各自资源要素禀赋差异显著，互补的价值链分工使得发达经济体和发展中经济体之间拥有更多的贸易潜力。数字贸易规则的深化为两者之间的贸易奠定了稳定的制度环境，深化了双边的价值链分工，进而将贸易潜力转化为贸易流量，在发达经济体和发展中经济体之间形成了紧密的价值链关联。另一方面，则是发展中经济体在面对发达国家数字产业时，一般会设置严格的数字贸易壁垒，以保护本国数据安全和本国数字产业的发展，所以发达经济体与发展中经济体之间的数字贸易壁垒一般较高，深化数字贸易规则能较大幅度降低其数字贸易壁垒，进而促进 ICT 出口产品质量提升。

表 7 异质性检验：考虑参与国异质性

	(1)	(2)	(3)
	发达-发展	考虑参与国异质性 发展-发展	发达-发达
	quality_ICT	quality_ICT	quality_ICT
dept	0.0316* (0.0165)	0.0261 (0.0390)	0.0144 (0.0281)
Constant	-3.4595*** (0.7546)	1.4694 (1.3904)	-5.1145*** (1.7408)
控制变量	YES	YES	YES
φ_{it}	YES	YES	YES
φ_{jt}	YES	YES	YES
φ_{ij}	YES	YES	YES
观测值	16,310	3,668	2,264
伪 R ²	0.0393	0.0349	0.0231

注：括号内为稳健标准误。*、**、***分别表示系数在 10%、5%和 1%水平上显著。

3.考虑 ICT 产品种类异质性

区域数字贸易规则深度对不同 ICT 类型 ICT 出口产品质量的影响存在异质性。根据表 8 列（1）—（5）的回归结果可知，除了电子器元件外，RTA 数字贸易规则深度对电信器材、

计算机相关设备、音视频设备以及其他 ICT 产品的出口产品质量都存在显著正向的影响。

表 8 异质性分析：考虑 ICT 产品种类

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	电信器材	计算机及相关设备	电子元器件	音视频设备	其他 ICT 产品
dept	0.0875*** (0.0162)	0.1788*** (0.0203)	0.0026 (0.0253)	0.0525** (0.0248)	0.1360*** (0.0217)
Constant	-5.3065*** (0.1482)	-5.6800*** (0.1643)	-1.8157** (0.8313)	-1.1647 (0.8841)	-4.3629*** (0.2061)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
φ_{it}	YES	YES	YES	YES	YES
φ_{jt}	YES	YES	YES	YES	YES
φ_{ij}	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	11,153	9,453	8,544	7,707	9,634
伪 R ²	0.0222	0.0345	0.0136	0.0200	0.0230

注：括号内为稳健标准误。*、**、***分别表示系数在 10%、5%和 1%水平上显著。

六、结论与政策启示

当前，世界正经历“百年未有之大变局”，一大批新兴市场国家和发展中国家快速发展，世界多极化格局加速形成，国际格局日趋均衡，国际潮流大势不可逆转。疫后时代之变和世纪疫情相互叠加，全球经济动荡、通胀高起、经济减速的背景下，如何解扣混乱与困难、踏浪新的时代潮流、共谋全球经济的稳定与发展，是当今世界各国尚需不懈努力与通力合作以攻克的重大难题和挑战。新一轮信息技术革命和疫后产业链和供应链推倒重塑，使得国际经贸环境愈加复杂，国际政商环境不稳定性和不确定性日趋增加。在这一过程中，RTA(区域贸易协定)作为全球经济治理的重要举措与有效工具，受到了各国各地区各经济体的青睐与适用，

RTA 数量呈现出较快增长趋势。在当前复杂形势下，提升国家信息和通信技术出口产品质量，乃至国际市场中产品的竞争力，实现出口的稳定健康增长，是各国贸易发展的重要方向。因此，研究 RTA 数字贸易规则如何影响 ICT 出口产品质量，对加快培育外贸高质量发展新动能从而实现由“量”到“质”的突破、对我国从“出口大国”到“出口强国”的重要转型具有深远且重大意义。

本文基于 CEPII-BACI 贸易数据库，采用需求信息回归反推法，测算了 2001-2021 年期间 139 个国家的 ICT 出口产品质量，并对已生效的 RTA 数字贸易规则进行量化，评估其深度和一系列细分条款异质性指标，且通过系列的实证分析验证了 RTA 数字贸易规则的缔结

如何影响 ICT 行业出口产品质量。

结果发现：

1) 经济体间数字贸易规则的缔结对 ICT 出口产品质量具有显著的正向影响。该结论在通过替换代理变量、调整样本期间和使用工具变量等一系列检验后仍然稳健。数字贸易规则深度对 ICT 产品出口产品质量的影响具有时滞性，第二期至第三期的系数都显著，但系数大小在衰减，第四期及以后系数不显著。

2) 进口中间品种类和质量产生的溢出效应和创新效应是数字贸易规则影响 ICT 出口产品质量的主要渠道。机制检验表明：RTA 数字贸易规则的缔结能够有效且显著促进进口中间品种类增加和质量提升，倒逼刺激国内市场技术研发活力，提升国家创新体系整体效能，从而间接推动缔约国间的 ICT 出口产品质量提升。

3) 异质性分析发现，数字贸易规则中涵盖的各类条款均能有效促进 ICT 产品的出口质量提升，其中“贸易促进”条款作用效果明显，相应的“隐私保护”条款作用效果较弱；区分缔约国发展水平发现，区域数字贸易规则深度对发达经济体之间、发展经济体之间的 ICT 出口产品质量的影响不显著，而区域数字贸易规则深度对发达与发展中经济体之间的 ICT 出口产品质量具有显著促进作用；区分不同 ICT 产品类别后发现，除了电子元件外，区域数字贸易规则深度对电信器材、计算机相关设备、音视频设备以及其他 ICT 产品的出口产品质量都存在显著正向的影响。

RTA 数字贸易规则的出现，开拓了贸易模型发展的全新领域，是国际贸易领域的重大变革与突破。数字贸易的快速发展推动了新业态、新模式的不断涌现，同时对国际经济法（国际商业惯例、国际贸易规则等）提出了更高的要求。故，本文研究对我国“加快构建高标准的贸易规则”和“贸易强国战略建设”具有重要的现实意义。

鉴于上述分析及结论，本文剥离出如下政策建议：

1) 理性认识中国在国际贸易规则指定领域的地位，高质量把握、高标准落实数字贸易规则的制定，配套构建对应的国内商事贸易领域及数字贸易、数据流动立法和政策以与国际相衔接。

2) 理性选择贸易合作伙伴，着重评估贸易合作伙伴信息技术出口产品质量，选择高质量、高影响力的贸易合作伙伴，进口科技附加值更高、种类更丰富的中间品，从而倒逼刺激国内市场的科技研发与创新活力。与此同时，中国尚需对自身数字服务出口模式不断调整与优化，最大程度的运用自身在国际贸易规则网络中的现有优势，鼓励扶植高新技术产品、知识密集型产品出口，加强与国际高质量产品文化交互往来，提升数字服务出口产品质量，占

据产业链中的优势地位，从而提升我国在数字贸易网络中的影响力。

3) 完善健全中国数字贸易保护制度，深化数字贸易保护改革。汲取他国先进经验，结合本国实际，使用“先质后量”的原则，丰富数字贸易规则的种类。此外，要将数据流动与产业开放进行有效的衔接，在保证商业数据自由流动的同时，也需要加强公民隐私及个人信息保护，建立健全相关的法律法规（如中国已于 2021 年通过《个人信息保护法》），为数字贸易出口产品质量的提升提供稳定的制度保障。

参考文献：

- [1] 高凌云,樊玉.全球数字贸易规则新进展与中国的政策选择[J].国际经济评论,2020(02):162-172+8.
- [2] 韩剑,蔡继伟,许亚云.数字贸易谈判与规则竞争——基于区域贸易协定文本量化的研究[J].中国工业经济,2019(11):117-135.DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2019.11.007.
- [3] 韩剑,王灿.自由贸易协定与全球价值链嵌入:对 FTA 深度作用的考察[J].国际贸易问题,2019(02):54-67.DOI:10.13510/j.cnki.jit.2019.02.005.
- [4] 侯俊军,王胤丹.美欧中 RTAs 数字贸易规则的测度研究[J].经济社会体制比较,2022(02):60-72.
- [5] 李墨丝.超大型自由贸易协定中数字贸易规则及谈判的新趋势[J].上海师范大学学报(哲学社会科学版),2017,46(01):100-107.DOI:10.13852/J.CNKI.JSHNU.2017.01.013.
- [6] 李杨,陈寰琦,周念利.数字贸易规则“美式模板”对中国的挑战及应对[J].国际贸易,2016(10):24-27+37.DOI:10.14114/j.cnki.itrade.2016.10.006.
- [7] 盛斌,陈丽雪.区域与双边视角下数字贸易规则的协定模板与核心议题[J].国际贸易问题,2023(01):19-35.DOI:10.13510/j.cnki.jit.2023.01.010.
- [8] 孙玉红,于美月,赵玲玉.区域数字贸易规则对 ICT 产品贸易流量的影响研究[J].世界经济研究,2021(08):49-64+136.DOI:10.13516/j.cnki.wes.2021.08.004.
- [9] 孙玉红,于美月,尚玉.区域贸易协定数字贸易规则对服务贸易出口的影响——来自 APEC 成员的证据[J].南开经济研究,2022(03):142-160.DOI:10.14116/j.nkes.2022.03.008.
- [10] 史宇鹏,顾全林.知识产权保护、异质性企业与创新:来自中国制造业的证据[J].金融研究,2013(08):136-149.
- [11] 汪建新.贸易自由化、质量差距与地区出口产品质量升级[J].国际贸易问题,2014(10):3-13+143.DOI:10.13510/j.cnki.jit.2014.10.001.

- [12] 吴超鹏,唐菂.知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据[J].经济研究,2016,51(11):125-139.
- [13] 许家云,周绍杰,胡鞍钢.制度距离、相邻效应与双边贸易——基于“一带一路”国家空间面板模型的实证分析[J].财经研究,2017,43(01):75-85.DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2017.01.007.
- [14] 赵静媛,何树全,张润琪.RTA 数字贸易规则对数字行业增加值贸易的影响研究[J].世界经济研究,2022(09):48-61+136.DOI:10.13516/j.cnki.wes.2022.09.006.
- [15] 周念利,陈寰琦.RTAs 框架下美式数字贸易规则的数字贸易效应研究[J].世界经济,2020,43(10):28-51.DOI:10.19985/j.cnki.cassjwe.2020.10.003.
- [16] 周念利,李玉昊.RTAs 框架下数字知识产权规则的数字贸易效应测度及异质性分析[J].国际经贸探索,2021,37(05):35-50.DOI:10.13687/j.cnki.gjjmts.2021.05.003.
- [17] Aaronson S A. The Digital Trade Imbalance and Its Implications for Internet Governance [J] .Global Commission on Internet Governance, 2016(25):1-40.
- [18] Aghion P, Van Reenen J, Zingales L. Innovation and institutional ownership [J] . American Economic Review, 2013, 103(1): 277-304.
- [19] Amiti M, Khandelwal A K. Import competition and quality upgrading [J] . Review of Economics and Statistics, 2013, 95(2) : 476-490.
- [20] Arrow K J. The Economic Implications of Learning by Doing[J]. The Review of Economic Studies, 1962, 29(3):155-173.
- [21] Baumol W J, Strom R J. Entrepreneurship and economic growth[J]. Strategic Entrepreneurship Journal, 2007, 1(3-4):233-237.
- [22] Burri, M., and R.Polanco. Digital Trade Provisions in Preferential Trade Agreements: Introducing a New Dataset [J] .Journal of International Economic Law, 2020, 23(1): 187-220.
- [23] Elsig, M., and S. Klotz. Data Flow-Related Provisions in Preferential Trade Agreements: Trends and Patterns of Diffusion [M] Cambridge: Cambridge University Press, 2021.
- [24] GOLDFARB A, TUCKER C. Privacy and Innovation [J] . Innovation Policy and the Economy, 2012, 12 (1):65—90.
- [25] GUELLEC D, PAUNOV C. Innovation Policies in the Digital Age [R] . OECD Science, Technology and Industry Policy Papers, 2018.
- [26] Hallak J C, Sivadasan J. Firms' Exporting Behavior under Quality Constraints [R] .

NBER Working Paper, 2009, 14928:1-44.

[27] Henry G. Regulation of Digital Trade in US Free Trade Agreements: From Trade Regulation to Digital Regulation [J] . Legal Issues of Economic Integration, 2018, 45(1): 47-70.

[28] Hofmann, C., A. Osnago, and M. Ruta. Horizontal Depth: A New Database on the Content of Preferential Trade Agreements [R] . World Bank Policy Research Working Paper, 2017.

[29] Malkawi B H. Digitalization of Trade in Free Trade Agreements with Reference to the WTO and the USMCA: A Closer Look [J] . China and WTO Review, 2019(1):149-166.

[30] Meltzer J P. Maximizing the Opportunities of the Internet for International Trade[J]. ICTSD and World Economic Forum, 2016:1-15.