

引用格式: 韦倩青, 刘敏. 数据跨境流动限制措施如何影响数字服务出口[J]. 技术经济, 2025, 44(5): 1-13.

Wei Qianqing, Liu Min. How restrictions on cross-border flows of data affect exports of digital services[J]. Journal of Technology Economics, 2025, 44(5): 1-13.

宏观技术经济

数据跨境流动限制措施如何影响数字服务出口

韦倩青, 刘 敏

(广西大学中国-东盟经济学院/经济学院/中国-东盟金融合作学院, 南宁 530004)

摘 要: 基于 OECD-DSTRI 数据库出台的数字经济贸易限制指数, 对 2014—2021 年 10 个出口国和 48 个进口国的跨境流动限制指数和 6 个新兴数字服务行业的出口数据进行匹配, 实证检验了双边数据跨境流动限制措施对数字服务出口的影响, 并从多个视角对其展开机制检验和异质性分析。研究表明: 双边数据跨境流动限制措施均抑制数字服务出口, 且出口国的数据跨境流动限制措施对数字服务出口的抑制作用大于进口国。通过异质性分析发现, 发达国家与欧盟国家之间的数据跨境流动限制阻碍数字服务出口的影响较小, 且这些措施的具体影响因数字服务行业的类型而异。机制检验表明, 出口国跨境数据流动限制措施通过增加贸易成本阻碍了数字服务出口。进一步分析发现, 数字基础设施水平提升和 RTA 数字贸易协定签订可以降低数据跨境流动限制措施阻碍数字服务出口的程度。研究结论为减少数据跨境流动限制, 进而赋能数字服务贸易对外开放以促进中国服务外贸增长提供了重要实证支持。

关键词: 数据跨境流动; 数据跨境流动限制措施; 贸易成本; RTA 协定; 数字服务出口

中图分类号: F743 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2025)05-0001-13

DOI: 10.12404/j.issn.1002-980X.J24072315

一、引言

党的二十大报告提出要创新服务贸易发展机制, 发展数字贸易, 加快建设贸易强国。随着数字经济的快速发展, 数字贸易成为经济全球化的稳定器和新引擎。数字服务贸易作为数字贸易和服务贸易的子集, 其对全球经贸发展的重要性和发展潜力不言而喻。根据联合国贸易和发展会议(United Nations Conference on Trade and Development, UNCTAD)数据计算显示, 2011—2021 年, 全球数字服务贸易规模从 2.15 万亿美元增至 3.81 万亿美元, 年平均增长率为 6.76%。在新冠肺炎疫情背景下, 数字服务贸易发展逆势而上, 2021 年同比增长 14.3%, 为过去 10 年最高增速, 在服务贸易中占比达 63.6%, 表现出强大的韧性和潜力。与传统的服务贸易相比, 数字服务贸易更多地依赖于数据及数据的流动、共享和挖掘。在数字服务贸易快速增长的同时, 数据跨境流动规模也获得了飞速增长。中国信息通信研究院发布的《全球数字治理白皮书(2022)》显示, 2011—2021 年, 跨境数据流动规模从 53.57 兆比特/秒扩张至 767.23 兆比特/秒, 增长超 14 倍。数据跨境流动正成为驱动数字服务贸易发展的核心力量。

虽然数据跨境流动有助于数字服务贸易发展, 但由于各国制度设计、基础设施、数据技术等方面存在巨大差异, 国家间“数字鸿沟”很难跨越。与此同时, 数据跨境流动会给国家安全、商业机密、个人隐私等敏感

收稿日期: 2024-07-23

基金项目: 教育部人文社会科学规划基金“‘一带一路’背景下中国-东盟数字经济合作机制、效应与路径研究”(23YJAGJW004); 广西研究生教育创新计划“数据跨境流动限制措施对数字服务出口技术复杂度的影响——来自 RCEP 国家的经验证据”(YCSW2024049)

作者简介: 韦倩青(1972—), 博士, 广西大学中国-东盟经济学院/经济学院/中国-东盟金融合作学院教授, 硕士研究生导师, 研究方向: 国际贸易与投资, 跨国公司管理, 数字经济; 刘敏(1996—), 广西大学中国-东盟经济学院/经济学院/中国-东盟金融合作学院硕士研究生, 研究方向: 数字经济, 数字贸易, 服务贸易。

领域带来潜在风险,数据跨境流动限制措施成为各国保护本国利益的选择^[1]。数字服务贸易作为一种数据密集型贸易形态,势必会受到严重影响。因此,如何兼顾国家数据安全与建立健全的跨境数据监管制度,推动数字化服务贸易发展,是当前各国面对的一个重要课题。相对于美国等发达国家,中国在区域和全球范围内的数字贸易规则的构建上仍然有很大的差距,这将会给中国在今后的国际竞争中带来不利的影响。基于此,本文通过考察双边数据跨境流动限制措施对数字服务出口的影响及其作用机制,为中国数据治理和数字服务出口升级提供切实可行的经验证据。

二、文献综述

相关研究主要集中在以下两个方面。

一是数据跨境流动限制措施的相关研究。目前对跨境流动限制措施的相关研究主要集中在对其内涵、测度、国际治理方面。虽然学术界对数据跨境流动限制暂时还未形成相对统一的界定标准,但是有达成共识的部分,González 和 Ferencz^[2]依据各国对数据的管制水平将数据跨境流动限制措施分为“数据自由流动”“有条件的转移”“部分本地化”“严格本地化”4个等级,其中最典型的数据跨境流动限制措施是“数据本地化要求”。在数据跨境流动限制措施的测度方面,Ferrarane 等^[3]和 Ferencz^[4]通过收集主要国家实际数字贸易限制措施以定量评估各国数据跨境流动管制程度,分别测度得到数字贸易限制指数(digital trade restrictiveness Index, DTRI)和数字服务贸易限制指数(digital service trade restrictiveness index, DSTRI),发现各国对数据跨境流动管制存在明显差异,以美国为代表的国家强调数据的自由流动,以欧盟为代表的国家强调个人隐私保护,以中国为代表的国家则强调国家安全^[5]。关于跨境数据流治理方面,现有研究主要集中在数据跨境流动规则制定的定性分析上,以“保障国家数据安全”为导向,通过探讨欧美等发达国家数据跨境流动规则的国际比较^[6]、治理路径^[7],分析和比较区域贸易协定(Regional Trade Agreement, RTA)数据跨境流动规则^[8-9],从而为中国制定数据跨境流动规则提供建议和策略^[10]。

二是数据跨境流动限制措施与数字服务贸易的相关性研究。虽然数据跨境流动有利于数字服务贸易发展,但相关的经验研究还比较少。Casalini 等^[11]从理论上阐释了阻碍跨境数据流动的各类限制性措施及其对贸易的可能影响,但并未进行实证研究。González 和 Ferencz^[2]理论分析了数字化转型如何提升数字服务贸易规模和速度,并实证检验了对数据流动实施限制会阻碍国际贸易发展,指出市场开放的重要性;Marel 和 Ferracane^[12]构建“数据衔接指数”得到行业层面的数据跨境流动限制指数,并实证检验了其对服务贸易的抑制作用。同时,还区分数据密集产业和数据监管模式差异两个角度考察了数据跨境流动限制对服务贸易的阻碍作用的异质性。国内学者周念利和姚婷婷^[12]及齐俊妍和华强俊^[13]在上述研究基础上进一步完善了“数据衔接指数”,前者从信息技术(ICT)发展水平、安全互联网服务器和服务业发展水平等多个视角分析了数据跨境流动限制措施对数字服务进口的影响的异质性,后者除了进行异质性分析外,还检验得出贸易成本和互联网环境是数据跨境流动限制抑制数字服务出口的两条途径,且通过签署 RTA 可以缓解数据跨境流动限制对数字服务出口的抑制作用。周念利和姚婷婷^[14]基于欧洲政治研究中心测量的 DTRI 指数实证检验了数据跨境流动限制措施抑制数字贸易出口技术复杂度的提升,且对发展国家的抑制作用更加显著。在制造业出口层面,齐俊妍和华强俊^[15]从行业层面检验了数据跨境流动限制对数字投入越高的制造行业的出口技术复杂度的抑制作用越大。张国峰等^[16]也发现数字服务贸易壁垒对制造业出口产品质量产生负向的作用。企业出口产品质量下降势必会影响出口规模的扩张。与此同时,各国纷纷将数字规则纳入 RTA 中,都将数据跨境流动作为谈判重点,认为通过签订 RTA 可以减小国家间数字鸿沟,促进双边或者多边数字服务贸易发展^[17-19]。

以上研究已经积累了较为丰富的研究结果,为本文研究提供了一些思考与方法上的参考,但仍然存在以下不足:①DSTRI 指数中的数据跨境流动限制措施指标是基于政府监管政策的视角去评价各国的数据跨境流动管制程度,这在一定程度上忽视了各国是否缔结 RTA 数字规则协定的差异性;②现有研究很少关注出口国双边数据跨境流动限制措施的贸易效应;③现有研究多聚焦于数字服务贸易限制措施对数字服务贸易的影响研究,很少将目光聚焦数据跨境流动限制措施这一细化领域的贸易效应研究。因此,本文作出如下改进:第一,将2014—2021年数据跨境流动限制措施和数字服务出口的数据进行匹配,利用拓展引力模型探讨数据跨境流动

限制对数字服务出口的动态影响;第二,区分数字服务行业和是否同为发达国家、是否同为欧盟国家及不同行业考察跨境数据流动限制措施对数字服务出口的异质性影响,不仅增加了研究的经验证据,且为政策制定提供了一定的参考依据;第三,从贸易成本角度考察了数据跨境流动限制措施对数字服务出口的影响机制,同时基于数字基础设施和 RTA 数字规则协定视角探讨了二者对跨境流动限制措施影响数字服务出口的调节效应,丰富了理论研究和实证检验,以期为推动数字服务贸易发展提供切实可行的建议。

三、理论分析与研究假设

随着数字经济的爆发式增长,数据跨境流动在促进贸易发展方面的重要性与日俱增。相反,数据跨境流动限制对贸易发展的阻碍作用也愈发明显。一方面,互联网在数据跨境流动的驱动下有利于减少国际贸易障碍,提高贸易便利化程度,降低国际贸易门槛,这样可以让更多的中小企业及个人有能力进行国际贸易^[20-21]。另一方面,数据跨境流动可催生出大量新型数字服务,如将数字技术运用到数字平台、金融服务及云服务等行业,通过使用大数据技术分析客户行为、需求和偏好,以提高市场透明度,并为客户创造新的量身定制的服务^[22]。上述研究表明,数据跨境流动有助于贸易的发展,而对数据跨境流动加以限制会提高企业获取和输出信息的难度,或者使企业无法获取充足的消费者反馈信息,提高企业获取信息的成本^[16],从而阻碍数字服务贸易的发展^[4]。

基于此,本文提出假设 1:

数据跨境流动限制措施阻碍了数字服务出口(H1)。

(一) 贸易成本在数据跨境流动限制措施对数字服务出口技术复杂度影响中的机制作用

数据跨境流动限制措施可以通过增加信息搜寻成本、政策合规及固定成本等贸易成本,阻碍数字服务出口。

1. 在数据跨境流动限制对贸易成本的影响方面

首先,数据跨境流动限制措施会增加出口企业的信息搜寻成本。一方面,一些大型国际搜索引擎网站和企业数据搜索引擎能够加快出口企业和客户进行信息流动与交换的速度^[23]。因此当对数据跨境流动进行限制时,一些服务出口企业必须经过层层审核和风险评估,才能进行数据跨境传输,难以获取信息,影响了信息搜索的质量和便捷程度,从而影响企业和贸易伙伴之间信息和服务共享的有效性^[13]。另一方面,当平台获取数据相对容易时,企业能够根据消费者的喜好需求等提供定制化服务^[24]。因此当数据跨境流动受到限制时,平台获得消费者信息难度加大,买卖双方信息搜寻成本增加,从而降低企业出口贸易的可能性。

其次,由于实施数据跨境流动限制,出口企业可能产生更高的政策合规成本。如今越来越多国家对数据流动和处理提出“数据本地化要求”,如基于许可规定和基于标准法规等会导致企业合规成本攀升^[25]。此外,在互联网发展方面具有比较优势的国家其跨境数据流动可以在一定程度上降低企业国际贸易成本。然而当进出口国对各自跨境数据流动进行管制时,不仅会阻碍出口企业从中获益,而且会增加企业负担,因为企业需遵守国际贸易中数据跨境传输与流动的法律法规,并支付双向合规成本^[26]。

最后,数据跨境流动限制还会显著增加出口企业固定成本。例如,数据本地储存要求迫使企业必须建立互联网服务器和数据储存设备,这会大大增加了企业的固定成本,缩小企业服务范围,增加基于信息和数据的数字服务贸易的难度^[27]。中小企业在没有能力建设数据中心的情况下,必须依靠其他公司来备份和存储数据。企业必须通过完整的合同与第三方合作,以保证合作关系的长期发展和数据泄露的法律责任,这就提高了存储成本和合同成本,如果某些数据在不需要提供服务时没有被保存下来,就有可能丢失公司顾客信息,二次搜索又会增加额外费用^[14]。

2. 在贸易成本对数字服务出口的影响方面

首先,当企业贸易成本提高时,出口企业产品定价提升,从而降低企业出口竞争优势,最终缩减企业出口规模^[28]。

其次,贸易成本的上升会提高企业出口门槛,使更多的企业减少出口甚至无法选择出口^[29],从而缩减出口规模。此外,当贸易成本上升时,中间品进口价格会随之上升,企业出口规模会随着中间品进口数量的减少而下降^[30]。

最后,贸易成本上升会严重阻碍外商直接投资^[31],而中国出口结构中有相当一部分是外资企业,因此,

外资企业可能会流向其他成本更低的国家,这也将缩减出口规模。综上,在数字经济和数字贸易快速发展的背景下,数据跨境流动限制措施会在一定程度上增加企业信息搜寻、政策合规及固定成本,而贸易成本是影响贸易出口的主要影响因素^[4,32],因此这些贸易成本的增加势必降低企业出口贸易的可能性,阻碍贸易出口,而数字服务出口作为贸易出口的重要组成部分势必也会受到影响。

基于上述分析,本文提出假设2:

数据跨境流动限制措施会增加贸易成本,阻碍数字服务出口(H2)。

(二) 数字基础设施在数据跨境流动限制措施对数字服务出口中的调节效应

随着互联网使用时间的增加,国际贸易的增长速度也会相应提升,这种促进作用呈现出显著的“累积效应”^[33]。研究进一步表明,在服务贸易领域互联网的普及和网络环境的持续改善对服务贸易发展产生了积极的推动作用^[32]。同时,互联网的迅猛发展使得服务业企业可以有效地匹配供需,服务外包成本得到极大的下降。当一个国家的互联网渗透率和 ICT 水平较高时,可以认为这个国家的数字服务已经达到了相当高的水平,跨境数字服务的开展对国家在信息化基础和先进的网络技术方面提出了更高的要求^[34]。因此,当两国数字基础设施水平得到大幅提升时,双边国家更有可能加大进行数字服务贸易的可能性^[35]。此外,拥有一个更自由开放的贸易环境是数字服务贸易发达的国家所希望的。因此,两国更倾向于在数据跨境流动政策方面加强协作,以促进各自数字服务贸易的发展。

基于此,本文提出假设3:

数字基础设施水平的提升可以削弱数据跨境流动限制措施对数字服务出口的抑制作用(H3)。

(三) 缔结 RTA 数字规则签订在数据跨境流动限制措施对数字服务出口中的调节效应

当前,数字贸易全球性规则的不健全和各国数据跨境流动限制政策叠加,如何兼顾信息网络安全与建立健全的跨境数据监管制度,是当前各国面临的一个重大难点。在世界贸易组织(WTO)多边数字治理体系不能取得有效进展的情况下,区域贸易协议(RTA)是实现数字规则制定的主要途径^[35]。根据国际政治经济学理论,贸易依存度的不断提高和生产国际化将加强国内法和国际法之间的关系,并鼓励各国监管框架的趋同。一国从本国利益出发,更趋向于协调本国贸易政策以接近国际贸易政策,为了进行数字贸易合作,最终建立一个健康、自由、便捷、共赢的数字贸易环境,各国纷纷缔结双边或多边 RTA 数字规则协定^[19]。因此,RTA 数字规则协定有利于实现双边或者多边数字服务政策监管一体化,缓解数据跨境流动限制对数字服务出口的阻碍作用。

基于此,本文提出假设4:

RTA 数字规则协定签订可以削弱数据跨境流动限制措施对数字服务出口的抑制作用(H4)。

四、计量模型和数据说明

引力模型是服务贸易影响因素研究的经典方法,本文的被解释变量为双边国家数字服务出口,与引力模型高度契合。为了探究数据跨境流动限制措施对数字服务出口的影响,本文参考齐俊妍和强华俊^[36]的做法,采用扩展引力模型实证分析两者的关系,构建基准模型如式(1)所示。

$$\ln EX_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 DSTP_{it} + \alpha_2 DSTP_{jt} + \alpha_3 \ln X + \theta_t + \delta_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中: $\ln EX_{ijt}$ 为以美元为单位计算的*i*国第*t*年实际服务出口额的对数值;*i*国和*j*国两个伙伴国各自的数据跨境流动限制措施指标分别用 $DSTP_{it}$ 和 $DSTP_{jt}$ 表示;控制变量集合用 $\ln X$ 表示; α 为各变量的待估回归系数; θ_t 为年份固定效应变量; δ_{ij} 为国家固定效应变量; ε_{ijt} 为随机扰动项。

(一) 变量选择与数据说明

1. 被解释变量

数字服务出口额($\ln EX_{ijt}$)。2015 年 UNCTAD 发布的《数字经济报告》中指出了数字服务贸易涵盖的 6 个主要行业分类^①,本文选择这 6 个行业作为本文研究的数字化服务行业。借鉴齐俊妍和强华俊^[36]的做法,将六类数字化服务行业出口数据加总,得出国家层面的数字服务出口额数据。数据来源于经济合作与

① UNCTAD 将数字化服务行业分为保险、金融、知识产权收费、信息通信、其他服务和个人文娱六个行业。

发展组织(Organization for Economic Cooperation and Development, OECD)数据库。

2. 解释变量

数据跨境流动限制措施指标 ($DSTP_{it}, DSTP_{jt}$)。Ferracane 等^[3]和 Ferencz^[4]通过对主要国家的数字贸易限制政策进行统计评估,创建了数字贸易限制指数($DTRI$)和数字服务贸易限制指数($DSTRI$)。这两个评估体系在结构和内容上有所不同,但主要关注点都是跨境数据流限制,其评估方法和结果具有很强的可比性。本文参考周念利和姚婷婷^[12]的做法,从 OECD 出台的 $DSTRI$ 指数中提炼出与数据跨境流动相关的指标,即“基础设施和连通性”和“影响数字服务贸易发展的其他障碍”。通过将这两个分项指标进行相加,得到一个综合指标来描述出口国面临的数据跨境流动限制措施。此数据来源于 OECD-DSTRI 数据库。

3. 控制变量

本文使用扩展引力模型常用的控制变量以降低遗漏变量的估计偏误,包括双边国家的经济规模($\ln GDP_{it}, \ln GDP_{jt}$)、双边国家共同边界($contig_{ij}$)、双边国家共同语言($comlang_{ij}$)、双边国家共同种族($comethno_{ij}$)、双边国家殖民地关系($colony_{ij}$)及双边国家地理距离($\ln dist_{ij}$)。此外,本文还加入双边需求相似度(Dem_{ij}),用双边国家消费支出与 GDP 比重之差的绝对值来衡量;双边国家服务业发展差距(Ser_{ijt}),用双边国家服务业增加值与 GDP 比重之差的绝对值来衡量;双边国家产业结构差距(Ins_{ijt}),用双边国家第三产业就业人数占比与第二产业就业人数占比之差再做差的绝对值来衡量。部分缺失值用线性插值法补齐。

4. 数据来源及描述性统计

本文选择 OECD 数据库的六类“可数字化服务”行业作为研究对象,通过和 OECD-DSTRI 数据库剥离的数据跨境流动限制指数匹配,考虑到数据可得性,最终选择 2014—2021 年数字服务贸易规模排名靠前的 10 个出口国^②和 48 个进口国(进口国共 49 个,但在计算每个出口国和对应 49 个进口国数据时要剔除掉和出口国相同的进口国,最终剩余 48 个进口国)^③样本数据。GDP、 Dem 、 Ser 和 Ins 数据来自世界发展指标(World Development Indicators, WDI)数据库;其他控制变量来自法国经济学和国际关系研究中心(Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales, CEPII)。表 1 是对各变量的统计性描述。

表 1 主要变量及其描述性统计

变量	变量含义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
$\ln EX_{ijt}$	数字服务出口对数值	3840	5.921	2.039	0.379	11.750
$DSTP_{it}$	进口国数据跨境流动限制指数	3840	0.079	0.086	0.000	0.388
$DSTP_{jt}$	进口国数据跨境流动限制指数	3840	0.126	0.099	0.000	0.586
$\ln GDP_{it}$	出口国经济规模对数值	3840	28.450	0.952	26.950	30.770
$\ln GDP_{jt}$	进口国经济规模对数值	3840	26.880	1.485	23.590	30.770
Dem_{ij}	双边需求相似度	3840	7.426	6.599	0.002	46.710
Ser_{ijt}	双边服务业发展差距	3840	1.180	0.934	0.002	7.007
Ins_{ijt}	双边产业结构差距	3840	8.763	6.415	-2.147	35.590
$contig_{ij}$	是否具有共同边界	3840	0.083	0.276	0.000	1.000
$comlang_{ij}$	是否具有共同语言	3840	0.100	0.300	0.000	1.000
$comethno_{ij}$	是否属于同一种族	3840	0.071	0.257	0.000	1.000
$colony_{ij}$	是否存在殖民关系	3840	0.042	0.200	0.000	1.000
$\ln dist_{ij}$	双边地理距离	3840	8.386	1.079	5.159	9.866

五、实证检验和结果分析

(一) 基准回归结果

本文采用固定效应模型中的最小二乘虚拟变量法(least squares dummy variables, LSDV)进行基准回归,

② 10 个出口国包括澳大利亚、加拿大、法国、德国、意大利、日本、荷兰、瑞典、美国、俄罗斯。

③ 49 个进口国包括澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、智利、哥伦比亚、哥斯达黎加、捷克、丹麦、爱沙尼亚、芬兰、法国、德国、希腊、匈牙利、冰岛、爱尔兰、以色列、意大利、日本、韩国、拉脱维亚、立陶宛、卢森堡、墨西哥、荷兰、新西兰、挪威、波兰、葡萄牙、斯洛伐克、斯洛文尼亚、西班牙、瑞典、瑞士、土耳其、英国、美国、阿根廷、巴西、中国、印度、印度尼西亚、哈萨克斯坦、马来西亚、秘鲁、俄罗斯、沙特阿拉伯、南非。

回归结果如表2所示。(1)列~(3)列分别对应出口国跨境数据流动限制措施($DSTP_{it}$)、进口国数据跨境流动限制措施($DSTP_{jt}$)单独加入,以及两者同时加入时的回归结果。贸易伙伴国的数据跨境流动限制指标 $DSTP_{it}$ 和 $DSTP_{jt}$ 回归系数均在1%的水平上显著为负。可以得出以下结论,进出口国双边数据跨境流动限制均阻碍数字服务出口,且出口国数据跨境流动限制措施较进口国阻碍作用更大。从控制变量来看,进出口国GDP对数的系数均显著为正,说明双边国家市场规模均显著推动数字服务贸易出口。出口国和进口国国内生产总值越高,代表本国的经济发展水平越高,因此对双边国家的贸易规模起到显著的促进作用。双边相似的消费需求对进出口数字服务的回归系数为正,而相似的服务发展水平和产业结构的回归系数为负,可能原因是双边国家拥有相似的消费需求,其出口产品越能被进口国消费者所接纳,出口规模也会越大。而根据比较优势理论,双边国家会出口本国具有比较优势的产品。因此双边国家更倾向于寻求与服务发展水平和产业结构差距越大的国家进行贸易,因此,相似的服务发展水平和产业结构会在一定程度上阻碍数字服务出口。与此同时,共同边界、殖民关系、双边国家地理距离在1%的水平上显著为负,表明具有共同边界、殖民关系、地理距离是阻碍数字服务出口的重要因素。具有共同种族、共同语言的回归系数显著为正,表明双边国家更倾向于和文化相近的国家合作。因此,假设1得到验证。

(二) 稳健性检验

为确保研究结论的可靠性,本文将从更换回归方法、替换核心解释变量、排除其他因素的影响和内生性问题处理4个方面进行稳健性检验。

1. 更换回归估计方法

为避免因为计量方法不同而造成误差,在稳健性检验中,更换回归估计方法对式(1)进行实证检验,结果如表2的(4)列~(6)列所示, $DSTP_{it}$ 和 $DSTP_{jt}$ 结果显著为负,与基准回归结果一致。

表2 基准回归

变量	LSDV			PPML		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$DSTP_{it}$	-1.468 *** (0.386)		-1.471 *** (0.388)	-0.241 ** (0.075)		-0.238 ** (0.075)
$DSTP_{jt}$		-0.365 *** (0.097)	-0.366 *** (0.098)		-0.053 ** (0.018)	-0.052 ** (0.018)
$\ln GDP_{it}$	0.388 *** (0.079)	0.481 *** (0.077)	0.389 *** (0.079)	0.060 *** (0.014)	0.074 *** (0.014)	0.060 *** (0.014)
$\ln GDP_{jt}$	0.683 *** (0.052)	0.697 *** (0.053)	0.696 *** (0.052)	0.120 *** (0.009)	0.122 *** (0.009)	0.122 *** (0.009)
Dem_{ij}	0.011 *** (0.002)	0.010 *** (0.002)	0.011 *** (0.002)	0.002 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)
Ser_{ijt}	-0.007 * (0.003)	-0.006 * (0.003)	-0.007 * (0.003)	-0.001 * (0.001)	-0.001 * (0.001)	-0.001 * (0.001)
$\ln s_{ijt}$	-0.046 * (0.023)	-0.052 * (0.023)	-0.049 * (0.023)	-0.009 ** (0.003)	-0.011 ** (0.004)	-0.010 ** (0.003)
$contig_{ij}$	-1.294 *** (0.111)	0.516 ** (0.195)	0.323 (0.177)	-1.217 *** (0.095)	-1.128 *** (0.093)	-1.207 *** (0.095)
$comlang_{ij}$	2.255 *** (0.066)	2.512 *** (0.090)	2.761 *** (0.094)	1.566 *** (0.126)	1.435 *** (0.124)	1.540 *** (0.127)
$comethno_{ij}$	2.881 *** (0.201)	1.753 *** (0.224)	2.151 *** (0.251)	-0.665 *** (0.068)	-0.590 *** (0.067)	-0.643 *** (0.069)
$colony_{ij}$	-1.403 *** (0.191)	-0.926 *** (0.126)	-0.735 *** (0.108)	-1.452 *** (0.121)	-1.342 *** (0.118)	-1.442 *** (0.122)
$\ln dist_{ij}$	-2.030 *** (0.069)	-1.269 *** (0.041)	-1.300 *** (0.041)	-1.958 *** (0.150)	-1.798 *** (0.148)	-1.924 *** (0.152)
常数项	-6.914 ** (2.672)	-16.953 *** (2.766)	-14.022 *** (2.798)	14.670 *** (1.777)	12.732 *** (1.748)	14.316 *** (1.793)
国家固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
样本量	3840	3840	3840	3840	3840	3840
R^2	0.9904	0.9904	0.9904	0.1721	0.1720	0.1721

注:***、**、*分别表示 $P<0.01$ 、 $P<0.05$ 、 $P<0.1$;括号内为标准差。

2. 替换核心解释变量

借鉴齐俊妍和华强俊^[13]的做法,使用双边数字服务贸易限制措施差异性指数($DSTRIH_{ij}$)作为替代变量,结果如表3的(1)列和(2)列所示。无论是基于“得分($Score$)”和“答案($Answer$)”原则计算的数字服务贸易限制性差异指数的回归系数均显著为负,进一步证明了本文的核心结论稳健。

3. 排除其他因素的影响

考虑到2019年新冠肺炎疫情等不确定性因素会对数字服务出口产生影响。本文将样本区间缩减为2014—2019年重新进行检验,表3的(4)列显示了实证结果,即使考虑了外部环境不确定性等因素的影响,数字服务出口仍然受到跨境流动限制措施的阻碍。

4. 内生性问题

由于数字服务出口和双边数据跨境流动限制措施之间可能存在反向因果关系。为解决这一问题,本文通过采用工具变量法对其进行两阶段最小二乘法(2SLS)估计。本文参考刘斌等^[37]的做法,选择公民自由指数(CL_{ijt})作为出口国数据跨境流动限制措施的工具变量,由于数字服务出口是一个双边变量,本文将双边国家公民自由指数做差取绝对值处理。一方面,双边国家公民自由指数代表一国社会政治环境,公民网络使用权会受到政府决策的影响,而数据跨境流动主要通过互联网进行传播,因此公民自由指数会与数据跨境流动限制措施具有一定的相关性,满足相关性要求。另一方面,公民自由指数和数字服务出口不直接相关,满足外生性要求。同时,参考Lin^[38]的做法,选择进口国1960—1968年的死亡率($Death_{jt}$)作为进口国数据跨境流动限制措施的工具变量。一方面,当地制度环境的好坏可通过历史死亡率的高低来体现,历史制度会影响当前制度的制定,而数据跨境流动限制措施作为一种制度,历史死亡率和数据跨境流动限制措施具有相关性,满足相关性要求。另一方面,历史死亡率和当前数字服务出口没有直接相关性,符合外生性要求。回归结果如表4所示,(1)列~(3)列是进出口国数据跨境流动限制措施指数单独及共同加入回归模型的结果。结果显示,在各种情况下,Kleibergen-Paap rk LM的 P 值小于0.1,且第一阶段 F 统计量大于临界值,因此拒绝工具变量识别不足及弱工具变量的假设。综上所述,研究结果可靠,模型内生性不明显。

表3 稳健性检验

变量	$\ln EX_{ijt}$ (1)	$\ln EX_{ijt}$ (2)	$\ln EX_{ijt}$ (3)	$\ln EX_{ijt}$ (4)
$Score_{ij}$	-0.391 *** (0.102)			
$Answer_{it}$		-0.443 *** (0.132)		
$DSTP_{it}$			-1.428 *** (0.393)	-0.934 * (0.458)
$DSTP_{jt}$			-0.397 *** (0.101)	-0.185 (0.103)
控制变量	是	是	是	是
国家固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
样本量	3840	3840	3840	2880
R^2	0.9888	0.9888	0.9888	0.9909

注:***、**、*分别表示 $P<0.01$ 、 $P<0.05$ 、 $P<0.1$;括号内为标准差。

表4 工具变量估计

变量	2SLS					
	(1)		(2)		(3)	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
$DSTP_{it}$		-6.656 * (3.143)				-5.852 * (3.251)
$DSTP_{jt}$				-2.049 ** (0.682)		-2.029 ** (0.686)
CL_{ijt}	-0.004 *** (0.000)				-0.004 *** (0.000)	
$Death_{jt}$			-0.005 *** (0.000)		-0.005 *** (0.000)	
第一阶段 F 统计量	43.125		69.418		19.223	
Kleibergen-Paap rk LM statistic	39.911 [0.000]		45.606 [0.000]		40.965 [0.000]	
控制变量		是		是		是
国家固定		是		是		是
年份固定		是		是		是
样本量		3840		3840		3840
R^2		0.0185		0.0006		-0.0423

注:***、**、*分别表示 $P<0.01$ 、 $P<0.05$ 、 $P<0.1$;括号内为标准差。

(三) 异质性检验

1. 国家异质性分析

考虑到样本国家的经济发展水平有一定差距,数据跨境流动规则各异,本文将样本分为双边国家是否均同为发达国家和双边国家是否均为欧盟国家进行异质性影响分析。表 5 检验结果表明,发达国家之间出口国的数据跨境流动限制的回归系数在 1% 的水平上显著为负,但进口国数据跨境流动限制为正但不显著。可能原因是发达国家国内数据跨境流动限制会阻碍数字服务出口,但因为发达国家之间数据流动环境更为开放,因此进口国数据跨境流动限制对数字服务出口的影响被削弱了。在非发达国家中,进口国的数据跨境流动限制的回归系数在 1% 的水平上显著为负,但出口国数据跨境流动限制措施的回归系数为负但不显著。

可能原因是数字服务出口排名靠前的出口国和发展中国家之间经济发展水平较大,数据跨境流动需求更大,因此抵消了出口国数据跨境流动限制措施对数字服务出口的抑制作用,而非发达国家会对数据跨境流动的管制会更加严格,因此进口国数据跨境流动限制措施阻碍数字服务出口。在欧盟国家之间,双边数据跨境流动限制措施的回归系数均为正,且出口国的回归系数显著。可能原因是欧盟是一个经济一体化组织,欧盟成员国之间建立了长期贸易合作关系,能够减弱数据跨境流动限制措施对数字服务出口的抑制作用。而非欧盟国家之间没有如此紧密的贸易关系,因此数据跨境流动限制措施明显抑制数字服务出口。

2. 服务行业的异质性分析

鉴于各国不同行业之间的数字化程度存在一定的差异,有些服务行业对数据敏感程度较高,有些服务行业对数据不敏感,因此需要考察数据跨境流动限制措施对各个服务行业的影响差异。根据表 6 估计结果显示,除知识产权收费行业外,出口国数据跨境流动限制措施对其他行业数字服务出口的回归系数为负,且对个人文娱的出口大于保险大于信息通信,对金融和其他服务的影响不显著。可能原因是样本国中发达国家偏多,他们对个人文娱方面的数据跨境流动提出更高要求。对金融行业影响不显著的原因可能是发达国家金融行业已经高度开放,因此会抵消数据跨境流动限制措施对数字服务出口的抑制作用。进口国数据跨境流动限制措施对 6 个行业的影响均为负,影响最大的是金融行业,其次依次是信息通信、知识产权收费和其他服务,对保险和个人文娱行业的影响不显著,说明数据跨境流动限制对金融、信息通信和知识产权收费行业的抑制作用更大,可能原因是这些行业对数据敏感程度高,因此对数据跨境自由流动的要求自然高于其他行业。

表 5 区分国家类别的异质性分析

变量	发达国家 (1)	非发达国家 (2)	欧盟国家 (3)	非欧盟国家 (4)
$DSTP_{it}$	-1.243 * (0.623)	-0.444 (0.501)	3.716 * (1.440)	-1.791 *** (0.412)
$DSTP_{jt}$	0.326 (0.211)	-0.487 *** (0.106)	0.029 (0.372)	-0.405 *** (0.101)
控制变量	是	是	是	是
国家固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
样本量	2376	1464	840	3000
R^2	0.990	0.987	0.986	0.989

注:***、**、* 分别表示 $P<0.01$ 、 $P<0.05$ 、 $P<0.1$;括号内为标准差。

表 6 区分服务行业的异质性分析

变量	保险 (1)	金融 (2)	知识产权收费 (3)	信息通信 (4)	其他服务 (5)	个人文娱 (6)
$DSTP_{it}$	-1.563 * (0.622)	-0.952 (0.594)	0.718 (0.611)	-1.106 * (0.499)	-0.928 (0.475)	-6.343 *** (0.751)
$DSTP_{jt}$	-0.122 (0.116)	-0.763 *** (0.174)	-0.441 *** (0.122)	-0.622 *** (0.168)	-0.267 * (0.127)	-0.130 (0.231)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
样本量	3840	3840	3840	3840	3840	3840
R^2	0.9646	0.9706	0.9794	0.9752	0.9823	0.9268

注:***、**、* 分别表示 $P<0.01$ 、 $P<0.05$ 、 $P<0.1$;括号内为标准差。

六、贸易成本机制检验

上述实证分析和检验结果都表明双边数字跨境流动限制措施会阻碍数字服务出口。那么该阻碍效应究竟是通过什么渠道产生的呢？本文尝试从贸易成本渠道对其进行探究。

为检验数据跨境流动限制措施如何抑制数字服务贸易,及其传导机制,本文参考江艇^[39]因果推断研究中的机制效应分析方法进行机制检验。已有文献表明贸易成本是影响数字服务出口的重要影响因素^[2, 33],因此重点关注数据跨境流动限制措施对贸易成本的影响,构建模型如式(3)和式(4)所示。

$$\ln EX_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 DSTP_{it} + \alpha_2 DSTP_{jt} + \alpha_3 \ln X + \theta_t + \delta_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

$$Cost_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 DSTP_{it} + \beta_2 DSTP_{jt} + \beta_3 \ln X + \theta_t + \delta_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

需要先测算双边国家的贸易成本($Cost_{ijt}$)。参考 Novy^[40]的方法,本文构建如式(5)所示的贸易成本测算公式。

$$Cost_{ijt} = \left(\frac{EX_{it} EX_{jt}}{EX_{ij} EX_{ji}} \right)^{\frac{1}{2(\delta-1)}} - 1 \quad (5)$$

其中: t 年 i 国将数字服务产品出口到 j 国所产生的贸易成本用 $Cost_{ijt}$ 表示; i 国到 j 国及 j 国到 i 国的数字服务出口额分别用 EX_{ij} 和 EX_{ji} 表示; i 国和 j 国各自的国内数字服务贸易额分别用 EX_{ii} 、 EX_{jj} 表示; β 为各变量的待估回归系数。本文参考 Novy^[40]提出的可贸易份额占行业贸易额 80%的假设,利用对数字服务出口额进行反向推导,得到国内数字服务贸易额,并将替代弹性设置为 8。

表 7 展示了将出口国和进口国数据跨境流动限制措施指数单独及同时加入模型的回归结果。根据表 7 的(2)列、(6)列数据可知,无论是将出口国和进口国数据跨境流动限制措施指数单独及同时加入模型,出口国数据跨境流动限制措施的回归系数在 1%的水平上显著为正,而进口国数据跨境流动限制措施指数的回归系数为正但不显著。可能原因是各个国家的数据跨境流动管制政策主要是对本国的数据流动进行管制和保护,对于伙伴国的数据跨境流入的管制措施相对较少,因此,一国的出口规模主要受到本国的数据跨境流动管制政策的影响。因此,主要通过出口国数据跨境流动限制措施作用于贸易成本,从而阻碍数字服务出口,而进口国数据跨境流动限制措施通过贸易成本阻碍数字服务出口的影响较小。因此,可以得出结论,出口国跨境数据流动限制措施通过增加贸易成本阻碍数字服务出口。假设 H2 得到验证。

表 7 贸易成本机制效应

变量	(1) $\ln EX_{ijt}$	(2) $Cost_{ijt}$	(3) $\ln EX_{ijt}$	(4) $Cost_{ijt}$	(5) $\ln EX_{ijt}$	(6) $Cost_{ijt}$
$DSTP_{it}$	-1.468 *** (0.386)	0.353 *** (0.087)			-1.471 *** (0.388)	0.353 *** (0.071)
$DSTP_{jt}$			-0.365 *** (0.097)	0.003 (0.023)	-0.366 *** (0.098)	0.004 (0.021)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
样本量	3840	3840	3840	3840	3840	3840
R^2	0.9890	0.9741	0.9889	0.9946	0.9890	0.9741

注:***、**、* 分别表示 $P < 0.01$ 、 $P < 0.05$ 、 $P < 0.1$;括号内为标准差。

七、进一步讨论：调节效应

除了上述数据跨境流动限制措施对数字服务出口的机制检验,那么数据跨境流动限制措施的贸易抑制效应是否会受其他变量的影响?数字基础设施是一国开展数字服务贸易的基础,随着数字贸易的发展,世界各国纷纷缔结 RTA 数字规则协定。在此背景下,双边国家数字基础设施水平及缔结 RTA 数字规则协定是否会对数据跨境流动限制的贸易抑制效应产生影响呢?为此,本文在基准模型中分别加入数据跨境流动

限制措施与数字基础设施水平(是否加入同一 RTA 数字贸易协定)的交互项和数字基础设施水平(是否加入同一 RTA 数字贸易协定)的调节变量得到式(6)。

$$\ln EX_{ijt} = \mu_0 + \mu_1 DSTP_{i(j)t} + \mu_2 DSTP_{i(j)t} \times \ln M_{ijt} + \mu_3 \ln M_{ijt} + \mu_4 \ln X + \theta_t + \delta_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

其中: $\ln M_{ijt}$ 为调节变量; μ 为各变量的待估回归系数。

(一) 数字基础设施水平

本文用每百人中的互联网用户数量来衡量双边国家整体的数字基础设施水平(ICT_{ijt}), 数据来源于 WDI 数据库。借鉴周念利和陈寰琦^[41]的方法, 将出口国和进口国的互联网发展水平相加来构成双边整体数字基础设施水平($ICT_{ijt} = ICT_{it} + ICT_{jt}$)。

根据表 8 的(1)列~(3)列的结果, $DSTP_{it}$ 和 $DSTP_{jt}$ 回归系数均为负数, ICT_{ijt} 的系数显著为正, 且 $DSTP_{it}$ 、 $DSTP_{jt}$ 和 ICT_{ijt} 的交互项回归系数显著为正。可能原因是在进行数字服务贸易时, 互联网等数字基础设施的发展能够打破地理距离的限制, 降低企业离岸成本, 加速数据跨境流动, 从而使该国拥有更高的数字服务贸易发展水平。另外, 数字基础设施越完善的国家越倾向于建设更加轻松开放的贸易监管环境, 双边国家会在数据跨境流动监管方面寻求更多的合作对贸易进行开展, 从而缓解了数据跨境流动限制措施对数字服务出口抑制作用。因此, 可以得出结论, 数字基础设施的提升有利用缓解数据跨境流动限制措施对数字服务出口的抑制作用。假设 H3 得到验证。

(二) RTA 数字贸易规则

本文基于瑞士卢塞恩大学电子商务和数据贸易协议条款(Trade Agreements Provisions on Electronic commerce and Data, TAPED)数据库的数据构建 RTA 数字贸易规则变量(DTA_{ij})。若贸易双方签订的 RTA 协定包含数字规则, 赋值为 1, 否则赋值为 0。回归结果如表 8 的(4)列和(5)列, $DSTP_{it}$ 的回归系数均显著为负, 且 $DSTP_{jt}$ 和 DTA_{ij} 交互项的回归系数显著为正, 表明双边国家签订 RTA 数字贸易规则可以缓解数据跨境流动限制措施的出口抑制效应。可能原因是不同发展水平的国家之间缔结 RTA 数字贸易规则, 其中数据跨境流动是数字贸易的重要内容, 势必会受到协定内国家的重点关注并进行深入探讨, 以期在数据跨境流动管制措施和贸易发展之间找到一个更好的平衡点, 从而能够提升协定内国家之间的规制融合, 减小国家间数据跨境流动限制, 为国家之间提供更加自由的贸易环境, 从而减缓数据跨境流动限制措施对数字服务出口的抑制作用。因此, 可以得出以下结论, RTA 数字贸易规则的缔结有利于缓解数据跨境流动限制措施对数字服务出口的抑制作用, 假设 H4 得到验证。

表 8 数字基础设施水平和缔结 RTA 数字贸易规则调节效应

变量	数字基础设施水平(ICT_{ijt})			RTA 协定(DTA_{ij})		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$DSTP_{it}$	-1.140 *** (0.416)		-1.262 *** (0.409)	-0.699 ** (0.379)		-1.028 *** (0.382)
$DSTP_{jt}$		-0.368 *** (0.099)	-0.335 *** (0.098)		-0.101 (0.112)	-0.129 (0.111)
$ICT_{ijt}(DTA_{ij})$	0.002 (0.001)	0.002 ** (0.001)		1.3836 ***	0.7814 ***	0.9445 ***
$DSTP_{it} \times ICT_{ijt}(DTA_{ij})$	0.021 ** (0.011)		0.017 * (0.010)	2.406 *** (0.566)		1.521 *** (0.581)
$DSTP_{jt} \times ICT_{ijt}(DTA_{ij})$		0.018 *** (0.005)	0.021 *** (0.005)		0.974 *** (0.195)	0.838 *** (0.201)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
样本量	3840	3840	3840	3840	3840	3840
R^2	0.9890	0.9889	0.9891	0.9890	0.9890	0.9891

注: **、*、* 分别表示 $P < 0.01$ 、 $P < 0.05$ 、 $P < 0.1$; 括号内为标准差。

八、结论与政策建议

(一) 研究结论

本文基于 OECD-DSTRI 数据库构建的数字服务贸易限制指数,计算得到数据跨境流动限制措施相关的指标,用于识别各国的数据跨境流动监管措施,实证检验了跨境数据流动限制措施如何影响数字服务出口及其机制作用,得出以下结论:

第一,双边国家数据跨境流动限制措施确实会阻碍出口国数字服务出口,且出口国数据跨境流动限制措施对数字服务出口的阻碍作用较进口国更加大。

第二,异质性检验发现,双边数据跨境流动限制措施对不同数字服务行业出口的阻碍作用大小不同,除知识产权收费外,出口国数据跨境流动限制措施对其他行业的回归系数为负,且个人文娱大于保险大于信息通信行业,对金融和其他服务行业的影响不显著。进口跨境流动限制措施对 6 个行业的影响均为负,影响最大的是金融行业,其次依次是信息通信、知识产权收费和其他服务行业,对保险和个人文娱行业的影响不显著。

第三,机制检验发现,数据跨境流动限制措施通过增加贸易成本从而抑制出口国数字服务出口。

第四,调节效应分析表明,随着双边国家数字基础设施水平的提高及 RTA 数字贸易规则的签订,数字服务贸易出口受到数据跨境流动限制措施的抑制作用会得到缓解。

(二) 政策建议

第一,制定合理水平的数据跨境流动管制措施。为了促进数字服务出口,获取国际先进知识和技术,政府应该兼顾数据安全和经济发展的双重考虑,在安全范围内允许数据跨境流动,避免过度限制政策的制定阻碍中国经贸高质量发展。例如,在自贸港和自贸区等地鼓励和推行数据跨境流动监管改革;政府还应该重视先进科技在数据保护领域的应用,通过技术手段降低数据跨境流动的风险。例如,鼓励企业使用加密技术的服务器,以防止数据被盗用和非法篡改。

第二,加强互联网等数字基础设施建设。互联网是数据跨境流动的基础设施,只有具备高速、稳定、安全的互联网网络,才能保障数据跨境流动的顺畅和安全。建议加大对互联网等数字基础设施的投资,提升网络带宽和传输速度,提高网络安全能力,确保数据跨境流动的畅通无阻。政府可加快建设全国范围内 5G 建设速度,重点关注农村等偏远地区网络覆盖情况,减小国内数字鸿沟。

第三,积极在 RTA 数字贸易规则中构建合适的伙伴关系。当前,中国数字贸易规则与美国等发达国家的高标准数字贸易规则相比还有很大的差距,面对这一国际格局,中国迫切需要以“双边带动多边,区域带动整体”的方式参与到世界数据治理中来。加强与 RTA 主要贸易伙伴国在数据跨境流动政策领域的规制融合,逐步消除数字化服务出口活动中的限制性壁垒措施。既要保证数据安全高效地流动,又要确保中国数字服务产业高质量发展,为中国数字服务贸易提供制度性便利。

第四,数字服务出口在“量”的基础上更应注重“质”的提升。当前,世界百年未有之大变局正在加速演进,大国之间的竞争日趋激烈,虽然中国数字服务贸易发展规模日趋扩大,但和欧美等发达国家比还有很大差距,尤其是质量发面,因此不仅要依靠规模比较,更要提升出口质量,才能从追赶到胜出。为了提升出口质量,政府应鼓励数字服务业企业吸收国外前沿技术,促进自主创新,提高生产效率,促进中国从服务贸易大国向服务贸易强国转变。

参考文献

- [1] 齐俊妍, 强华俊. 数据流动限制、数据强度与数字服务贸易[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2022, 42(7): 3-19.
- [2] GONZÁLEZ J L, FERENCZ J. Digital trade and market openness[R]. OECD Trade Policy Papers, No. 217. Paris: OECD Publishing, 2018.
- [3] FERRACANE M F, LEE-MAKIYAMA H, VAN DER MAREL E. Digital trade restrictiveness index[R]. European Center for International Political Economy. Brussels: ECIPE, 2018.
- [4] FERENCZ J. The OECD digital services trade restrictiveness index[R]. OECD Trade Policy Papers 221. Paris: OECD Publishing, 2019.
- [5] VAN DER MAREL E, FERRACANE M F. Do data policy restrictions inhibit trade in services?[J]. Review of World Economics, 2021, 157(4): 727-776.

- [6] 刘文杰. 美欧数据跨境流动的规则博弈及走向[J]. 国际问题研究, 2022(6): 65-78-136.
- [7] 高疆, 盛斌. 跨境数据流动与数字贸易: 国内监管与国际规则[J]. 国际经贸探索, 2024, 40(6): 102-120.
- [8] 杜玉琼, 罗新雨. RCEP 数据跨境流动规则例外条款的适用及中国应对[J]. 四川师范大学学报(社会科学版), 2023, 50(5): 75-83.
- [9] 霍俊先. DEPA 数据跨境流动: 规制差异与中国因应[J]. 国际经贸探索, 2024, 40(3): 107-120.
- [10] 王中美. 跨境数据流动的治理框架: 分歧与妥协[J]. 国际经贸探索, 2021, 37(4): 98-112.
- [11] CASALINI F, GONZÁLEZ J L, MOÏSÉ E. Approaches to market openness in the digital age[R]. OECD Trade Policy Papers, No. 219. Paris: OECD Publishing, 2019.
- [12] 周念利, 姚亭亭. 跨境数据流动限制对数字服务进口的影响测度及异质性考察[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2021(2): 1-15.
- [13] 齐俊妍, 强华俊. 数据流动限制、数据强度与数字服务贸易[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2022, 42(7): 3-19.
- [14] 周念利, 姚亭亭. 数据跨境流动限制性措施对数字贸易出口技术复杂度影响的经验研究[J]. 广东财经大学学报, 2021, 36(2): 4-15.
- [15] 齐俊妍, 强华俊. 跨境数据流动限制、数字服务投入与制造业出口技术复杂度[J]. 产业经济研究, 2022(1): 114-128.
- [16] 张国峰, 蒋灵多, 刘双双. 数字贸易壁垒是否抑制了出口产品质量升级[J]. 财贸经济, 2022, 43(12): 144-160.
- [17] 陈寰琦. 签订“跨境数据自由流动”能否有效促进数字贸易——基于 OECD 服务贸易数据的实证研究[J]. 国际经贸探索, 2020, 36(10): 4-21.
- [18] 刘斌, 甄洋, 李小帆. 规制融合对数字贸易的影响: 基于 WIOD 数字内容行业的检验[J]. 世界经济, 2021, 44(7): 3-28.
- [19] 彭羽, 杨碧舟, 沈玉良. RTA 数字贸易规则如何影响数字服务出口——基于协定条款异质性视角[J]. 国际贸易问题, 2021(4): 110-126.
- [20] 施炳展. 互联网与国际贸易——基于双边双向网址链接数据的经验分析[J]. 经济研究, 2016, 51(5): 172-187.
- [21] GONZÁLEZ J L, JOUANJEAN M A. Digital trade: Developing a framework for analysis[R]. OECD Trade Policy Papers, No. 205. Paris: OECD Publishing, 2017.
- [22] HESS T, MATT C, BENLIAN A, et al. Options for formulating a digital transformation strategy[J]. Mis Quarterly Executive, 2016, 15(2): 1-2.
- [23] 江小涓. 高度联通社会中的资源重组与服务业增长[J]. 经济研究, 2017, 52(3): 4-17.
- [24] 马述忠, 房超. 跨境电商与中国出口新增长——基于信息成本和规模经济的双重视角[J]. 经济研究, 2021, 56(6): 159-176.
- [25] CORY N, DASCOLI L. How barriers to cross-border data flows are spreading globally, what they cost, and how to address them[R]. Washington: Information Technology and Innovation Foundation, 2021.
- [26] 许多奇. 论跨境数据流动规制企业双向合规的法治保障[J]. 东方法学, 2020(2): 185-197.
- [27] 温树英. 数据本地化要求的困境与对策: 以金融服务贸易为例[J]. 国际经济法学刊, 2021(2): 14-26.
- [28] 郑玉, 郑江淮. 贸易成本如何影响我国出口技术含量?[J]. 经济评论, 2020(4): 111-127.
- [29] 汪戎, 李波. 贸易便利化与出口多样化: 微观机理与跨国证据[J]. 国际贸易问题, 2015(3): 33-43.
- [30] 张静, 孙乾坤, 武拉平. 贸易成本能够抑制对外直接投资吗——以“一带一路”沿线国家数据为例[J]. 国际经贸探索, 2018, 34(6): 93-108.
- [31] 张杰, 郑文平, 陈志远, 等. 进口是否引致了出口: 中国出口奇迹的微观解读[J]. 世界经济, 2014, 37(6): 3-26.
- [32] CHOI C. The effect of the Internet on service trade[J]. Economics Letters, 2010, 109(2): 102-104.
- [33] FREUND C L, WEINHOLD D. The effect of the Internet on international trade[J]. Journal of International Economics, 2004, 62(1): 171-189.
- [34] 黄蕙萍, 缪子菊, 袁野, 等. 生产性服务业的全球价值链及其中国参与度[J]. 管理世界, 2020, 36(9): 82-97.
- [35] 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.
- [36] 齐俊妍, 强华俊. 数字服务贸易限制措施影响服务出口了吗?: 基于数字化服务行业的实证分析[J]. 世界经济研究, 2021(9): 37-52, 134-135.
- [37] 刘斌, 王乃嘉, 屠新泉. 贸易便利化是否提高了出口中的返回增加值[J]. 世界经济, 2018, 41(8): 103-128.
- [38] LIN F. Estimating the effect of the Internet on international trade[J]. The Journal of International Trade & Economic Development, 2015, 24(3): 409-428.
- [39] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [40] NOVY D. Gravity redux: Measuring international trade costs with panel data[J]. Economic Inquiry, 2013, 51(1): 101-121.
- [41] 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.

How Restrictions on Cross-Border Flows of Data Affect Exports of Digital Services

Wei Qianqing, Liu Min

(China-ASEAN School of Economics/School of Economics/China-ASEAN School of
Financial Cooperation, Guangxi University, Nanning 530004, China)

Abstract: The cross-border flow restriction indices of 10 exporting and 48 importing countries and the export data of six emerging digital service industries from 2014 to 2021 were matched using the OECD-DSTRI database. The impact of bilateral data cross-border flow restrictions on digital service exports was empirically examined, and a mechanism test and heterogeneity analysis were developed from multiple perspectives. It is shown that bilateral data cross-border flow restrictions inhibit digital service exports, and that data cross-border flow restrictions in exporting countries have a greater inhibitory effect on digital service exports than in importing countries. Heterogeneity analysis reveals that data cross-border flow restrictions between developed countries and EU countries hinder digital services exports to a lesser extent, and that the specific impact of these measures varies according to the type of digital services industry. Mechanism tests show that cross-border data flow restrictions hinder digital services exports by increasing trade cost. Further extension of the analysis finds that digital infrastructure level enhancement and RTA digital trade agreement signing can reduce the extent to which data cross-border flow restrictions impede digital services exports. Further analysis finds that increased levels of digital infrastructure and the signing of RTA digital trade agreements can reduce the extent to which restrictions on the cross-border flow of data impede the export of digital services. The conclusions provide important empirical support for reducing cross-border data flow restrictions and thus empowering the opening up of digital services trade to the outside world to promote China's services foreign trade growth.

Keywords: cross-border data flow; cross-border data flow restriction; trade cost; RTA; export of digital service