

规制融合对数字贸易的影响： 基于 WIOD 数字内容行业的检验

刘 斌 甄 洋 李小帆*

内容提要 数字贸易已成为当前全球贸易新的增长点。本文基于2000–2014年世界投入产出表,分析了规制融合对数字贸易的影响。结果表明:规制融合主要通过降低贸易成本,增强双边网络效应和缩短制度距离促进了数字贸易增长。从行业异质性看,规制融合对影视音乐行业数字贸易的促进作用最大,而对电信业和信息服务业的促进作用相对较小。从模板异质性看,尽管“美式模板”标准更高,但相较于“欧式模板”,美式模板并没有对数字贸易表现出更强的促进作用。总之,为促进数字贸易的发展,在多边和双边谈判中应积极促进达成数字贸易章节,并提出符合自身利益诉求的“中式模板”。

关键词 规制融合 数字贸易 影响效应

一 引言

美国国际贸易委员会(United States International Trade Commission,USITC)将数字贸易定义为通过信息网络传输完成产品和服务交易的商业活动。而美国贸易代表办

* 刘斌、李小帆:对外经济贸易大学中国WTO研究院;甄洋(通讯作者):复旦大学世界经济系 上海市杨浦区武东路57号复旦大学北苑45号楼502 200433。电子信箱:liubin@uibe.edu.cn(刘斌);yzhen20@fudan.edu.cn(甄洋);XIAOFANLI@uibe.edu.cn(李小帆)。

作者感谢国家自然科学基金“制造业投入服务化、服务贸易壁垒与国际生产分割”(71973025)、对外经济贸易大学杰出青年学者资助项目(19JQ08)以及对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金“逆全球化背景下跨境电商与全球价值链重构:国际经验”与“中国方案”(CXTD10-11)的资助,感谢匿名审稿人的意见建议。当然,文责自负。

世界经济* 2021年第7期 • 3 •

公室(United States Trade Representative, USTR)认为数字贸易是一个广泛概念,不仅包括最终消费品在互联网上的销售和在线服务的提供,还包括实现全球价值链的数据流和实现智能制造的服务流等。比如,通过跨境中医咨询平台,中国可以向欧美地区提供中医服务;通过亚马逊或天猫等电商平台,欧洲居民可以买到来自美国和中国的产品,这些商业活动都应属于数字贸易范畴。随着数字技术在国际贸易中的广泛应用,数字贸易在全球飞速发展。据 USITC 发布的报告显示,截至 2018 年,全球电子商务在过去 5 年中增长了 44%,规模达到了 28 万亿美元。2019 年年底暴发的新冠疫情使全球经济和国际贸易遭受巨大冲击,数字贸易却在此次疫情中展现出自身独特优势。相较于传统贸易形式,数字贸易能克服“面对面”贸易的局限性,不受边境隔离的影响,打破物理时空的固定时间规制与空间到场的硬约束。后疫情时期,数字贸易将进入发展的“快车道”。

在全球数字贸易高速增长背景下,世界贸易组织(World Trade Organization, WTO)各成员在 2019 年同意开展电子商务多边谈判,并签署《关于电子商务的联合声明》。不过,目前数字贸易仍没有形成全球统一规则。在全球电子商务规则缺位情况下,贸易伙伴之间通过签署区域贸易协定(Regional Trade Agreement, RTA)制定相关规则,从双边和区域层面促进数字贸易发展。由于基本国情和贸易诉求存在差异,世界各经济体所主张的数字贸易规则并不一致,美国更强调数字产品内容进入他国市场的非歧视待遇以及信息和数据跨境的自由流动,倡导数据存储的非强制本地化;而欧盟对跨境数据流动的开放度要求较低,倡议数据存储本地化,加强对个人信息的保护;中国则在实现网络安全的基础上,强调发展中国家的利益。诉求的差异性导致规制难以实现有效融合,反而提高了数字贸易壁垒。2019 年法国政府曾宣布将向 Google、Amazon 及 Facebook 等 30 余家全球互联网巨头征收数字服务税,作为回应,2019 年 7 月,美国政府宣布对法国数字服务税发起“301 调查”。

据中国自由贸易区服务网统计,截至 2020 年 10 月,中国已经和 25 个国家或地区签订了 18 个自由贸易协定(Free Trade Agreement, FTA)。从已经签署的 FTA 来看,中国和澳大利亚、韩国以及格鲁吉亚签署的 FTA 涉及电子商务章节等数字贸易规则,而和东盟、智利、冰岛、瑞士、新西兰等大多数国家或地区缔结的 FTA 不涉及这一议题。在全球数字贸易规则尚不完善的背景下,规制融合能否促进全球数字贸易?美式模板和欧式模板哪个更能促进数字贸易的进行,中国在规则制定时应该倾向于哪种模板?上述问题都值得深入思考。本文基于世界投入产出数据库(World Input-Output Database, WIOD)、RTA 数据库及 CEPII 数据库,研究了规制融合对数字贸易的影响。本文

后续安排如下:第二部分进行文献综述,第三部分是理论模型,第四部分是典型事实,第五到第七部分分别为计量模型、基准回归及机制检验,第八部分进行扩展分析,最后是结论与政策建议。

二 文献综述

在2008年全球金融危机后,贸易保护主义抬头,多边贸易谈判陷入停滞,区域贸易协定却如“雨后春笋”般增长,研究RTA对贸易影响的文献也在不断增加。传统上关于RTA经济效应的研究更多关注贸易创造和贸易转移效应,Viner(1950)分析了局部均衡下的贸易效应,并指出RTA的达成提高了成员的市场准入程度,关税变化引致的价格差异减少了本国的低效率生产和非成员国的高效率生产,进而增加了成员间的贸易。Cernat(2001)在引力模型中构造了“协定内”和“协定外”两个新变量,有效区分了贸易创造效应和贸易转移效应,发现相较于发达经济体的区域贸易协定,新兴经济体之间的区域贸易协定不会产生更大的贸易转移效应。RTA文本的内容宽泛,涉及议题众多,不同条款章节对贸易和经济的影响也有所不同。韩剑等(2018)的研究表明,含有知识产权保护条款的RTA提高了中国知识产权密集型产品的贸易量,特别对专利密集型和版权密集型产品的贸易增长影响更大。上述研究大多将RTA看作是同质的(以虚拟变量的形式引入模型),所得结论也近乎一致,但众所周知,由于不同条款的开放承诺程度并不相同,RTA同质性假定存在一定问题。当前部分学者尝试对RTA进行异质性分析,Horn *et al.* (2010)对RTA的“WTO+”和“WTO-X”条款进行了定义和分类;盛斌和果婷(2016)在此基础上指出亚太地区达成的RTA对于“第一代”贸易议题(WTO+)的覆盖率和承诺率高于“第二代”贸易议题(WTO-X),提高“第二代”贸易议题的覆盖率有助于削减边界内贸易壁垒进而促进国际贸易的发展。

上述文献的研究视角主要聚焦于“第一代”和“第二代”贸易议题,但近年来数字贸易成为国际贸易的新业态。Weber(2010)较早提出了数字贸易的概念,它是指通过互联网等电子化手段传输有价值产品或服务的商业活动。伴随着经济全球化和全球信息化的深化,数字贸易在全球蓬勃发展,成为传统贸易在数字经济时代的扩展和延伸。OECD(2017)明确了数字贸易测算的概念框架,认为数字贸易可以从数字订购(如来自企业和住户调查的信息或来自产品贸易统计的信息)、数字平台(如Uber、Amazon、eBay及Alibaba)以及数字传递(如大数据等ICT行业)进行统计。

数字技术的广泛应用促进了传统货物贸易和服务贸易的发展。Freund and Wein-

hold(2004)早在21世纪初就从国家层面考察了互联网对国际贸易的影响,Choi(2010)则进一步考察了互联网对服务贸易的促进作用。裴长洪和刘斌(2020)指出数字技术提高了服务的可贸易性,可以激发中国服务贸易的后发优势。在OECD指标度量的基础上,涌现出大量有关数字贸易的经验研究。Lendle *et al.* (2016)基于eBay等数字平台数据研究发现,相较于线下交易,距离在线上交易中已“不再重要”,但Kim *et al.* (2017)利用私企数据证明了距离在跨境电商中仍然起着显著负面作用。Javier and Janos(2018)使用信息和通信技术行业的贸易数据度量数字贸易,强调了市场开放对数字贸易的重要性。

此外,还有学者关注数字贸易规则问题。Sacha(2003)很早就提出了美国要从双边、区域和多边多维度构建数字贸易规则,促进数字贸易自由化。Weber(2010)认为WTO并没有为数字贸易规则提供一个完整的法律框架,造成数字贸易在多边贸易体制中出现“缺位”问题。全球数字贸易规则存在欧式和美式两种模板,反映出美欧在数字贸易领域不同的利益诉求。李杨等(2016)指出美式模板聚焦于跨境数据的自由流动和数据存储的非强制本地化。周念利和陈寰琦(2018)认为欧式模板在“隐私保护”和“视听例外”两个核心问题上立场坚定。

与已有文献相比,本文可能的改进之处在于:首先,研究区域贸易协定对国际贸易影响的文章虽然很多,但研究数字贸易(电子商务)条款经济影响的文献并不多见,而且当前与数字贸易相关的文献大多仅限于政策分析和定性研究,本文可能是国内学术界较早关注规制融合与数字贸易相关性的经验研究。其次,囿于数据可获得性,数字贸易的度量一直是学术界的难点,这主要是由于数字技术已融入了国民经济的各个领域,完全精确地度量数字贸易并不现实,在计量分析中存在“识别不干净”问题。本文退而求其次,选择最具代表性的3个数字贸易典型行业作为分析对象^①,既对已有研究进行拓展^②,也为计量分析提供可供检验的“干净样本”。再次,国内研究RTA深度的文章并不多,研究数字贸易规则深度的文章更少,本文则对规制融合进行了较为准确地测度,不仅运用是否具有数字贸易章节作为衡量指标,还运用数字贸易条款的单词数作为其稳健性检验指标。国内外关于美式和欧式模板的经验研究较为匮乏,本文通过余弦相似度等自然语言文本处理方法,构建了数字贸易模板相似度指标深入分析二者对数字贸易影响的差异性,从而为数字贸易中式模

① 这三个行业分别是“电影、视频和电视节目制作,录音和音乐出版活动以及节目编制和广播活动”,“计算机编程、咨询等相关活动与信息服务活动”以及“电信业”。

② Javier and Janos(2018)关于数字贸易的研究仅包含“电信业”单一行业数据。

板的建立提供经验证据。最后,本文探讨了规制融合对数字贸易的作用机制,与传统分析中规制融合通过降低贸易成本促进国际贸易不同,本文依据数字贸易行业特征,探究了双边网络效应的作用机制,是国内较早选取双边网络效应进行数字贸易机制分析的文献。

三 理论模型

尽管数字贸易属于服务贸易范畴,但行业特征明显,具有较强垄断性。数字经济具有企业经营平台化、经营行为数字化等典型特征。网络效应、跨界竞争传导效应易使市场高度集中,“赢者通吃”现象较为普遍,知名互联网大企业往往具有垄断地位。借鉴 Krugman(1980)、Kox and Lejour(2005)以及齐俊妍和高明(2019)的方法,本文构建垄断竞争模型分析规制融合和数字贸易之间的关系。但与上述文献研究视角主要定位于服务贸易不同,本文研究主题为数字贸易,模型的基本假定为:(1)数字产品市场为垄断竞争市场,数字产品之间为不完全替代关系,替代弹性为 σ 。(2)每个企业 v 只生产1种数字产品,生产的产品可以同时向国内和国外市场出售。(3) i 国企业进入 j 国市场需要支付固定成本(F_{ij})。固定成本的存在使各国向其他国家或地区出口数字产品的数量由零利润条件内生决定。(4)劳动是企业唯一的生产投入要素,生产函数具有常数规模报酬属性。

(一) 数字贸易的需求与偏好

引力模型可以从 Armington 模型推导得出。基于上述基本假定,使用垄断竞争的 Dixit-Stiglitz 模型和不变替代弹性(CES)效用函数表示数字产品进口国 j 的代表性消费者的偏好为:

$$U_j = \left(\sum_{i=1}^R \sum_{v=1}^{n_i} X_{vij}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中 i 为出口国, j 为进口国, p 代表数字贸易企业(或者说产品种类), n_i 代表企业数量, R 代表出口国数量, X_{vij} 代表 j 国从 i 国进口的数字产品 v 的数量, σ 表示差异化的数字产品替代弹性($\sigma > 1$)。而数字产品进口国 j 的代表性消费者的预算约束可以表示为:

$$P_j Y_j = \sum_{i=1}^R \sum_{v=1}^{n_i} P_{vij} X_{vij} \quad (2)$$

其中, Y_j 代表 j 国的实际收入水平, P_j 代表消费者在最优消费决策情况下面临的

最终价格指数 P_{vij} 代表 j 国从 i 国进口 v 种类数字产品的价格。

通过 (1) 和 (2) 两式, 可以得到 j 国数字产品价格指数和数字产品的需求函数:

$$P_j = \left(\sum_{i=1}^R \sum_{v=1}^{n_i} P_{vij}^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (3)$$

$$X_{vij} = \left(\frac{P_{vij}}{P_j} \right)^{-\sigma} Y_j \quad \forall v, i \quad (4)$$

(二) 数字贸易的供给与成本

数字产品的典型特点是固定成本相对较高, 而可变成本较低。例如数字产品流动的政策壁垒属于固定成本, 与数字贸易的单位价值关系不大, 且数字贸易对距离并不十分敏感, 不会像货物贸易那样产生“冰山运输成本”。本文引入规制融合的异质性, 并用出口国 i 的每家企业进入到进口国 j 的固定成本 F_{ij} 表示。此外, 给定 i 国工资水平 w_i , 劳动是企业 v 唯一的生产要素, 劳动数量 l_{vij} 取决于企业面临的固定成本 F_{ij} 和可变劳动成本 βX_{vij} , β 反映生产的可变成本(即每单位数字产品的生产需要 β 单位的劳动)。

i 国 v 企业的成本函数和利润函数可表示为:

$$C_{vij} = w_i l_{vij} = w_i (\beta X_{vij} + F_{ij}) \quad (5)$$

$$\pi_{vi} = \sum_{j=1}^R \pi_{vij} = \sum_{j=1}^R [P_{vij} X_{vij} - w_i (\beta X_{vij} + F_{ij})] \quad (6)$$

其中, C_{vij} 代表 i 国企业 v 将产品出口到 j 国时面临的成本, 包括可变劳动成本 $w_i \beta X_{vij}$ (βX_{vij} 表示 i 国企业 v 生产 X_{vij} 件数字产品时需要的劳动量) 和固定成本 $w_i F_{ij}$ (受规制融合影响) 两部分。 π_{vi} 代表 i 国企业 v 获取的利润。

由于在本文模型中, 生产可变成本部分不随产量变化(即 β 为常数), 且不同市场的数字产品需求相互独立, 所以企业分别对各市场进行定价以使每个市场利润最大化。在 CES 效用函数下的垄断竞争市场, 利润最大化时产品的销售价格等于边际成本乘以固定价格加成 (markup), 此时需求弹性等于替代弹性 σ , 即:

$$P_{vij}^* = \frac{\sigma}{\sigma-1} \beta w_i \quad \forall v, i \quad (7)$$

在模型均衡中, 各国出口到其他国家或地区数字产品种类数由零利润条件决定, 即价格加成带来的企业利润正好等于贸易需要支付的固定成本。在 (6) 式中加入零利润条件, 结合 (7) 式, 可得产量为:

$$X_{vij}^* = \frac{(\sigma-1) F_{ij}}{\beta} \quad (8)$$

由(8)式可知 i 国企业 v 和 j 国的贸易量由固定成本和替代弹性确定。在零利润条件下,固定成本下降会减少每家企业的产出。

(三) 规制融合对数字贸易的影响

当达到市场均衡时,每个数字贸易市场的需求等于供给。联立(4)和(8)式,且

$X_{ij} = n_i X_{vij}$; $P_{vij} = P_{ij}$; $P_j = \left(\sum_{i=1}^R n_i P_{ij}^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$, 由此可得:

$$\frac{(\sigma - 1) F_{ij}}{\beta} = \frac{\left(\sum_{i=1}^R n_i P_{ij}^{1-\sigma} \right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}}{P_{ij}^{\sigma}} Y_j \quad (9)$$

将(9)式得到的 i 国出口企业数量 n_i 和 i 与 j 国的数字贸易量 X_{ij} 分别对固定成本 F_{ij} 求微分,可以分析规制融合对数字贸易的影响。当数字贸易市场均衡时, i 国的出口企业数量 n_i 对 F_{ij} 求导,可得:

$$\frac{dn_i}{dF_{ij}} = \frac{(1 - \sigma) n_i}{\sigma F_{ij} \varpi_{ij}} < 0 \quad \text{如果 } \sigma > 1 \quad \text{且 } \varpi_{ij} = \frac{n_i P_{ij}^{1-\sigma}}{\sum_{i=1}^R n_i P_{ij}^{1-\sigma}} \leq 1 \quad (10)$$

其中, ϖ_{ij} 代表 i 在 j 国价格指数中所占份额。 ϖ_{ij} 虽然是内生变量,但当经济实现市场均衡时 $\varpi_{ij} \leq 1$ 恒成立,所以 $\frac{dn_i}{dF_{ij}} < 0$ 恒成立,这意味着固定成本上升会减少 i 国出口企业的数量。这也就说明固定成本下降虽然使每家企业的产出减少,但会使企业数量增多。

当数字贸易市场均衡时, i 和 j 国的数字贸易量 X_{ij} 对 i 与 j 国的固定成本 F_{ij} 求导,可得:

$$\frac{dX_{ij}}{dF_{ij}} = \frac{X_{ij} n_i}{F_{ij}} \left(1 + \frac{1 - \sigma}{\sigma \varpi_{ij}} \right) < 0 \quad \text{如果 } \sigma(1 - \varpi_{ij}) > 1 \quad (11)$$

Kox and Lejour(2005)的研究发现,对许多国家而言,一国在另一个国家价格指数的所占份额 ϖ_{ij} 一般小于10%,如果替代弹性 σ 大于1.1,则(11)式的约束条件满足,即 F_{ij} 和 X_{ij} 存在负向关系。因此,当数字贸易的产品替代弹性大于1.1时,规制融合会降低数字贸易的固定成本,促进国家间的数字贸易。实质上,如(4)式所示,模型中的 σ 是数字产品的贸易弹性。现有文献普遍采用 Simonovska and Waugh(2014)的估计结果,即设定贸易弹性等于4。Cravino and Sotelo(2019)在讨论产业结构转型过程中,各服务业贸易弹性值统一设定为5。综上,规制融合通过降低数字贸易的固定成本促进数字贸易。

四 典型事实

(一) 数字贸易: 基于数字交付服务的出口额分析

OECD(2017) 认为数字贸易可以从数字订购、数字平台和数字传递进行统计。囿于数据可得性, 此部分选取基于数字交付服务(Digitally-Deliverable Services) 测算的出口额作为分析对象。图 1 展示了 2005–2018 年全球数字贸易出口额及其年增长情况。从中可知, 全球数字贸易出口额从 2005 年的 11 794 亿美元上升到 2018 年的 29 314 亿美元, 数字贸易出口占总出口的比重从 2005 年的 8.962% 上升到 2018 年的 11.576%, 数字贸易实现了稳定增长。相较于其他贸易形式, 数字贸易在面对经济危机时表现出更强的“韧性”, 2008 年全球金融危机爆发后, 数字贸易出口额保持相对稳定的增长。

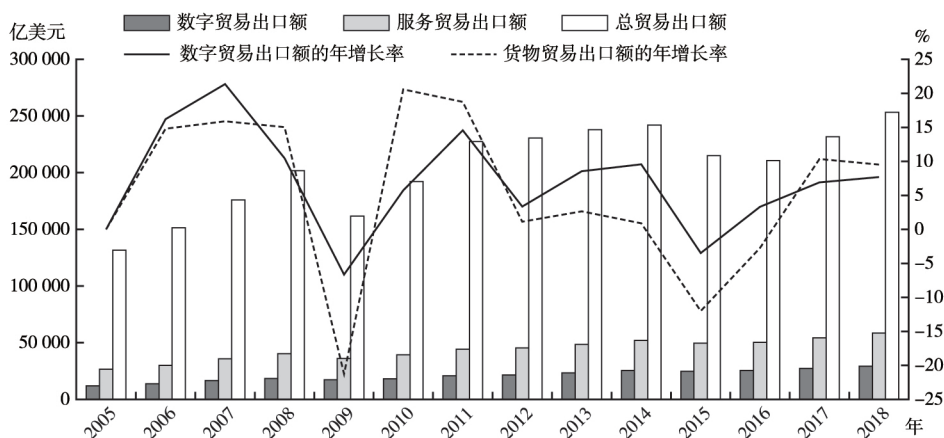


图 1 2005–2018 年全球数字贸易出口额及其年增长情况

说明: 由于数字贸易进口额数据缺失, 图中仅统计了数字贸易的出口额情况。数据来源于联合国贸易和发展会议(United Nations Conference on Trade and Development, UNCTAD)。

(二) 规制融合

2008 年全球金融危机发生以后, 无论是 WTO 还是 RTA 都开始逐渐加强对电子商务章节的讨论, 规制融合的速度加快。从图 2 可知, 2008 年之前仅有约 1/4 的 RTA 会涉及电子商务章节, 而 2010 年以后这一比例显著增多, 有 1/2 以上的 RTA 涉及电子商务章节。

据 WTO 官网统计, 截至 2020 年 10 月, 向 WTO 通报仍在生效且含有电子商务章

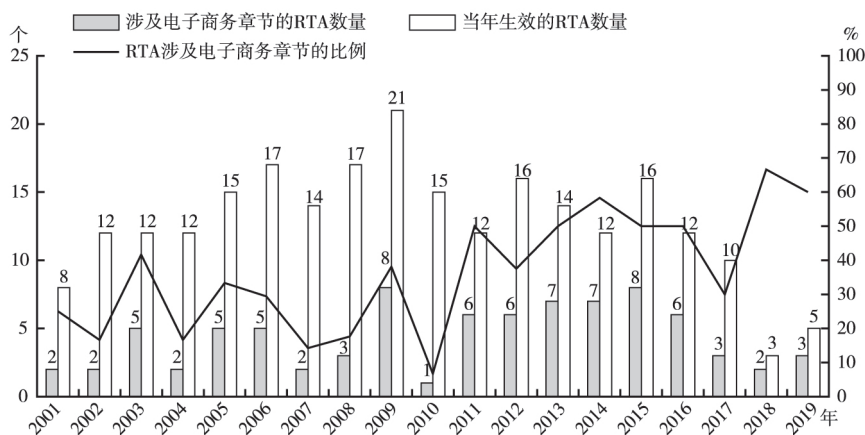


图2 2001-2019年涉及电子商务章节的RTA统计情况

数据来源: WTO 网站, 网址 <http://rtais.wto.org/UI/PublicSearchByCrResult.aspx>。

节的 RTA 达到 87 个, 近年来 RTA 涉及电子商务章节的比例在明显提高。2000 年约旦和美国签署的 RTA 首次包含电子商务条款, 2003 年新加坡和澳大利亚签署的 RTA 首次出现电子商务章节, 而 2007 年韩国和美国签署的 RTA 首次出现关于跨境数据流动的一般规定。随后, 由美国主导的跨太平洋伙伴关系协定(Trans-Pacific Partnership Agreement, TPP 协定)出现了高标准的“数字贸易章节”, 内容包括明确禁止数据保护主义和禁止本地化措施等, 提出了数字贸易规则的美式模板。尽管美国退出了 TPP, 但全面与进步跨太平洋伙伴关系协定(Comprehensive and Progressive Agreement for Trans-Pacific Partnership, CPTPP 协定)仍然保留了数字贸易章节的核心内容。欧式模板虽然至今还未形成成文规定, 不过其贸易诉求已经体现在后期不断签署的 RTA 中。

同时, 伴随着相关贸易谈判的开展, 数字贸易规则的标准也在不断提高。早期数字贸易规则仅包括数字传输免关税、电子签名与电子认证、无纸化管理等, 之后达成的规则涉及的范围和标准不断扩大和提高, 还涉及个人信息保护与访问和使用互联网原则等, 而 2016 年签署的 TPP 代表着数字贸易规则的最高标准, 包括跨境数据自由流动、源代码及数据存储本地化等内容。随着标准的提高, 数字贸易规则出现朝美式模板靠拢的趋势。美国与澳大利亚、韩国等盟友国家达成的数字贸易规则与美式模板相似度最高, 其次是美国盟友国家(韩国)与欧盟国家达成的规则, 欧盟国家内部达成数字贸易规则与美式模板的相似度相较于前两者要低很多, 而中国、巴西等国家尚未达成类似的数字贸易规则(见图 3)。

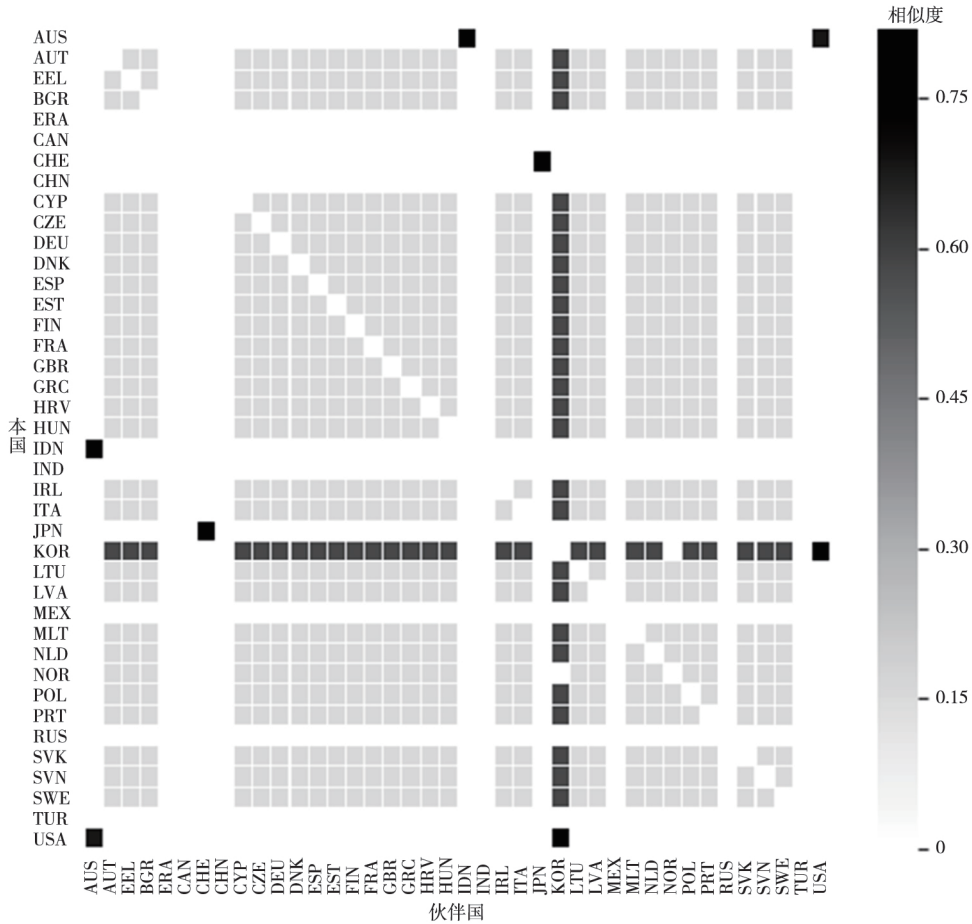


图3 2014年国家间达成数字贸易规则的美式模板相似度统计
数据来源: WTO 网站 经 Python 处理。美式模板相似度的测算方法详见后文。

五 计量模型

(一) 计量模型的建立

参考 Javier and Janos(2018) 的研究 我们运用引力模型进行经验分析 模型设定如下:

$$RDT_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 Rule_{ijt} + \beta Controls + v_i + v_j + v_k + v_t + \varepsilon_{ijkt} \tag{12}$$

其中 i,j,k 和 t 分别代表本国、贸易伙伴国、行业和年份。被解释变量 RDT_{ijkt} 为本国 i 和贸易伙伴国 j 在 t 时期 k 行业的数字贸易额占总贸易额的比重; $Rule_{ijt}$ 是核心解

释变量,表示本国 i 和贸易伙伴国 j 在 t 时期的规制融合水平; $Controls$ 代表控制变量,具体包括:本国和贸易伙伴国的GDP、本国与贸易伙伴国的双边地理距离、是否接壤、是否具有共同语言、是否具有殖民关系、双边文化距离以及互联网水平; v_i 、 v_j 、 v_k 及 v_t 分别表示本国、贸易伙伴国、行业及年份固定效应; ε_{ijkt} 为随机干扰项。

(二) 核心指标度量

1. 数字贸易(RDT_{ijkt})。数字贸易为本文核心被解释变量,用 i 和 j 国 k 行业 t 时期数字贸易额占总贸易额的比重表示,数据来自WIOD数据库。本文统计了3个具有数字贸易典型特征行业的贸易情况,分别是“电影、视频和电视节目制作,录音和音乐出版活动以及节目编制和广播活动”“计算机编程、咨询等相关活动与信息服务活动”及“电信业”。数字贸易为“本国-贸易伙伴国-行业-年份”4维层面数据。

2. 规制融合($Rule_{ijt}$)。规制融合为本文核心解释变量,数据来自WTO官网RTA数据库,该数据库报告了RTA的具体条款内容。我们通过观察已签署的RTA是否含有电子商务等数字贸易章节定义经济体之间的规制融合,如果含有该章节(在生效之后),则 $Rule_{ijt}$ 取值为1,否则为0。由于数字贸易章节的达成并不一定在年初或年末,本文主要依据上半年还是下半年达成来判断生效年限,例如2009年1-6月生效的协定算作2009年的数字贸易协定,2009年7-12月生效的协定算作2010年的数字贸易协定。如东盟与澳大利亚和新加坡签订的RTA含有电子商务章节,并且该协定在2010年1月1日生效,那么样本中2010-2014年印度尼西亚和澳大利亚的 $Rule_{ijt}$ 指标取值为1,之前的年份取值为0;中国和美国没有签订RTA,韩国和印度签订的RTA中不含有数字贸易章节,那么 $Rule_{ijt}$ 指标取值为0。鉴于规则文本是国家间签署的,文本并没有针对行业进行特殊规定,因而规制融合变量为“国家对”层面的数据。

需要说明的是,各国间规制融合的程度并不相同,即不同国家间即使达成了同一数字贸易规则,规则内容及其深度也存在一定差异,也就是说规制融合具有异质性,单纯运用虚拟变量方法度量规制融合,计量结果可能并不稳健。鉴于此,本文在稳健性检验中选取数字贸易条款单词数占总文本单词数的比重($RWords_{ijt}$)反映规制融合的情况。 $RWords_{ijt}$ 的数值越大,表示RTA中关于数字贸易的规定就越多,覆盖范围相对越广,一定程度上体现了数字贸易条款在广度上的异质性。

(三) 控制变量

1. 本国、贸易伙伴国国内生产总值(GDP_{it} 、 GDP_{jt})。GDP是引力模型中必不可少的关键变量(Rodriguez-Clare, 1996),因此本文引入本国和贸易伙伴国GDP作为控制

变量。由于选取的因变量是数字贸易额占总贸易额的比重,而不是数字贸易额。依据国内市场效用,市场规模的扩大不仅会促进数字贸易的增长,也会促进货物贸易的增长,因此,系数预期并不确定。

2. 双边地理距离($Dist_{ij}$)。基于新经济地理理论,“冰山运输成本”与地理距离直接相关,地理距离越近,冰山运输成本就会越低(Krugman, 1991),双边地理距离会阻碍国际贸易的开展。同时, Kim *et al.* (2017) 发现距离在跨境电子商务中有显著负面作用,因此我们加入本国与贸易伙伴国的双边地理距离作为控制变量。 $Dist_{ij}$ 使用的是加权距离。

3. 是否接壤($Contig_{ij}$)。本国与贸易伙伴国是否接壤会对数字贸易产生重要影响。是否接壤不仅代表两国间的空间距离,同时也可以反映文化距离。借鉴 Javier and Janos (2018) 的做法,本文设定若两国接壤取值为 1,否则为 0。

4. 是否具有共同语言($Comlang_{ij}$)。共同语言会降低企业、用户等数字贸易微观参与者的沟通成本,进而促进数字贸易发展。若两国共同官方语言相同则取值为 1,否则为 0。

5. 是否具有殖民关系(Col_{ij})。殖民关系可以反映两国间的制度距离,两国具有殖民关系可能会影响数字贸易在国家间的开展。若两国有殖民关系取值为 1,否则为 0。上述所有控制变量均属于引力模型变量,数据均来源于 CEPII 的 Gravity 数据库。

6. 双边文化距离(DoC_{ij})。文化距离是一种无形距离,其对国际贸易的影响已得到许多学者的证实(田晖和蒋辰春, 2012)。由文化偏好等因素引致的贸易壁垒也会阻碍数字贸易,因此本文也加入双边文化距离作为控制变量。双边文化距离 DoC_{ij} 使用 Hofstede 衡量国家文化的 6 个维度^①得分测算而得,即用这 6 项指数得分的平均值之差的绝对值作为双边文化距离指标,数据来自 Hofstede 指数网站(最新的 2015 年版)。

7. 本国和贸易伙伴国互联网水平($Internet_{it}$ 、 $Internet_{jt}$)。互联网水平可能会通过影响数字贸易的传输媒介进而影响到数字贸易。本文参考 Javier and Janos (2018) 的做法,加入本国和贸易伙伴国的互联网水平作为控制变量。互联网水平选用的指标是“个人用户使用互联网的百分比”,数据来自国际电信联盟。

^① 荷兰社会心理学家 Geert Hofstede 提出了衡量国家文化体系的 6 个不同维度,可以在一定程度上解释各国消费者不同的行为。这 6 个维度分别是:个人主义、权力差距、不确定性规避、男性价值观、长远利益导向以及放纵主义。

六 基准回归

(一) 基准回归分析

普通最小二乘回归(OLS)作为最基本的回归方法,在经验分析中经常被采用。泊松伪极大似然估计(PPML)方法适用于因变量存在过多零值的情形,与本文数据结构相契合,如无特殊说明,下文中的其他回归均使用PPML方法。表1第(1)–(3)列进行OLS回归分析,第(4)–(6)列使用PPML进行回归。所有回归核心解释变量规制融合的系数均显著为正,说明规制融合确实促进了数字贸易。

进一步考察控制变量的回归结果,本国和贸易伙伴国国内生产总值系数显著为负。双边地理距离系数显著为正,是否接壤和是否具有殖民关系的系数都显著为负,这些控制变量的系数符号和传统引力模型的结论恰好相反,主要是因为本文选取的因变量是数字贸易额占总贸易额的比重,而不是数字贸易额的绝对值,上述控制变量会对传统贸易产生更大影响。在稳健性检验中,我们也会运用数字贸易额的绝对值作为被解释变量,多数控制变量的符号符合传统结论。需要说明的是,是否具有共同语言变量系数显著为正,说明共同语言降低了贸易的沟通成本,显著促进了数字贸易。双边文化距离显著为负,则说明文化距离是国家间数字贸易开展的重要障碍。本国和贸易伙伴国互联网水平对数字贸易的影响并不稳定,这可能是上述变量对数字贸易和传统贸易会产生同等影响效果所致。

(二) 稳健性检验

本文更换了数字贸易指标,运用数字贸易额作为被解释变量进行稳健性检验,具体回归结果见表2。在更换数字贸易指标后,规制融合的系数依然显著为正,说明规制融合对数字贸易具有稳健地促进作用。

进一步地,本文更换核心自变量规制融合的指标,选取数字贸易条款单词数占总文本单词数的比重($RWords_{ijt}$)代替 $Rule_{ijt}$ 作为核心自变量,进行稳健性检验,结果如表3所示。在更换规制融合指标后,核心自变量的系数依然显著为正,进一步说明规制融合对数字贸易有显著促进作用。

(三) 内生性问题的讨论与处理

1. 多期倍差(Differences-in-Differences, DID)方法。由于不同经济体数字贸易规制融合的时间并不一致,处理组所有个体开始受到的政策冲击时间点不完全相同,在参考Li *et al.* (2016)、陈林和伍海军(2015)以及吕若思等(2017)做法的基础上,

规制融合对数字贸易的影响: 基于 WIOD 数字内容行业的检验

表 1 基准回归结果

	OLS			PPML		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Rule_{ijt}$	0.0018 *** (0.0002)	0.0024 *** (0.0003)	0.0026 *** (0.0003)	0.2682 *** (0.0294)	0.3544 *** (0.0441)	0.3877 *** (0.0455)
GDP_{it}		-0.0004 *** (0.0001)	-0.0004 *** (0.0001)		-0.0539 *** (0.0119)	-0.0579 *** (0.0119)
GDP_{jt}		-0.0004 *** (0.0001)	-0.0004 *** (0.0001)		-0.0514 *** (0.0122)	-0.0660 *** (0.0117)
$Dist_{ij}$		0.0007 *** (0.0001)	0.0008 *** (0.0001)		0.0992 *** (0.0190)	0.1096 *** (0.0200)
$Contig_{ij}$		-0.0026 *** (0.0002)	-0.0027 *** (0.0002)		-0.5080 *** (0.0450)	-0.5164 *** (0.0463)
$Comlang_{ij}$		0.0059 *** (0.0008)	0.0064 *** (0.0008)		0.8050 *** (0.0766)	0.8535 *** (0.0767)
Col_{ij}		-0.0020 *** (0.0003)	-0.0017 *** (0.0003)		-0.4007 *** (0.0615)	-0.3662 *** (0.0632)
DoC_{ij}			-0.0002 *** (0.0001)			-0.0309 *** (0.0107)
$Internet_{it}$			-0.0002 (0.0002)			-0.0390 (0.0302)
$Internet_{jt}$			-0.0003 * (0.0002)			-0.0503 * (0.0291)
常数项	0.0064 *** (0.0005)	0.0182 *** (0.0028)	0.0210 *** (0.0027)	-5.1082 *** (0.0768)	-3.3779 *** (0.4228)	-2.8428 *** (0.4189)
观测值	35 100	35 100	33 003	35 100	35 100	33 003
R ²	0.0153	0.0227	0.0238	0.0111	0.0163	0.0164

说明: 括号内的值为稳健标准误, *, **, *** 分别表示估计系数在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 如未做特殊说明, 则所有回归都控制了本国、贸易伙伴国、行业以及年份固定效应, 后表同。

本文使用多期倍差法模型估计规制融合的促进效应。DID 模型的优势在于可以控制处理组在虚拟情形下的走势, 进而得到规制融合真实的促进效果, 从而较好避免政策作为解释变量导致的内生性问题。DID 模型设定如下:

表 2 稳健性检验:重新度量数字贸易指标

	(1)	(2)
$Rule_{ijt}$	0.5453 *** (0.0600)	0.5142 *** (0.0606)
GDP_{it}	0.8073 *** (0.0176)	0.8047 *** (0.0190)
GDP_{jt}	0.8039 *** (0.0183)	0.7995 *** (0.0197)
$Dist_{ij}$	-0.6122 *** (0.0229)	-0.6266 *** (0.0217)
$Contig_{ij}$	-0.4286 *** (0.0623)	-0.4269 *** (0.0657)
$Comlang_{ij}$	1.1633 *** (0.0788)	1.1286 *** (0.0885)
Col_{ij}	-0.1264 (0.0925)	-0.1190 (0.0932)
DoC_{ij}		-0.0313 ** (0.0159)
$Internet_{it}$		-0.0062 (0.0645)
$Internet_{jt}$		0.0147 (0.0607)
常数项	-36.5401 *** (0.7777)	-36.1791 *** (0.8190)
观测值	35 100	33 003
R^2	0.6220	0.6155

表 3 稳健性检验:更换规制融合指标

	(1)	(2)	(3)
$RWords_{ijt}$	0.2045 *** (0.0206)	0.2814 *** (0.0289)	0.2999 *** (0.0293)
控制变量	控制	控制	控制
观测值	35 100	35 100	33 003
R^2	0.0113	0.0166	0.0167

$$RDT_{zt} = \varphi_0 + \varphi_1 DID_{zt} + \varphi Controls + v_z + v_t + \varepsilon_{zt} \quad (13)$$

其中 DID_{zt} 表示因个体而异的处理期虚拟变量,若个体 z 在 t 期接受处理代表进入处理期,此后时期均取值为 1,否则为 0。 DID_{zt} 等价于处理组虚拟变量 $treat_z$ 和处理期虚拟变量 $post_t$ 的交乘项; v_z 和 v_t 分别表示个体和年份固定效应; ε_{zt} 为随机干扰项。此外,本文仍采用逐步回归方式分步加入控制变量以检验基本回归结果的稳健性。因变量和控制变量的含义和基准回归保持一致。

表 4 报告了多期倍差法的回归结果,从中可知,规制融合的系数依然显著为正,与基准回归结果保持一致。DID 模型控制了个体在“未实现规制融合”虚拟情形下(对照组)的走势,交互项系数度量了个体规制融合后超越虚拟情形下的表现,进而说明规制融合促进了数字贸易的增长。

表 4	多期倍差法(DID) 的回归结果		
	(1)	(2)	(3)
DID_{it}	0. 0040 *** (0. 0003)	0. 0049 *** (0. 0004)	0. 0053 *** (0. 0004)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	35 100	35 100	33 003
R^2	0. 0060	0. 0135	0. 0142

2. 两阶段最小二乘(2SLS) 方法。虽然多期倍差法能有效缓解样本选择偏差产生的内生性问题,但却不能解决模型中的反向因果问题。为尽可能降低估计偏误,本文使用工具变量(IV) 方法进一步克服可能的内生性问题。具体来说,我们选取两国实现规制融合的概率值和两国到赤道距离差取自然对数后的倒数作为规制融合的两个工具变量。

关于第一个指标的测度: 首先依据韩剑等(2019) 的研究^①,设定估计模型 $P(Rule_{ij} = 1 | Z) = \alpha_0 \Phi + \alpha Z$,其中 Φ 为累积分布函数,控制变量 Z 具体包括: 双边地理距离、两国的 GDP、贸易伙伴之间的类型“北-北”国家对虚拟变量 NN_{ij} 和“北-南”国家对虚拟变量 NS_{ij} 以及两国的互联网水平。其次以“在 RTA 中是否含有数字贸易(电子商务) 章节”作为被解释变量,对上述模型进行回归,以得到的概率值作为规制融合的工具变量。关于第二个指标的度量,各国到赤道的距离运用的是各国首都到赤道的距离,具体为首都的纬度数乘 111 千米每度。

选择“两国实现规制融合的概率值”作为工具变量的理由在于: 第一,双边地理距离、两国的 GDP 以及互联网水平等是不同国家实现规制融合考量的重要因素,以此得到的概率值可以较好预测规制融合的可能性,工具变量与规制融合变量高度相关; 第二,数字贸易规则只有实际形成才会影响到数字贸易,工具变量只是一个概率

^① 参考韩剑等(2019) 的研究,从地理因素、经济因素、贸易伙伴之间的类型以及互联网设施和制度因素 4 个方面引入相关变量以控制各因素对是否在 RTA 中签订数字贸易(电子商务) 条款的影响。

值,并不会直接影响到数字贸易,即满足外生性。选择“两国到赤道距离差取自然对数后的倒数”作为工具变量的原因则在于:一方面,国际贸易规则的达成不仅取决于一国的国际贸易政策,也取决于双边政治关系,两国制度趋同程度越高时,双边政治关系相对越融洽。Hall and Jones(1999)使用各国家到赤道的距离反映制度差距,两国到赤道的距离越接近,受西方影响的程度越相近,双边政治关系越融洽,从而越容易达成国际贸易协定,因此工具变量和规制融合高度相关,满足相关性条件。另一方面,各国到赤道距离的差距仅反映政治关系和制度差异,并不会直接影响样本期内经济层面的数字贸易,因此满足外生性条件。

表5第(1)、(3)及(5)列分别是单独引入“两国实现规制融合的概率值”作为工具

表5 两阶段最小二乘法的估计结果

	工具变量是 “两国实现 规制融合的概率值”	工具变量是 “两国实现规 制融合的概率值×年份”	工具变量是 “两国到赤道 距离差取 自然对数 后的倒数”	工具变量是 “两国到赤道 距离差取自 然对数后的 倒数×年份”	同时引入 (1)和(3) 两个工具 变量	同时引入 (2)和(4) 两个工具 变量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Rule_{ijt}$	0.0102 ^{***} (0.0004)	0.0102 ^{***} (0.0004)	0.0087 ^{***} (0.0017)	0.0087 ^{***} (0.0017)	0.0102 ^{***} (0.0004)	0.0102 ^{***} (0.0004)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	5534.5713 [0.0000]	5521.7264 [0.0000]	68.9331 [0.0000]	68.9375 [0.0000]	5650.6850 [0.0000]	5637.7088 [0.0000]
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	20 525.1132 {16.38}	20 369.2289 {16.38}	300.3013 {16.38}	300.4280 {16.38}	10 426.9758 {19.93}	10 348.1463 {19.93}
Hansen-Overid 统计量					0.7286 [0.3933]	0.7632 [0.3823]
观测值	33 003	33 003	33 003	33 003	33 003	33 003
R ²	0.0069	0.0068	0.0128	0.0128	0.0070	0.0069

说明:小括号内的值为稳健标准误;中括号内的值为相应统计量的P值;大括号内的值为Stock-Yogo检验10%水平上的临界值。Kleibergen-Paap rk LM统计量检验工具变量与内生变量的相关性,报告的是LM统计量及其P值,拒绝原假设是合理的;Kleibergen-Paap rk Wald F统计量检验工具变量是否为弱识别,报告的是F统计量及其10%水平下的临界值,超过临界值是合理的。Hansen-Overid是过度识别检验,报告的是chi2统计量及其P值,不拒绝原假设是合理的。

变量、单独引入“两国到赤道距离差取自然对数后的倒数”作为工具变量和同时引入这两个工具变量的估计结果。考虑到规制融合是“本国-贸易伙伴国-年份”的三维时变变量,而工具变量不具有时变特征,为与规制融合变量进行准确匹配,在第(2)、(4)及(6)列中同时考虑年份变化,即分别单独引入“两国实现规制融合的概率值 \times 年份”和“两国到赤道距离差取自然对数后的倒数 \times 年份”作为工具变量以及同时引入这两个工具变量的估计结果。从中可知,规制融合的系数显著为正,说明规制融合对数字贸易具有显著促进作用。在表5第(1)-(6)列2SLS回归中,Kleibergen-Paap rk LM统计量和 Kleibergen-Paap Wald rk F统计量结果均拒绝了“工具变量识别不足”和“工具变量弱识别”的零假设,说明本文选取的工具变量是合理的。Hansen-Overid 检验结果无法拒绝原假设,说明工具变量设定有效。

七 机制检验

为进一步分析规制融合对数字贸易可能的影响渠道,本文在温忠麟等(2004)研究的基础上构建中介效应模型如下:

$$M = \gamma_0 + \gamma_1 Rule_{ijt} + \gamma Controls + v_i + v_j + v_k + v_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (14)$$

$$RDT_{ijkt} = \omega_0 + \omega_1 Rule_{ijt} + \omega_2 M + \omega Controls + v_i + v_j + v_k + v_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (15)$$

中介效应检验共分为两阶段:第一阶段基于(14)式运用规制融合对中介变量回归;第二阶段基于(15)式将规制融合和中介变量同时引入方程回归。其中, M 为中介效应变量,分别代表贸易成本、双边网络效应和制度距离指标,其他变量及其含义与前文相同。后文中将对每个中介效应变量分别回归分析,以检验其中介效应是否存在。需要说明的是, γ_1 与 ω_2 两系数之积为中介效应,并且 M 作为有效中介变量需满足以下条件:第一,(12)式(基准模型)中的系数 β_1 显著;第二, γ_1 和 ω_2 至少有1个显著;第三, β_1 的绝对值大于 ω_1 的绝对值。

(一) 贸易成本的机制检验

学界对贸易成本的测度存在直接与间接两种方法,目前运用最多的是Novy(2013)提出的间接测度法,该方法是在Anderson、李嘉图及异质性企业模型基础上的拓展,适用于横截面、时间序列以及面板数据等多种数据结构(马述忠等,2019)。具体公式如下:

$$\tau_{ij} = \left(\frac{x_{ii}x_{jj}}{x_{ij}x_{ji}} \right)^{\frac{1}{2(\sigma-1)}} - 1 \quad (16)$$

其中 π_{ij} 为 i 和 j 国之间的双边贸易成本; x_{ii} 和 x_{jj} 分别表示 i 和 j 国的国内贸易值; x_{ij} 和 x_{ji} 分别指 i 国向 j 国的出口值和 j 国向 i 国的出口值; σ 为替代弹性。本文沿用 Anderson and Wincoop(2003) 与 Novy(2013) 的做法 将替代弹性 σ 设定为 8^①。其中, x_{ii} 、 x_{jj} 、 x_{ij} 和 x_{ji} 的数据来均源于 WIOD。

表 6 估计结果显示, 第一阶段规制融合和第二阶段贸易成本的系数均显著为负, 表明规制融合通过降低贸易成本促进数字贸易的发展。

表 6	机制检验: 基于贸易成本的中介效应模型	
	第一阶段	第二阶段
	贸易成本 (1)	数字贸易 (2)
$Rule_{ijt}$	-0.5632 *** (0.0270)	0.0009 ** (0.0004)
中介变量		-0.0013 *** (0.0003)
控制变量	控制	控制
观测值	29 170	29 170
R ²	0.1928	0.0422

说明: 本文机制检验部分均使用 OLS 方法回归。

(二) 双边网络效应的机制检验

与传统贸易价值单向流动模式不同, 由于存在网络交易平台, 数字贸易的双边交易市场不仅具有同边网络效应, 而且具有跨边网络效应, 供给方和需求方双边规模经济特征非常明显, 交易双方互相强化, 双边依赖不断提高, 交易额成倍增加, 规模收益不断递增。最典型的就是互联网平台企业(如亚马逊), 越多的人在亚马逊上进行产品评论, 亚马逊就对其他用户更具吸引力。同时, 亚马逊在仓储和运输上拥有竞争优势, 进而提高了顾客购买的便利性, 降低了购买成本。国家间的规制融合能够促进双边网络的互联互通, 可以有效发挥双边网络效用, 进而极大促进数字贸易。囿于数据可得性, 我们无法获知精确的双边网络效用数据, 因此参考施炳展(2016)的做法, 运用双边双向网络链接作为替代变量进行中介效用分析, 双边双向网络链接数据来源于

① 我们发现当替代弹性取值为 5 或 10 时结果仍然稳健。

Chung(2011) 的数据库 ,该数据库基于雅虎提供的 470 多亿个网站进行构建 ,通过各国家的国码顶级域名对网址所属国家进行识别。

考虑到本国和贸易伙伴国的互联网水平与双边网络效应可能存在多重共线性问题 ,故在表 7 第(1) 和(2) 列中未加入这两个变量 ,估计结果显示: 第一阶段规制融合和第二阶段双边网络效应的系数均显著为正 ,表明规制融合通过增强双边网络效应进而促进数字贸易的发展。为检验回归结果的稳健性 ,表 7 第(3) 和(4) 列和基准回归保持一致引入互联网水平和双边网络效应变量 ,核心变量的回归结果没有发生明显变化。

表 7 机制检验: 基于双边网络效应的中介效应模型

	第一阶段 双边网络效应 (1)	第二阶段 数字贸易 (2)	第一阶段 双边网络效应 (3)	第二阶段 数字贸易 (4)
$Rule_{ijt}$	1. 8051 *** (0. 4804)	0. 0073 *** (0. 0011)	1. 5494 *** (0. 4967)	0. 0076 *** (0. 0011)
中介变量		0. 0001 ** (0. 0000)		0. 0001 ** (0. 0000)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	2691	2691	2607	2607
R^2	0. 1997	0. 0288	0. 1920	0. 0298

说明: 由于部分样本国家双边双向网络链接数仅有 2003 和 2009 年的数据 ,因此样本观测值发生改变。

(三) 制度距离的机制检验

本文借鉴黄新飞等(2013) 测度制度距离的方法 ,运用 14 个指标构建了包含政治制度差异、经济制度差异以及制度实施特征差异在内的制度距离指标体系。运用公民权利、政治和社会稳定、政府效率、社会监管质量、法律法规以及对腐败的控制 6 个指标反映政治领域的制度特征 ,数据源于世界银行全球治理数据库。经济领域的制度特征则通过美国遗产基金会公布的经济自由度指数构建 ,包括商业自由度指数、贸易自由度指数、财政自由度指数、政府支出指数、货币自由度指数、投资自由度指数、金融自由度指数以及知识产权保护度指数 8 个指标。运用政治制度和经济制度测算出双边制度距离 ,具体方法为:

$$DoR_{ijt}} = \frac{1}{n} \sum_{y=1}^n \left[\frac{(I_{ity} - I_{jty})^2}{V_y} \right] \quad (17)$$

其中 DoR_{ijt} 代表 t 年本国 i 与贸易伙伴国 j 之间的制度距离 I_{ity} 与 I_{jty} 分别表示 t 年 i 与 j 的第 y 项指标和 j 与 i 的第 y 项指标, V_y 是 y 项指标的方差 n 表示指标的总数即 14。

表 8 回归结果显示: 第一阶段规制融合的系数显著为负, 但第二阶段制度距离系数不显著, 规制融合会通过降低制度距离促进数字贸易的发展。

表 8 机制检验: 基于制度距离的中介效应模型

	第一阶段 制度距离 (1)	第二阶段 数字贸易 (2)
$Rule_{ijt}$	-0.5389*** (0.0124)	0.0026*** (0.0003)
中介变量		-0.0001 (0.0001)
控制变量	控制	控制
观测值	33 003	33 003
R^2	0.3570	0.0238

八 扩展分析

(一) 基于数字贸易行业的差异性分析

为考察规制融合对数字贸易影响的行业差异性, 表 9 报告了 3 个数字贸易行业分样本的回归结果。从中可知, 规制融合对“电影、视频和电视节目制作, 录音和音乐出版活动以及节目编制和广播活动”行业的数字贸易作用最大且最为显著; 其次是“电信业”; 最后是“计算机编程、咨询等相关活动与信息服务活动”行业。这与当前数字贸易规则的内容密切相关, 当前数字贸易协定内容的标准相对较低。通常各国政府对电信业市场准入会实行严格管制, 外资企业的电信业务受到严格控制(如 4G 和 5G 的牌照发放), 这导致国外电信数字产品流动受到较大限制。电信业是一国较为敏感的行业, 在服务业开放的优先序中属于比较靠后的行业。而在信息服务行业, 研发等高端要素的跨境流动仍存在诸多政策性限制, 行业的开放度也整体偏低。

表 9

基于行业异质性的回归结果

	行业 1	行业 2	行业 3
	(1)	(2)	(3)
$Rule_{ijt}$	0.8852 *** (0.1033)	0.1372 * (0.0756)	0.4876 *** (0.0526)
控制变量	控制	控制	控制
观测值	11 001	11 001	11 001
R^2	0.0422	0.0318	0.0093

说明: 行业 1 指电影、视频和电视节目制作, 录音和音乐出版活动以及节目编制和广播活动, 行业 2 指计算机编程、咨询等相关活动与信息服务活动, 行业 3 指电信业。

(二) 基于美式模板与欧式模板的差异性分析

当前各国在数字贸易规则制定上存在很大争议, 美国力推数字贸易规则的美式模板, 而欧盟国家坚持欧式模板。欧式模板在规则制定方面比美式模板更偏重于知识产权保护, 在坚守“视听例外”和“隐私保护”立场的基础上促进数字贸易的自由开展。美式模板和欧式模板在核心议题上存在较大差异, 其对数字贸易的影响值得关注。本文借鉴韩剑等(2019)的研究, 通过余弦相似度自然语言文本处理方法, 对数字贸易条款的异质性进行测算。基于 WTO 的 RTA 数据库中的协议文本内容, 我们将样本中所有生效的 RTA 涉及电子商务章节的条款分别与 TPP 和欧洲经济区 (European Economic Area, EEA) 协议进行了对比, 构建了数字贸易美式模板相似度指标 ($SimUS_{ijt}$) 和数字贸易欧式模板相似度指标 ($SimEU_{ijt}$)。TPP 是由美国主导的高标准贸易投资规则, 尽管当前美国已退出 TPP, 但该协议反映了美国在数字贸易领域的主要利益诉求。 $SimUS_{ijt}$ 数值越大表示数字贸易美式模板相似度越高, 规则越接近于美式模板。EEA 协议反映了欧盟国家在数字贸易领域主要利益诉求, $SimEU_{ijt}$ 的数值越大表示数字贸易欧式模板相似度越高, 规则越接近于欧式模板。

从表 10 的回归结果可知, 尽管美式模板的标准更高, 但相较于欧式模板, 美式模板并没有表现出对数字贸易更强的促进作用。美式模板对跨境数据自由流动等议题提出了较高要求, 并不符合大多数国家的现实需求。该结论具有重要政策意涵, 为促进数字贸易的进一步发展, 我们在数字贸易谈判时可以倾向使用欧式模板, 不必苛求美式模板的高标准, 并在规则谈判中努力提出符合自身利益诉求的中国方案。

表 10 基于模板异质性的回归结果

	美式模板相似度			欧式模板相似度		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
模板相似度	-1.3670*** (0.2838)	-2.6701*** (0.2988)	-3.2247*** (0.3083)	0.7084*** (0.1353)	1.3509*** (0.1394)	1.6201*** (0.1458)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	16 254	16 254	15 069	16 254	16 254	15 069
R ²	0.0177	0.0226	0.0250	0.0114	0.0169	0.0171

九 结论与政策建议

本文基于 2000–2014 年 WIOD、WTO 的 RTA 数据库及 CEPII 数据库,在测算数字贸易和规制融合指标的基础上,考察了规制融合对数字贸易的影响效用及其影响机制,并进行了行业和模板异质性分析。研究结论如下:其一,规制融合有利于促进数字贸易,且在考虑了内生性问题和不同测算指标后,规制融合对数字贸易的促进作用依然稳健。其二,规制融合主要通过降低贸易成本,增强双边网络效应和缩短制度距离 3 条渠道促进数字贸易。其三,规制融合对不同数字贸易行业产生的影响存在差异,规制融合对“电影、视频和电视节目制作,录音和音乐出版活动以及节目编制和广播活动”行业的数字贸易作用最大,对“电信业”和“计算机编程、咨询等相关活动与信息服务活动”行业的促进作用相对较小。其四,尽管美式模板的标准更高,但并没有表现出比欧式模板更强的促进作用。近年来,多边、区域、双边贸易协定谈判中数字贸易章节涉及范围逐渐扩大,内容也不断丰富,规制融合对数字贸易的促进影响在未来会得到进一步提升,其对数字贸易行业影响的广度和深度也会不断提高。基于此,本文提出如下的政策建议。

首先,从多边和诸边层面看,应积极推动 WTO 电子商务谈判,提出数字贸易规则谈判的“中国方案”。目前,多边贸易谈判步履维艰,电子商务谈判是 WTO 中极少数仍在开展的多边谈判。一方面,中国应尽可能通过多边或诸边渠道实现规制融合,降低数字贸易壁垒。另一方面,也应基于本国国情提出基本利益诉求,如维护国内网络安全,保护个人隐私,重要数据境内存储以及保障发展中国家的利益等。

其次,从区域和双边层面看,可以选择在进行中的 RTA 谈判里积极推进数字贸易章节的达成,对已经签署但不涉及数字贸易章节的 RTA 在升级谈判时加入这一议题。

目前,中国很多已经签署的 RTA 并不涉及数字贸易章节,积极推进数字贸易章节谈判符合中国的比较优势。可以在“一带一路”倡议中加快推进数字贸易规则谈判,在中国-东盟和中国-新加坡 FTA 再升级谈判中加入数字贸易章节。从文本内容看,相较于欧式模板,美式模板并没有表现出对数字贸易更强的促进作用,美式模板虽然符合未来的发展趋势,但标准过高,很多发展中国家短期内难以达到。基于现实可能性,双边谈判也可以选择偏向于欧式模板的规则,促进数字贸易自由化进程,既保障本国数据安全与隐私,也可有效消除区域和双边数字贸易壁垒。

再次,应加强全球跨境数据流动的国际政策协调,多渠道协调发力推进数据的跨境自由流动。尽管数字贸易需要一个全球性贸易框架来规范,然而贸易协定并不一定是实现规制融合的最佳平台。通过诸如世界电子贸易平台等民间企业驱动平台,探索服务全球中小企业的数字贸易新规则新模式,也可帮助全球发展中国家、中小企业等数字贸易利益攸关方更便利地进入全球市场,参与全球经济。另外,民间企业驱动平台的内部规制融合可能会反向促进数字贸易协定的达成。在促进贸易自由化和保障网络安全的基础上,协调不同主体和国家间的矛盾分歧,保障国内不同活动主体的合法利益,是实现数字贸易规制融合的关键所在。

最后,从国内层面看,应积极探索数字贸易的发展路径,拓展数字贸易的应用场景,推动数字贸易创新发展,构建中国国际贸易竞争新优势。数字贸易在此次新冠疫情中展现出自身的独特优势,政府可以通过采取适度的产业政策和政策优惠等措施促进国内数字经济的发展。加快人工智能和区块链技术与数字贸易的融合,加强数字贸易和国家战略的协调对接,率先在自由贸易港、粤港澳大湾区、长江经济带等区域推进数字贸易创新试点。积极优化营商环境和推进数字服务领域的“放管服”改革,在北京中关村软件园等高科技园区推进“国家数字服务出口基地”建设,在北京、湖南和安徽等新近设立的自由贸易试验区探索建设国际信息产业和数字贸易港,全方位促进数字贸易发展。

参考文献:

- 陈林、伍海军(2015):《国内双重差分法的研究现状与潜在问题》,《数量经济技术经济研究》第7期。
- 韩剑、蔡继伟、许亚云(2019):《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》,《中国工业经济》第11期。
- 韩剑、冯帆、李妍(2018):《FTA 知识产权保护与国际贸易:来自中国进出口贸易的证据》,《世界经济》第9期。
- 黄新飞、舒元、徐裕敏(2013):《制度距离与跨国收入差距》,《经济研究》第9期。
- 李杨、陈寰琦、周念利(2016):《数字贸易规则“美式模板”对中国的挑战及应对》,《国际贸易》第10期。
- 吕若思、刘青、黄灿、胡海燕、卢进勇(2017):《外资在华并购是否改善目标企业经营绩效——基于企业层面

的实证研究》,《金融研究》第 11 期。

马述忠、郭继文、张洪胜(2019):《跨境电商的贸易成本降低效应:机理与实证》,《国际经贸探索》第 5 期。

裴长洪、刘斌(2020):《中国开放型经济学:构建阐释中国开放成就的经济理论》,《中国社会科学》第 2 期。

齐俊妍、高明(2019):《服务贸易的边境内措施影响了双边服务出口吗——基于跨国行业的面板数据检验》,《国际贸易问题》第 6 期。

盛斌、果婷(2016):《亚太地区自由贸易协定条款的比较及其对中国的启示》,《亚太经济》第 2 期。

施炳展(2016):《互联网与国际贸易——基于双边双向的网址链接数据的经验分析》,《经济研究》第 5 期。

田晖、蒋辰春(2012):《国家文化距离对中国对外贸易的影响——基于 31 个国家和地区贸易数据的引力模型分析》,《国际贸易问题》第 3 期。

温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云(2004):《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》第 5 期。

周念利、陈寰琦(2018):《数字贸易规则“欧式模板”的典型特征及发展趋向》,《国际经贸探索》第 3 期。

Anderson, J. E. and Wincoop, E. “Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle.” *The American Economic Review*, 2003, 93(1), pp. 170–192.

Cernat, L. “Assessing Regional Trade Arrangements: Are South-South RTAs More Trade Diverting?” *Global Economy Quarterly*, 2001, 2(3), pp. 235–259.

Choi, C. “The Effect of the Internet on Service Trade.” *Economics Letters*, 2010, 109(2), pp. 102–104.

Chung, C. J. “The Geography of Global Internet Hyperlinks and Culture Content Analysis.” University at Buffalo, 2011.

Cravino, J. and Sotelo, S. “Trade-Induced Structural Change and the Skill Premium.” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2019, 11(3), pp. 289–326.

Freund, C. and Weinhold, D. “The Effect of the Internet on International Trade.” *Journal of International Economics*, 2004, 62(1), pp. 171–189.

Hall, R. E. and Jones, C. I. “Why do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker than Others?” *The Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114(1), pp. 83–116.

Horn, H.; Mavroidis, P. C. and Sapir, A. “Beyond the WTO? An Anatomy of EU and US Preferential Trade Agreements.” *The World Economy* 2010, 33(11), pp. 1565–1588.

Javier, L. G. and Janos, F. “Digital Trade and Market Openness.” OECD trade policy papers No. 217, 2018.

Kim, T. Y.; Dekker, R. and Heij, C. “Cross-Border Electronic Commerce: Distance Effects and Express Delivery in European Union Markets.” *International Journal of Electronic Commerce* 2017, 21(2), pp. 184–218.

Kox, H. L. and Lejour, A. “Regulatory Heterogeneity as Obstacle for International Services Trade.” CPB discussion paper, 2005, 49, pp. 3–46.

Krugman, P. “Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade.” *The American Economic Review*, 1980, 70(5), pp. 950–959.

Krugman, P. “Increasing Returns and Economic Geography.” *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3), pp. 483–499.

Lendle, A.; Olarreaga, M.; Schropp, S. and Vezina, P. “There Goes Gravity: eBay and the Death of Distance.” *The Economic Journal*, 2016, 126(591), pp. 406–441.

Li, P.; Lu Y. and Wang, J. “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China.”

Journal of Development Economics , 2016 , 123(11) , pp. 18–37.

Novy , D. “Gravity Redux: Measuring International Trade Costs with Panel Data. ” *Economic Inquiry* , 2013 , 51 (1) , pp. 101–121.

OECD, “Measuring Digital Trade: Towards A Conceptual Framework. ” OECD Report , Address: OECD Headquarters , Paris , 2017 , pp. 22–24.

Rodriguez-Clare , A. “The Division of Labor and Economic Development. ” *Journal of Development Economics* , 1996 , 49(1) , pp. 3–32.

Sacha , W. “The Digital Trade Agenda of the US: Parallel Tracks of Bilateral , Regional and Multilateral Liberalization. ” *Aussenwirtschaft* , 2003 , pp. 7–46.

Simonovska , I. and Waugh , M. E. “The Elasticity of Trade: Estimates and Evidence. ” *Journal of International Economics* 2014 , 92(1) , pp. 34–50.

Viner , J. *Customs Union Theory*. NY: Carnegie Endowment for International Peace , 1950 , pp. 78–112.

Weber , R. H. “Digital Trade in WTO–Law–Taking Stock and Looking Ahead. ” *Asian Journal of WTO and International Health Law and Policy* 2010 , 5(1) , pp. 1–24.

The Impact of Regulatory Integration on Digital Trade: A Test of Digital Content Industry from WIOD

Liu Bin; Zhen Yang; Li Xiaofan

Abstract: Digital trade has become a new growth point for global trade. Based on the World Input–Output Table from 2000 to 2014 , this paper examines the impact of regulatory integration on digital trade. The results show that: At first , regulatory integration promotes the development of digital trade mainly by reducing trade costs , enhancing bilateral network effects and reducing institutional distance. Secondly , from the perspective of industry heterogeneity , the impact of regulatory integration on different digital trade industries is different. It has the largest promotion effect on the industry of “Motion picture , video and television programme production , sound recording and music publishing activities” and a relatively small promotion effect on the industries of “Telecommunications” and “Computer programming , consultancy and related activities; information service activities”. From the perspective of template heterogeneity , although the standard of the “American Template” is higher than “EU Template” , the “American Template” doesn’t show a stronger promotion effect on digital trade. In short , in order to promote the further development of digital trade , we need to actively promote the sign of digital trade chapters in multilateral and bilateral negotiations and propose rules that meet our own interests in the negotiation of rules.

Key words: Regulatory Integration , Digital Trade , Influence effect

JEL codes: F13 , F14 , O24

(截稿: 2020 年 12 月 责任编辑: 王 徽)