

RTAs 数据跨境流动规则网络与 数字行业价值链贸易

高红伟

(广东外语外贸大学, 广东 广州 510420)

摘要: 基于社会网络分析法刻画 RTAs 数据跨境流动规则网络, 使用 OECD-TiVA 数据库, 探究 2000~2020 年 66 个国家 RTAs 数据跨境流动规则网络地位对数字行业价值链贸易的影响和作用机制。研究发现: RTAs 数据跨境流动规则网络枢纽地位对数字行业最终品贸易、中间品贸易和出口国内增加值均有显著促进作用, 且这一影响具有时间累积效应; 异质性分析表明, RTAs 数据跨境流动规则网络对价值链贸易的影响具有数字行业类型、贸易协定地理区域分布、贸易伙伴经济发展水平异质性, 且 RTAs 数据跨境流动规则网络可以缓解金融危机对数字行业价值链贸易的抑制作用; 机制检验表明, RTAs 数据跨境流动规则网络可以通过研发创新和缩短前向价值链步长两个渠道促进数字行业发展。

关键词: 区域贸易协定; 数据跨境流动规则网络; 数字行业; 价值链贸易

中图分类号: F49

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2024) 06-0066-16

一、引言

在互联网经济时代, 数据是新的生产要素, 是基础性和战略性资源, 也是重要生产力。数据在供应链和价值链中贯穿始终, 通过与资本、劳动、技术等因素结合, 不仅为技术进步、价值创造、效率提升、创新创业等提供巨大机遇, 而且也是实现贸易便利化的关键组成部分 (González and Jouanjean, 2017), 跨境数据流动成为新秩序竞争博弈的焦点 (洪永淼等, 2022)。随着包含数据跨境流动规则条款的区域贸易协定 (RTAs) 数量不断增加, RTAs 的重叠交叉构成一张规则网络, 节点成为反映一国 RTAs 数据跨境流动规则网络地位的重要指标。签署大量包含数据跨境流动规则条款贸易协定的国家成为 RTAs 数据跨境流动规则网络的核心节点, 其他国家则处于边缘位置, 节点分布的不均形成数据跨境流动规则网络的轮轴—辐条结构。在美国、欧盟等通过区域贸易协定构建以自身为核心的轮轴—辐条结构背景下, 中国如何避免陷入 Baldwin (2004) 所称的“辐条国陷阱”, 建构以中式模板为核心

作者简介: 高红伟, 广东外语外贸大学国际治理创新学院云山青年学者, 助理研究员, 经济学博士, 研究方向: 数字贸易、国际经贸规则。

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“多重复杂环境下我国实现更高水平对外开放的政策与路径研究”(项目编号: 22&ZD061); 广东省社科规划办青年项目“‘双碳’目标下气候投融资法律保障体系研究”(项目编号: GD23YFX05)。

的数据跨境流动规则网络体系，对中国参与全球数字治理、培育数字行业国际竞争新优势具有重要意义。RTAs 数据跨境流动规则网络是否有助于促进一国数字行业价值链贸易？对各国数字行业的影响是否具有不对称性？是否会对全球价值链分工产生影响？回答以上问题，不仅可以为中国数字行业高质量发展提供参考，而且对于完善数字经济治理体系，提高中国参与新一轮数字贸易规则治理的影响力具有重要意义。

国内外学者已经对数据跨境流动规则的贸易效应展开深入的研究。在早期阶段，数据跨境流动规则被视为数字贸易规则的一部分纳入研究范畴，如周念利和陈寰琦（2020）发现，数据跨境流动条款作为数字规则的组成部分，对数字贸易发展具有显著促进作用；其他学者也发现数据流动条款对签署国数字服务增加值贸易、出口复杂度等具有显著促进作用（杨碧舟和彭羽，2024；邓慧慧等，2024）。随着数据要素重要性不断凸显，数据跨境流动规则成为一个独立的研究主题，学者从数据跨境规则的生效（彭羽等，2022）、数据跨境规则的深度和广度（张先锋等，2024；Elsig and Klotz, 2021）等视角，发现数据跨境规则可以显著提升制造业价值链分工地位，提升服务贸易增加值等；反之，数据跨境流动限制措施对国际贸易具有显著抑制作用（李正彪和陈晔婷，2023；Ferracane and Marel, 2021）。

可以看到，学界对数据跨境流动规则的贸易促进效应基本达成共识，但研究仍存在以下不足：（1）当前对 RTAs 数据跨境流动规则的研究较少涉及数据跨境流动规则网络，忽视了 RTAs 数据跨境流动规则网络结构对数字贸易出口的可能影响和作用机制；（2）各国在 RTAs 数据跨境流动规则网络中的地位具有不均衡性，当前研究没有完整反映不同国家 RTAs 数据跨境流动规则网络地位对数字行业的异质性影响；（3）当前有关数据跨境流动规则的贸易影响集中于制造业和服务业，对数字行业价值链贸易的研究不足。鉴于此，本文使用社会网络分析法构建 RTAs 数据跨境流动规则网络，基于 OECD-TiVA 数据库全面分析 RTAs 数据跨境流动规则网络对数字行业价值链贸易的影响和作用机制。本文的边际贡献有：就研究视角而言，本文探究 RTAs 数据跨境流动规则网络结构的贸易效应，是对当前数据跨境流动规则贸易效应研究的有益补充；就研究方法而言，使用社会网络分析法测度各国在 RTAs 数据跨境流动规则网络的枢纽位置，可以直观反映各国通过区域贸易协定参与数据治理的进展和影响；就研究结论而言，本文深入探讨 RTAs 数据跨境流动规则网络影响数字行业价值链的作用机制，发现 RTAs 数据跨境流动规则网络可以通过研发创新效应和前向生产链步长两个渠道对数字行业价值链贸易产生影响。

二、理论机制和研究假说

对 RTAs 数据跨境流动规则网络效应的研究要追溯到对自由贸易协定网络效应的研究，“轮轴—辐条”理论是研究贸易协定网络效应的重要工具。根据该理论，轮轴—辐条结构会导致更加复杂和失衡的利益分配（东艳，2006），也具有影响国

际贸易规则的能力（李向阳，2008）。度中心度是测度轮轴—辐条结构节点位置的常用指标，但该指标没有关注连接各辐条国的国家在规则网络中发挥的中心枢纽作用（张天顶和龚同，2023）。相较于从个体中心视角出发的度中心度，特征向量中心度同样是刻画网络中心性的重要指标（Ballester et al., 2006），不仅可以反映个体节点的重要性，而且可以衡量该节点与其他高中心性节点的关联程度（李良琼，2018）。Burt（2010）发现，一国的增加值出口不仅依赖与其他国家建立的贸易协定联系，还依赖该国的区域贸易协定伙伴与其他国家建立的联系，居于枢纽地位可以成为机会和资源的另一个重要来源。即一国在规则网络中的特征向量中心度越高，其在网络中的波及影响力也越大（赵立彬和张梦雪，2024）。

就数据跨境流动规则网络而言，全球化分工的出现使得生产环节分布在不同国家，数据每跨境一次都可能导致生产环节贸易成本提升，尤其在数字贸易规则边境后限制措施不断增加的背景下，国际化分工程度越高，对稳定政策环境的需求也相应越高。一方面，一国在 RTAs 数据跨境流动规则网络中居于枢纽地位，意味着拥有较多位于重要节点的贸易伙伴，这将极大提高区域内数据政策的一致性和确定性，从而吸引更多的数据驱动型企业进入该国市场，促进其数字行业发展（Park and Kim, 2020）；另一方面，在 RTAs 数据跨境流动规则网络中处于枢纽地位的国家在数据流动和资源传输过程中发挥桥梁作用，更多的生产活动和中间品贸易会集聚到枢纽国（张天顶和龚同，2023），其战略地位可以为数字贸易发展提供便利化（杨继军，2019），相应的投资促进、增加值网络重构作用也更加凸显。基于上述分析，本文提出以下假说。

假说 1：一国在 RTAs 数据跨境流动规则网络中的枢纽地位越高，对数字行业价值链贸易的促进作用就越明显。

就数字行业而言，许宪春和张美慧（2020）根据数字化投入程度将数字行业划分为数字化基础设施、电子商务和数字内容 3 种类型；陈寰琦（2020）将数字交付服务视为数字贸易的代理指标。由于不同行业对数据要素依赖度存在差异，可能使得 RTAs 数据跨境流动规则网络地位对上述数字行业的出口贸易存在异质性。就贸易协定的地理分布而言，RTAs 缔约国如果属于同一大陆板块，则在文化认同、消费观念等方面更为接近（张志明等，2023），有利于促进数字贸易往来；反之，如果缔约国签署的 RTAs 跨越不同大陆板块，地理距离导致的高贸易成本以及文化隔阂可能对数字行业价值链贸易产生不利影响。经济发展水平也会影响数字贸易发展（陈寰琦，2020），经济发展水平差距越大的贸易伙伴在基础设施建设和数字产业发展方面也可能存在较大差距，在生产需求方面越容易出现错配，从而越不利于开展价值链贸易。最后，2008 年金融危机作为重要外部冲击，可能对全球贸易发展产生深远影响（吕越等，2022）：一方面，宏观经济政策和货币政策的传导性导致各国重新思考和布局全球供应链网络，各国更加依赖稳健安全的价值链合作伙伴；另一方面，区域贸

易协定成为部分国家构筑“小院高墙”、实现价值观贸易的工具，在数字贸易背景下，RTAs 数据跨境流动规则网络为部分国家进行数字行业友岸外包提供抓手。基于上述分析，本文提出假说 2。

假说 2: RTAs 数据跨境流动规则网络位置对数字行业价值链贸易存在异质性影响。

RTAs 数据跨境流动规则网络通过促进研发创新影响数字行业价值链贸易。RTAs 数据跨境流动规则倡导数据跨境合作，可以有效降低创新要素的跨境流动障碍（殷凤等，2023），促进知识信息等研发要素在区域内的流通（陈紫若等，2022）。具体到区域贸易协定签约主体，区域内各国的研发能力不尽相同，RTAs 数据跨境流动规则网络的形成可以改善区域内数字贸易制度环境，促使拥有较高研发能力的国家沿着数据跨境流动规则网络的延伸方向开展对外投资，突破本国市场规模限制，提高区域内经济体的数据要素可用量级，提升企业创新绩效（谢康等，2020），处于网络枢纽地位的国家可以充分使用资源联通的战略地位（刘慧和基建红，2021），借助数据跨境流动规则网络的辐射效应开拓海外市场，对促进区域内经济体进一步研发创新、继续深挖数字行业潜力形成良性反馈。区域内研发能力相对落后的国家加入数据跨境流动规则网络传递了市场开放的信号，能够获得更丰富的信息技术资源（史本叶和齐瑞卿，2023），进而通过干中学效应推动国内整体研发水平的升级，实现数字经济领域的追赶目标。基于上述分析，本文提出假说 3：

假说 3: RTAs 数据跨境流动规则网络通过促进研发创新推动数字行业价值链贸易。

数据跨境流动规则网络通过降低生产链步长对数字行业价值链贸易产生重要影响。一方面，数据跨境流动规则网络中的每一条边和节点都反映了区域内经济体参与数字贸易的努力，数字化投入水平的提升使得跨国企业的生产经营活动更贴近最终市场，全球价值链模式从传统的消费者驱动模式转变为平台驱动模式（郭周明和裘莹，2020），减少了对传统中间环节的依赖，尤其是数字型、平台型企业的去中介化和生产定制化使得全球价值链长度收缩（詹晓宁和欧阳永福，2018），价值链跨境次数减少（王岚和程志宙，2023）；另一方面，数字行业的发展以数据为重要投入要素，数据跨境流动规则通过促进区域内数据资源和要素的流动，减少由于数据流动限制导致的工序转移和外包，带来生产链的短小化、区域化和本地化（程大中，2022），在减少从生产要素投入到最终消费品生产环节的同时，促使拥有更好数字基础设施和数字技术的区域内国家获得更高的附加值份额，提高价值链环节的生产效率，提升一国数字行业的国际竞争力。最后，美国等经济体通过一系列多边平台和协议拉拢盟友，试图通过掌控数字贸易规则控制权成为数字霸权国家（廖欢和王义桅，2024）；数字贸易规则的碎片化，不利于数字价值链的形成（马涛和刘秉源，2024）。基于上述分析，本文提出假说 4。

假说 4: RTAs 数据跨境流动规则网络通过缩短价值链生产步长，对数字行业价值链贸易产生影响。

三、计量模型、变量选取与数据说明

(一) 基准模型构建

本文参考殷凤等（2023）的方法，构建基准回归模型考察 RTAs 数据跨境流动规则网络对数字行业价值链贸易的影响，具体模型构建如下：

$$\ln y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Eigenve_{it} + \beta_2 Z_{ijt} + \mu_{ij} + \mu_t + \varepsilon_{ijt}$$
 (1)

其中， i 和 j 分别表示出口国和进口国， t 代表时间年份， $\ln y_{ijt}$ 为 t 年国家 i 对国家 j 的数字行业价值链贸易额； $\ln Eigenve_{it}$ 是出口国 i 在 RTAs 数据跨境流动规则网络中的枢纽位置，是本文的核心解释变量； Z_{ijt} 为控制变量合集，表示影响数字行业出口的其他变量； μ_{ij} 是国家对固定效应， μ_t 为时间固定效应， ε_{ijt} 为随机扰动项。

(二) 变量选取与数据说明

1. 数字行业价值链贸易指标。本文结合许宪春和张美慧（2020）、陈寰琦（2020）的研究，将数字基础设施、电子商务、数字内容以及数字交付这 4 个大类 11 个细分行业作为数字行业代理指标，样本行业划分最终采用第 4 版国际行业标准分类（ISIC Rev.4），如表 1 所示。由于价值链贸易已经成为全球贸易的主要形式，本文参考许亚云等（2020）的做法，以数字行业出口国内增加值、最终品出口额和中间品贸易额和这 3 个指标反映数字行业出口（ $\ln y_{ijt}$ ）情况。数据来源于 OECD-TiVA 数据库。

表 1 数字行业分类

行业类型	具体内容	ISIC Rev.4
数字基础设施	电信设备与服务、软件、硬件	J61、J62~J63、C26、C27
电子商务	批发、零售	G45~G47
数字内容	数字媒体、视听及相关服务	J58、J59~J60
数字交付	金融服务、个人健康与教育、知识产权收费、其他商业服务	K64~K66、Q85、Q86~Q88、R90~R93、M69~M75

资料来源：作者整理。

2. RTAs 数据跨境流动规则网络枢纽地位。RTAs 数据跨境流动规则网络的特征向量中心度（ $\ln Eigenve_{it}$ ）是本文的核心解释变量。本文基于 TAPED 数据库，以国家为网络节点、区域贸易协定为节点边界，参考 Burri（2020）对数据相关条款来源的界定，筛选 2000~2020 年签署的包含数据跨境流动规则的区域贸易协定构建 RTAs 数据跨境流动规则网络，若两国之间签署包含数据跨境流动条款的区域贸易协定，则认为二者存在网络连接，矩阵数字填列为 1，否则填列为 0，由此构建 2000~2020 年签署的所有包含数据跨境流动规则网络的 N 阶矩阵，继而使用 Ucinet 计算得到网络中心度指标。公式表示如下：

$$Eigenve_i = x_i = \frac{1}{\lambda} \sum_j^n b_{ij} x_j$$
 (2)

其中， λ 为最大特征值， b_{ij} 为节点 i 与节点 j 的邻接矩阵虚拟变量，若 i 与 j 相邻，取值为 1，否则为 0； x_j 表示节点 j 的中心度，记 $x = [x_1, x_2, x_3, \dots, x_n]^T$ ，式（2）可表示

如下：

$$\begin{bmatrix} - & 1 & 1 & \dots & 0 \\ 1 & - & 1 & \dots & 0 \\ 1 & 1 & - & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & - \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ \dots \\ x_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \times x_1 + 1 \times x_2 + 1 \times x_3 + \dots + 0 \times x_n \\ 1 \times x_1 + 0 \times x_2 + 1 \times x_3 + \dots + 0 \times x_n \\ 1 \times x_1 + 1 \times x_2 + 0 \times x_3 + \dots + 0 \times x_n \\ \dots \\ 0 \times x_1 + 0 \times x_2 + 0 \times x_3 + \dots + 0 \times x_n \end{bmatrix} \quad (3)$$

由式（3）可以看到， b_{ij} 通过将相邻节点的求和值重新分配，实现对节点中心度的扩散，这一扩散过程经过多次迭代将达到稳态，可以表示为：

$$bX = \lambda X \quad (4)$$

由上述过程可知，一个国家在 RTAs 数据跨境流动规则网络中越处于中心枢纽位置，与处于重要节点位置的国家连结就越多，其特征向量中心度就越高；反之亦然。

3. 控制变量。（1）市场规模（ $\ln gdp_i$ 和 $\ln gdp_j$ ），本文分别以出口国和进口国的 GDP 对数值作为贸易双方市场规模的代理指标，反映出口国和进口国市场规模对数字行业价值链贸易的影响。（2）创新能力（ $\ln paten_i$ 和 $\ln paten_j$ ），分别以出口国和进口国专利申请数量绝对值的对数形式表示。（3）互联网普及率（ $\ln ict_i$ 和 $\ln ict_j$ ），互联网水平可以通过影响数字行业的传输媒介对其产生影响，两国互联网基础设施越完备，开展数字贸易的便利化程度越高，越有利于数字行业发展。市场规模、创新能力以及互联网普及率的数据均来源于 WDI 数据库。（4）经济自由度差距（ efd ），经济自由度是一国营商环境的综合指标，贸易双方经济自由度差距越大，开展贸易的外部阻力和成本越高，就越不利于开展较深领域的增加值合作。该数据来自美国传统基金会。

表 2 变量描述统计

变量名称	样本量	均值	方差	最小值	最大值
增加值 ($\ln y_{ij}$)	168,840	2.07	2.072	0	11.277
最终品 ($\ln y_{ij}$)	168,840	1.69	1.846	0	0.979
中间品 ($\ln y_{ij}$)	168,840	1.8	1.991	0	1.024
特征向量中心度 ($\ln Eigenve$)	168,840	0.09	0.087	0	0.535
出口国市场规模 ($\ln gdp_i$)	168,840	26.13	1.647	22.329	30.623
进口国市场规模 ($\ln gdp_j$)	168,840	26.13	1.647	22.329	30.623
出口国互联网普及率 ($\ln ict_i$)	168,840	2.39	1.207	0	3.882
进口国互联网普及率 ($\ln ict_j$)	168,840	2.39	1.207	0	3.882
出口国创新能力 ($\ln paten_i$)	168,840	6.45	2.660	0	14.148
进口国创新能力 ($\ln paten_j$)	168,840	6.45	2.660	0	14.148
经济自由度差异 (efd)	168,840	7.38	8.481	0	65.128

四、实证结果与分析

（一）基准回归分析

根据上述模型，本文的基准结果见表 3。列（1）、列（3）和列（5）表明，

RTAs 数据跨境流动规则网络枢纽地位对数字行业出口国内增加值、最终品贸易以及中间品贸易均具有显著促进作用，且通过了 1% 显著性水平检验。在加入双方市场规模、经济自由度差距、互联网普及率水平以及创新研发水平，同时控制年份固定效应和国家对恒定效应后，列（2）、列（4）和列（6）表明，RTAs 数据跨境流动规则网络地位可以显著提升出口国与贸易伙伴的数字行业最终品贸易、中间产品贸易和国内增加值贸易，且越靠近网络的中心枢纽位置，对数字行业出口增加值的促进作用越大。

表 3 基准回归分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	增加值	增加值	最终品	最终品	中间品	中间品
$\ln Eigenve$	1.932*** (33.18)	0.459*** (5.93)	1.751*** (33.70)	0.440*** (6.42)	2.043*** (36.56)	0.449*** (5.55)
$\ln gdp_i$		0.285*** (10.27)		0.300*** (12.24)		0.192*** (6.64)
$\ln gdp_j$		0.432*** (15.64)		0.355*** (14.52)		0.270*** (9.37)
$\ln ict_i$		0.053*** (6.22)		0.065*** (8.65)		0.050*** (5.72)
$\ln ict_j$		0.048*** (5.74)		0.038*** (5.11)		0.034*** (3.98)
$\ln paten_i$		0.059*** (6.93)		0.059*** (7.83)		0.055*** (6.15)
$\ln paten_j$		0.055*** (6.42)		0.052*** (6.90)		0.054*** (6.07)
efd		-0.003*** (-3.96)		-0.002*** (-3.08)		-0.003*** (-3.69)
$_{-cons}$	1.887*** (252.02)	-17.659*** (-18.45)	1.523*** (229.95)	-16.420*** (-19.38)	1.604*** (225.44)	-11.212*** (-11.22)
国家对效应	否	是	否	是	否	是
年份效应	否	是	否	是	否	是
样本量	168,840	168,840	168,840	168,840	168,840	168,840
R^2	0.007	0.654	0.007	0.659	0.008	0.591

注：括号内为 t 统计量，*、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平；下表同。

就控制变量而言，在控制国家对固定效应和时间固定效应后，贸易双方市场规模、互联网出口国内普及率以及各自的研发创新能力对数字行业出口国内增加值具有显著促进作用。这是因为双边市场规模越大，数字行业的出口供给和进口需求也越大，从而有利于数字行业的发展。经济自由度差距的系数在 1% 水平上显著为负，与预期相符，说明贸易伙伴之间营商环境的差距越大，开展贸易的阻力和成本就越高，越不利于数字贸易开展。假说 1 成立。

（二）稳健性检验

1. 替换核心解释变量

在基准回归分析中，特征向量中心度的计算将邻接矩阵赋值为 0 和 1 的二值虚

拟变量，没有反映各国签订数字贸易规则数量多寡带来的差异性。为了解决上述方法的度量误差，本文基于公式（5），构建加权特征向量中心度指标（ $\ln w_{ij} Eigenve_i$ ）进行稳健性检验。

$$w_{ij} Eigenve_i = x_i = \frac{1}{\lambda} \sum_j^n w_{ij} b_{ij} x_j$$

(5)

其中， $w_{ij} Eigenve_i$ 是加权特征向量中心度， w_{ij} 是节点*i*与节点*j*之间的连接权重，反映两国之间签署包含数据跨境流动条款的区域贸易协定数量带来的差异化影响。其他指标含义与前文一致。

表4列（1）~列（3）结果显示，加权特征向量中心度的回归系数显著为正，相较于基准回归并未发生实质性改变，说明在RTAs数据跨境流动规则网络中，一国越居于网络的枢纽地位，对该国数字行业价值链贸易的开展越有利。本文基准回归结果具有稳健性。

2. 替换被解释变量

本文基准回归以数字行业出口国内增加值、中间品贸易和最终品贸易作为被解释变量。事实上，上述3个指标均为数字行业总出口的构成部分。为进一步验证RTAs数据跨境流动规则网络对数字行业出口的影响，本文将上述3个指标替换为数字行业总出口指标。估计结果如表4列（4）所示，核心解释变量系数依然在1%水平上显著为正，与基准回归结果一致。

表 4 稳健性检验 1

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	增加值	最终品	中间品	总出口
$\ln w_{ij} Eigenve$	0.015*** (5.09)	0.012*** (4.79)	0.019*** (6.19)	
$\ln Eigenve$				0.424*** (4.59)
$\ln gdp_i$	0.435*** (15.72)	0.357*** (14.58)	0.274*** (9.51)	0.206*** (5.61)
$\ln gdp_j$	0.063*** (7.61)	0.075*** (10.16)	0.061*** (7.05)	0.358*** (9.77)
$\ln ict_i$	0.047*** (5.66)	0.037*** (5.04)	0.034*** (3.89)	0.060*** (5.79)
$\ln ict_j$	0.059*** (6.94)	0.059*** (7.78)	0.056*** (6.25)	0.041*** (4.06)
$\ln paten_i$	0.053*** (6.24)	0.051*** (6.71)	0.052*** (5.88)	0.051*** (4.64)
$\ln paten_j$	-0.003*** (-4.17)	-0.002*** (-3.29)	-0.003*** (-3.92)	0.049*** (4.46)
efd	0.435*** (15.72)	0.357*** (14.58)	0.274*** (9.51)	-0.016*** (-23.13)
$_{-cons}$	-17.836*** (-18.52)	-16.505*** (-19.37)	-11.582*** (-11.52)	-13.361*** (-10.50)
国家对效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
样本量	168,840	168,840	168,840	152,760
R^2	0.654	0.659	0.591	0.533

3. 缩尾检验

考虑到数字行业贸易额及各国RTAs数据跨境流动规则网络位置可能存在异常值，为避免极端值对回归结果造成扰动，本文借鉴许亚云等（2020）的方法，对所有时变变量进行1%水平双边缩尾处理，回归结果见表5列（1）~列（3）。在剔除样本异常值之后，RTAs数据跨境流动规则网络中心位置对数字行业增加值贸易、最终品贸易及中间品贸易的影响与基准回归结果基本一致，说明RTAs数据跨境流动规则网络对数字行业的影响具有稳健性，不受极端值影响。

表 5 稳健性检验 2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	增加值	最终品	中间品	增加值	最终品	中间品
$\ln Eigenve$	0.649*** (6.58)	0.657*** (7.33)	0.619*** (5.95)	0.871*** (5.57)	0.725*** (5.24)	0.883*** (5.45)
$\ln gdp_i$	0.346*** (12.95)	0.315*** (12.99)	0.223*** (7.90)	0.341*** (6.37)	0.365*** (7.69)	0.307*** (5.53)
$\ln gdp_j$	0.383*** (14.41)	0.340*** (14.10)	0.252*** (8.99)	0.404*** (7.57)	0.366*** (7.77)	0.244*** (4.43)
$\ln ict_i$	0.035*** (4.52)	0.048*** (6.78)	0.040*** (4.81)	0.052*** (3.17)	0.057*** (3.90)	0.056*** (3.25)
$\ln ict_j$	0.030*** (3.99)	0.023*** (3.36)	0.021*** (2.66)	0.069*** (4.32)	0.044*** (3.15)	0.064*** (3.87)
$\ln paten_i$	0.020** (2.33)	0.034*** (4.36)	0.019** (2.07)	0.050*** (3.04)	0.080*** (5.46)	0.053*** (3.12)
$\ln paten_j$	0.028*** (3.21)	0.026*** (3.34)	0.034*** (3.71)	0.058*** (3.55)	0.040*** (2.77)	0.067*** (3.91)
efd	-0.004*** (-5.71)	-0.002*** (-3.83)	-0.004*** (-5.34)	-0.002 (-1.19)	-0.001 (-0.51)	-0.002 (-1.49)
$_{-cons}$	-17.529*** (-18.06)	-16.057*** (-18.23)	-11.173*** (-10.91)	-18.466*** (-10.01)	-18.523*** (-11.34)	-13.729*** (-7.19)
国家对效应	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是
样本量	168,840	168,840	168,840	40,200	40,200	40,200
R^2	0.645	0.653	0.583	0.653	0.656	0.598

4. 重新划定样本区间

区域贸易协定的贸易效应可能存在滞后性，连续年份的面板数据可能无法充分反映区域贸易协定带来的贸易调整（林僖和鲍晓华，2018）。为排除 RTAs 数据跨境流动规则网络滞后性对回归结果的影响，本文借鉴 Anderson 和 Yotov（2016）的方法，以 5 年为界限重新划定样本区间。表 5 列（4）~ 列（6）结果显示，在重新划定样本区间后，RTAs 数据跨境流动规则网络枢纽地位对数字行业各指标的影响依然在 1% 水平上显著为正，说明本文回归结果较为稳健。假说 1 成立。

（三）内生性处理

反向因果是导致内生性问题的普遍原因。RTAs 数据跨境流动规则网络位置对数字行业发展具有促进作用，与此同时，贸易伙伴之间数字行业的高频贸易也可能导致相应经济体签署更多包含数据跨境流动规则的区域贸易协定，从而提高其枢纽地位。因此，解决反向因果问题对验证基准结果的稳健性具有重要意义。

工具变量是解决反向因果的有效方法。本文借鉴郑枫和彭羽（2023）的方法，以 RTAs 数据跨境流动规则网络地位的滞后一期作为工具变量进行回归分析，表 6 列（1）~ 列（3）的回归结果与基准回归结果一致，但系数远大于基准回归结果，说明 RTAs 数据跨境流动规则网络对数字行业出口的影响存在较为明显的滞后效

应。Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 p 值为 0，拒绝工具变量识别不足的原假设；Cragg-Donald Wald F 统计量的值远大于 10，拒绝弱工具变量假设，说明以核心解释变量的滞后期作为工具变量有效。

遗漏变量也是导致内生性问题的主要原因。尽管本文在模型设定中已经控制时间固定效应和国家对固定效应，但依然无法完全消除遗漏变量可能导致的内生性问题。本文网络指标的构建以数据跨境流动规则为基础，可能忽视了其他数字贸易规则给数字行业价值链贸易带来的影响。为排除遗漏其他数字贸易条款可能导致的内生性，本文参考殷凤等（2023）的做法，在基准模型中加入其他数字贸易规则的深度指标（ $qtdepth$ ）作为控制变量，形成对特征向量中心度指标的补充。表 6 列（4）～列（6）表明，加入其他数字贸易规则深度指标后，特征向量中心度的系数依然显著为正。

表 6 内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	增加值	最终品	中间品	增加值	最终品	中间品
$\ln Eigenve$	2.943*** (33.97)	2.804*** (35.20)	2.620*** (30.39)	0.476*** (6.07)	0.463*** (6.67)	0.460*** (5.62)
$qtdepth$				-0.004 (-1.36)	-0.006** (-2.06)	-0.003 (-0.90)
$_{-cons}$	-29.052*** (-138.66)	-26.765*** (-139.78)	-26.441*** (-126.99)	-17.619*** (-18.40)	-16.367*** (-19.31)	-11.184*** (-11.19)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家对效应	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM	0.000	0.000	0.000			
Cragg-Donald Wald F	1.7e+05	1.7e+05	1.7e+05			
样本量	111,272	111,539	111,368	168,840	168,840	168,840
R^2	0.474	0.463	0.432	0.654	0.659	0.591

（四）时间动态效应

考虑到 RTAs 数据跨境流动规则网络的形成对数字行业产生影响需要时间，本文参考彭羽和郑枫（2022）的方法，使用核心解释变量的滞后 3 期和滞后 5 期进行回归分析，考察 RTAs 数据跨境流动规则网络在短期和中期对数字行业的影响，同时在基准回归模型中加入滞后 10 期变量，考察 RTAs 数据跨境流动规则网络对数字行业的动态变化和长期趋势。表 7 结果显示，无论是数字行业的出口国内增加值，还是数字行业的最终品贸易以及中间品贸易，滞后 3 期和滞后 5 期的 RTAs 数据跨境流动规则网络中心度均在 1% 水平上显著为正。就长期影响而言，RTAs 数据跨境流动规则的网络位置在第 10 年依然对数字贸易有促进效应。

具体而言，与基期相比，RTAs 数据跨境流动规则网络地位对出口国内增加值的影响呈现先增后降的倒 U 型趋势，系数在滞后 3 期达到峰值之后开始衰减，且滞

后 10 期系数依然显著为正，说明其对数字行业出口国内增加值的影响具有长期累积效应。一国数字行业可以在短期直接享受 RTAs 数据跨境流动规则网络地位带来的贸易促进效应，中期阶段企业可以通过调整生产方式、优化产业结构实现出口国内增加值的提升，且这一效应长期有效。就最终品贸易而言，RTAs 数据跨境流动规则网络对最终品贸易的影响整体呈下降趋势，这是因为 RTAs 数据跨境流动规则的签署通过降低信息搜寻成本、合规成本对数字行业最终品贸易产生直接影响，但随着网络枢纽地位的固化，中心节点的贸易效应出现边际递减。就中间品贸易而言，RTAs 数据跨境流动规则网络的枢纽地位对数字行业中间品贸易的影响在滞后 5 期时达到峰值。总体而言，RTAs 数据跨境流动规则网络地位对最终品贸易的影响在基期达到最大，对中间品贸易的影响在中期最大，对出口国内增加值贸易的影响在短期最大。

表 7 时间动态效应检验

变量	L3.lnEigenve	L5.lnEigenve	L10.lnEigenve
增加值	0.491*** (5.16)	0.449*** (-4.69)	0.432*** (-4.52)
最终品	0.422*** (5.01)	0.395*** (-4.66)	0.390*** (-4.57)
中间品	0.499*** (-5.23)	0.541*** (-5.7)	0.439*** (-4.69)

五、异质性分析

（一）行业类型异质性

考虑到不同数字行业对 RTAs 数据跨境流动措施的敏感度可能存在差异，本文使用分组回归法考察 4 类数字行业。表 8 结果显示，RTAs 数据跨境流动规则网络地位在 1% 水平上显著促进了 4 类数字行业的发展，且对 3 种数字行业出口存在较明显的异质性。具体而言，对数字行业出口国内增加值和最终品贸易而言，数字交付受 RTAs 数据跨境流动规则网络地位的促进效应均大于基准回归；对数字行业中间品贸易而言，数字交付受 RTAs 数据跨境流动规则网络地位的影响作用小于基准回归结果。这可能是因为数字交付以线上交付服务为主要贸易载体，其生产和交付过程主要以服务而非实物形式的中间品为主要投入形式，因此对一国出口国内增加值和最终品贸易的影响大于中间品贸易。假说 2 成立。

（二）地理区域异质性

表 8 数字行业异质性分析

变量		数字基础设施	数字内容	数字交付	电子商务
增加值	lnEigenve	0.438*** (3.52)	0.483*** (10.44)	0.461*** (3.74)	0.455*** (9.74)
最终品	lnEigenve	0.460*** (3.74)	0.363*** (8.79)	0.520*** (5.77)	0.417*** (9.12)
中间品	lnEigenve	0.506*** (3.81)	0.477*** (10.09)	0.266* (1.81)	0.546*** (11.23)
控制变量		是	是	是	是
国家对效应		是	是	是	是
年份效应		是	是	是	是
样本量		42,210	42,210	42,210	42,210

则网络对数字行业的差异化影响，根据贸易协定的缔约方是否属于同一大陆板块，本文将全部样本划分为区域内规则网络和跨区域规则网络。如果缔约方属于同一大陆板块，则认为 RTAs 数据跨境流动规则网络属于区域内规则网络， rc 赋值为 1；反之则为跨区域规则网络， rc 赋值为 0。表 9 交互项（ $\ln Eigenve \times rc$ ）的估计系数显著为正，说明无论对数字行业出口国内增加值、最终品贸易还是中间品贸易，RTAs 数据跨境流动规则网络都有利于数字行业发展。这可能是由于处于相同区域的经济体在地理、文化、制度等方面更为相似，有助于促进彼此之间数字行业价值链的分工与协作。假说 2 成立。

表 9 贸易协定异质性

变量	增加值	最终品	中间品
$\ln Eigenve$	0.416*** (5.34)	0.400*** (5.80)	0.415*** (5.10)
$\ln Eigenve \times rc$	0.473*** (4.71)	0.441*** (4.96)	0.370*** (3.53)
$-cons$	-17.847*** (-18.63)	-16.595*** (-19.58)	-11.359*** (-11.36)
控制变量	是	是	是
国家对效应	是	是	是
年份效应	是	是	是
样本量	168,840	168,840	168,840
R^2	0.654	0.659	0.591

（三）发展水平异质性

根据世界银行对各国收入水平的分组，本文将高收入国家视为发达经济体，将中高收入国家、中低收入国家和低收入国家视为发展中经济体，从而将样本国家划分为 41 个发达经济体和 25 个发展中经济体。如果出口国与进口国同为发达经济体或发展中经济体，则将经济发展差距（ fz ）赋值为 0，否则赋值为 1，通过将其与核心解释变量交乘纳入基准回归模型，探究贸易伙伴发展水平差距对数字行业价值链贸易的影响。表 10 列（1）~ 列（3）结果显示，交乘项系数显著为负，说明贸易伙伴之间的发展差距对数字行业价值链贸易具有显著负面作用。原因可能在于，进出口经济体之间的发展水平差距越大，贸易伙伴供需错配导致双方在数字行业领域签署贸易协定、开展贸易往来的可能性越低，从而对数字贸易产生阻碍作用。

（四）金融危机异质性

2008 年金融危机对全球进出口贸易产生剧烈影响。为探究金融危机对数字行业价值链贸易的影响，本文参考吕越等（2022）的方法，将 2008 年之前的年份赋值为 0，2008 年及之后年份赋值为 1，将金融危机（ $cris$ ）与特征向量中心度的交乘项纳入基准回归模型。表 10 列（4）~ 列（6）显示，交乘项系数在 1% 水平上显著为正，说明金融危机爆发后，RTAs 数据跨境流动规则网络可以在一定程度上缓解金融危机的负面影响，促进各国数字行业价值链贸易。假说 2 成立。

六、影响机制分析

（一）研发创新机制分析

研发创新可以降低生产成本、提高生产效率和塑造一国比较优势。为验证研发

表 10 发展水平和金融危机异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	增加值	最终品	中间品	增加值	最终品	中间品
$\ln Eigenve$	0.781*** (8.20)	0.779*** (9.24)	0.804*** (8.08)	0.297*** (3.74)	0.290*** (4.12)	0.271*** (3.26)
$\ln Eigenve \times fz$	-0.786*** (-5.80)	-0.828*** (-6.90)	-0.868*** (-6.13)			
$\ln Eigenve \times cris$				0.757*** (8.88)	0.701*** (9.29)	0.833*** (9.35)
$_{-cons}$	-17.778*** (-18.57)	-17.778*** (-18.57)	-17.778*** (-18.57)	-20.830*** (-20.39)	-19.356*** (-21.41)	-14.699*** (-13.78)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家对效应	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是
样本量	168,840	168,840	168,840	168,840	168,840	168,840
R^2	0.654	0.654	0.654	0.654	0.659	0.591

机制对数字行业价值链贸易的影响,本文参考刘慧和綦建红(2021)的研究,以出口国*i*年份*t*研发投入占GDP的比重作为研发创新的代理变量,通过在基准模型中加入研发创新变量以及研发创新与核心解释变量的交乘项,考察RTAs数据跨境流动规则网络基于研发创新效应对数字行业价值链贸易的影响。

由于交乘项的系数仅能证明研发创新的调节作用,不足以证明潜

在的垂直传导关系,本文参考铁瑛和蒙英华(2020)的研究,在表11列(1)汇报RTAs数据跨境流动规则网络地位对研发创新的影响,可以看到,RTAs数据跨境流动规则网络地位可以显著促进出口国的研发创新,在同时控制国家对固定效应和时间固定效应后,列(2)~列(4)交乘项系数显著为正,即RTAs数据跨境流动规则网络对高研发创新型国家数字行业价值链贸易的促进作用更显著。假说3成立。上述结果说明,随着出口国研发创新能力的不断提升,RTAs数据跨境流动规则网络地位会借助出口国的创新能力对数字行业出口国内增加值、最终品贸易和中间品贸易产生更积极的作用。

(二) 价值链步长机制分析

平均生产长度是一个国家或部门的初始投入(增加值)到另一个国家或部门的

表 11 研发创新机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln yfi$	增加值	最终品	中间品
$\ln Eigenve \times \ln yfi$		0.122*** (2.82)	0.101*** (2.63)	0.047 (1.04)
$\ln Eigenve$	0.125*** (10.83)	1.038*** (4.68)	0.916*** (4.67)	0.670*** (2.89)
$\ln yfi$		0.061*** (3.60)	0.079*** (5.26)	0.038*** (2.14)
$_{-cons}$	2.958*** (20.79)	-17.686*** (-18.43)	-16.526*** (-19.47)	-11.265*** (-11.24)
控制变量	是	是	是	是
国家对效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
样本量	168,840	168,840	168,840	168,840
R^2	0.994	0.654	0.659	0.591

最终产品之间经历的平均阶段数量。平均生产长度可以分为前向生产长度 (*plv*) 和后向生产长度 (*ply*)，其中前向价值链生产步长是指要素投入在下游环节被计入增加值的次数，可以反映一国或部门参与下游生产阶段的次数或分工程度（龙飞扬和殷凤，2021）。本文借鉴吕越等（2022）的思路，以出口国数字行业前向价值链步长作为机制变量与核心解释变量进行交乘，考察 RTAs 数据跨境流动规则

表 12 前向生产步长机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnplv	增加值	最终品	中间品
lnEigenve × lnplv		-5.480*** (-3.37)	-8.239*** (-5.72)	-4.695*** (-2.75)
lnEigenve	-0.009*** (-6.76)	5.340*** (3.08)	8.316*** (5.42)	4.501** (2.48)
lnplv		-0.347* (-1.94)	-0.393** (-2.48)	-0.373** (-1.99)
_cons	0.749*** (40.75)	-18.198*** (-15.56)	-17.004*** (-16.43)	-10.079*** (-8.23)
控制变量	是	是	是	是
国家对效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
样本量	138,928	138,928	138,928	138,928
R ²	0.827	0.532	0.525	0.473

网络地位通过价值链步长对数字行业的影响。由于 OECD-TiVA 数据库有关价值链步长的数据仅到 2018 年，因此，对生产链条机制检验的样本时间为 2000~2018 年。

表 12 列（1）说明，RTAs 数据跨境流动规则网络地位可以显著抑制前向价值链的生产步长，这与当前价值链短链化、区域化、集团化的趋势一致。在控制国家和时间固定效应后，列（2）~ 列（4）交乘项系数显著为负，说明前向价值链长度弱化了 RTAs 数据跨境流动规则网络地位对数字行业价值链贸易的促进作用，过长的前向分工步长不利于发挥网络地位的数字贸易促进效应。假说 4 成立。

七、结论与建议

本文使用社会网络分析法，从数字行业出口国内增加值、最终品贸易和中间品贸易 3 个视角，探索了 RTAs 数据跨境流动规则网络地位对 66 个国家 2000~2020 年数字行业价值链贸易的影响，结论如下：（1）无论从最终品贸易角度、中间品贸易角度还是出口国内增加值角度，RTAs 数据跨境流动规则网络地位对数字行业出口均具有显著促进作用，越居于网络枢纽地位，对数字行业出口的促进作用越大，且这一影响存在时间累积效应；（2）异质性分析显示，RTAs 数据跨境流动规则网络地位对数字行业的影响存在行业类型、贸易协定地理区域分布、贸易伙伴经济发展差距和金融危机异质性；（3）机制检验发现，RTAs 数据跨境流动规则网络通过提升出口国的研发创新、缩短前向生产链步长对数字行业出口施加影响。

以上研究结论对中国参与全球数据治理、提高数字行业国际竞争力具有参考意义。第一，有序缔结贸易协定，构建以中国为枢纽的数据跨境流动规则网络。政策制定者可以积极争取布局数据跨境流动规则网络的枢纽地位，通过与具有高网络节点的国家有序缔结包含数据跨境流动规则的贸易协定，构建以中国为枢纽的网络结构，促进中国数字行业价值链贸易发展，提高数字贸易的国际竞争力。第二，深化数据

跨境流动领域制度型开放,加速推动区域经济一体化。RTAs 数据跨境流动规则具有示范效应,中国要积极对接高标准数据跨境流动规则,持续深化数据领域的制度型开放,融入和引领全球数据治理。中国在缔结包含数据跨境流动规则的贸易协定时,可以 RCEP 为依托,以“一带一路”建设为支点,深挖与 RCEP 国家和“一带一路”沿线国家的数字经济合作,通过加速推动区域经济一体化进程,扩大中国数据跨境流动规则的区域影响力。第三,加大对数字行业的研发投入,提升数字行业国际竞争力。中国要加大对数字行业的研发投入,尤其是基础行业的研发工作,为提升中国数字出口增加值和国际竞争力注入动力。与此同时,要积极发挥数据要素和平台经济带来的去中介化效应,实现数字价值链贸易的弯道超车。

参考文献:

- [1] 陈寰琦. 签订“跨境数据自由流动”能否有效促进数字行业——基于 OECD 服务贸易数据的实证研究 [J]. 国际经贸探索, 2020,36(10).
- [2] 陈紫若等. 全球贸易协定网络对国际创新活动的不对称影响——基于制度环境的视角 [J]. 中国工业经济, 2022,(4).
- [3] 程大中. 全球价值链网络演进与中国创新增长 [J]. 人民论坛·学术前沿, 2022,(7).
- [4] 邓慧慧等. RTAs 框架下数字贸易规则深化对增加值贸易的影响 [J]. 国际商务 (对外经济贸易大学学报), 2024,(4).
- [5] 东艳. 区域经济一体化新模式——“轮轴—辐条”双边主义的理论与实证分析 [J]. 财经研究, 2006,(9).
- [6] 郭周明, 裘莹. 数字经济时代全球价值链的重构: 典型事实、理论机制与中国策略 [J]. 改革, 2020,(10).
- [7] 李良琼. 社会网络方法及其在决策中的运用 [M]. 沈阳: 辽宁大学出版社, 2018.
- [8] 李向阳. 区域经济合作中的小国战略 [J]. 当代亚太, 2008,(3).
- [9] 李正彪, 陈晔婷. 跨境数据流动限制对制造业价值链攀升的影响研究 [J]. 宏观经济研究, 2023,(4).
- [10] 廖欢, 王义桅. 中美大国竞争视角下的美国全球数字战略研究 [J]. 中国科技论坛, 2024, (6).
- [11] 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, 2018,53(1).
- [12] 刘斌, 甄洋. 数字行业规则与研发要素跨境流动 [J]. 中国工业经济, 2022,(7).
- [13] 刘慧, 綦建红. FTA 网络的企业创新效应: 从被动嵌入到主动利用 [J]. 世界经济, 2021,44(3).
- [14] 龙飞扬, 殷凤. 制造业全球生产分工深化能否提升出口国内增加值率 [J]. 国际贸易问题, 2021,(3).
- [15] 吕越等. FTA 深度与全球价值链网络发展——基于增加值贸易视角的测度与分析 [J]. 世界经济与政治论坛, 2022,(1).
- [16] 马涛, 刘秉源. 跨境数据流动、数据要素价值化与全球数字贸易治理 [J]. 国际经济评论, 2024,(2).
- [17] 彭羽, 郑枫. “一带一路”沿线 FTA 与出口二元边际: 基于网络分析视角 [J]. 世界经济研究, 2022,(4).
- [18] 彭羽等. RCEP 跨境数据流动规则对中国经济影响的模拟 [J]. 数量经济技术经济研究, 2022,(12).
- [19] 史本叶, 齐瑞卿. 数字行业规则网络对数字服务出口的影响 [J]. 世界经济研究, 2023,(3).
- [20] 铁瑛, 蒙英华. 移民网络、国际贸易与区域贸易协定 [J]. 经济研究, 2020,55(2).
- [21] 王岚, 程志宙. 数字化投入、本土市场规模与服务业价值链复杂程度 [J]. 国际贸易问题, 2023,(8).
- [22] 谢康等. 大数据成为现实生产要素的企业实现机制: 产品创新视角 [J]. 中国工业经济, 2020,(5).
- [23] 许宪春, 张美慧. 中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角 [J]. 中国工业经济, 2020,(5).
- [24] 杨碧丹, 彭羽. 区域数字贸易规则网络地位对服务出口复杂度的影响 [J]. 亚太经济, 2024,(4).
- [25] 杨继军. 增加值贸易对全球经济联动的影响 [J]. 中国社会科学, 2019,(4).
- [26] 殷凤等. 区域贸易协定中数据流动规则深化对服务出口国内增加值的影响 [J]. 国际贸易问题, 2023,(1).

- [27] 詹晓宁, 欧阳永福. 数字经济下全球投资的新趋势与中国利用外资的新战略 [J]. 管理世界, 2018, 34(3).
- [28] 张天顶, 龚同. FTA 网络中心枢纽如何影响增加值网络重构?: 基于本土化、区域化和多元化的视角 [J]. 世界经济研究, 2023, (6).
- [29] 张志明等. 区域贸易协定深化与亚太价值链合作模式重塑: 基于分工复杂度视角 [J]. 世界经济研究, 2023, (1).
- [30] 张先锋等. 数据跨境流动规则如何影响制造业全球价值链分工地位 [J]. 国际贸易问题, 2024, (4).
- [31] 赵立斌, 张梦雪. 全球数字服务业技术跨国溢出网络格局的时空演化 [J]. 国际商务研究, 2024, 45(4).
- [32] 周念利, 陈寰琦. RTAs 框架下美式数字行业规则的数字行业效应研究 [J]. 世界经济, 2020, 43(10).
- [33] 郑枫, 彭羽. FTA 深度与国家出口产品质量: 条款异质性视角 [J]. 世界经济研究, 2023, (4).
- [34] Anderson, J. E., Yotov, Y. V. Terms of Trade and Global Efficiency Effects of Free Trade Agreements, 1990–2002 [J]. Journal of International Economics, 2016, 99.
- [35] Baldwin, R. E. The Spoke Trap: Hub and Spoke Bilateralism in East Asia [R]. KIEP CNAEC Research Series 04–02, 2004.
- [36] Ballester, C., et al. Who's Who in Networks. Wanted: The Key Player [J]. Econometrica, 2006, 74(5).
- [37] Burri, M., Polanco, R. Digital Trade Provisions in Preferential Trade Agreements: Introducing a New Dataset [J]. Journal of International Economic Law, 2020, 23(1).
- [38] Burt, R. S. Neighbor Networks: Competitive Advantages Local and Personal [M]. New York: Oxford University Press, 2010.
- [39] Elsig, M., Klotz, S. Digital Trade Rules in Preferential Trade Agreements: Is There a WTO Impact? [J]. Global Policy, 2021, 12(S4).
- [40] González, J. L., Jouanjean, M. A. Digital Trade: Developing a Framework for Analysis [R]. OECD Trade Policy Papers, No. 205, 2017.
- [41] Park, J. H., Kim, B. K. Why Your Neighbor Matters: Positions in Preferential Trade Agreement Networks and Export Growth in Global Value Chains [J]. Economics & Politics, 2020, 32.
- [42] Van der Marel, E., Ferracane M. F. Do Data Policy Restrictions Inhibit Trade in Services? [J]. Review of World Economics, 2021, 157(4).

RTAs Data Cross-border Flow Rules on Digital Industry Value Chain Trade

GAO Hongwei

Abstract: Characterizing the cross-border data flow network of RTAs based on social network analysis, using the OECD-TiVA database, this paper explores the influence and mechanism of the network status of RTAs data cross-border flow rules in 66 countries on the value chain trade of digital industry from 2000 to 2020. It is found that the network hub status of RTAs data cross-border flow rules has a significant promotion effect on final goods trade, intermediate goods trade and export domestic value added in the digital industry, and this impact has a cumulative effect over time. Heterogeneity analysis shows that the impact of RTAs data cross-border rule network on value chain trade is characterized by the heterogeneity of digital industry type, geographic distribution of contracting parties, and economic development level of trading partners, and the data cross-border rule network can alleviate the inhibition effect of financial crisis on digital industry value chain trade. The mechanism test shows that RTAs data rule network can promote the development of digital industry through two channels of R&D innovation and shortening the step length of forward value chain. This paper provides a reference for China to participate in global data governance and improve the international competitiveness of the digital industry.

Keywords: regional trade agreement; data cross-border flow rules network; digital industry; value chain trade

(责任编辑: 梁丽华)