

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

周念利, 姚亭亭

(对外经济贸易大学 中国 WTO 研究院, 北京 100029)

摘要: 根据欧洲国际政治经济中心出台的数字贸易限制指数, 采用计量方法对全球 44 个国家的跨境数据流动限制性政策与其数字服务进口之间的相关性进行研究, 并从多个视角对其展开异质性分析。研究表明: 一国对跨境数据流动的管制越严苛, 越不利于该国对数字服务的进口; 信息与通信技术发展水平能调节跨境数据流动限制性政策对数字服务进口的影响; 使用加密技术的服务器可减少该限制性政策对数字服务进口的阻碍作用; 数据流动限制性政策的贸易效应因服务业发展水平的不同而有差异。

关键词: 数据限制性政策; 数字服务贸易; 数据流动

[中图分类号] F114.4: F741.1 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2021)02-0001-15

DOI:10.13509/j.cnki.ib.2021.02.001

引言

近年来, 互联网、人工智能、大数据、云计算等信息与通信技术 (Information and Communication Technology, ICT) 的发展日新月异。数字贸易成为继“传统贸易”和“全球价值链 (Global Value Chain, GVC) 贸易”后国际贸易发展的第三阶段。数字服务贸易既是数字贸易的子集, 也是服务贸易的子集, 其重要性和发展潜力已引起各个国家的重视。然而, 国际数字贸易规则的发展远远滞后于数字贸易的发展。各国纷纷制定有利于本国数字经济发展的数据规则, 以提高其国际数字贸易的竞争力。各国在数字贸易治理理念上的分歧必然影响其数字贸易发展。理性的数字贸易治理体

[收稿日期] 2020-07-20

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目“数字贸易规则‘美式模板’的演化升级与扩展适用趋向及中国的应对”(19AGJ012); 对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“美式数字贸易规则的发展演进及中国的政策选择”(ZD3-07); 对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“全球数字贸易治理体系发展趋向及其贸易影响研究”(CXTD9-06); 对外经济贸易大学研究生科研创新基金项目“跨境数据流动限制对可数字化服务贸易的实证研究”(201906)。

[作者简介] 周念利 (1977~), 女, 湖北安陆人, 对外经济贸易大学中国 WTO 研究院研究员, 经济学博士, 研究方向: 数字贸易; 姚亭亭 (1991~), 女, 河南郑州人, 对外经济贸易大学中国 WTO 研究院博士研究生, 研究方向: 数字贸易。

系是目前贸易活动所亟需的,而理性的数据流动政策或标准的制定,需以客观测度各国数字贸易相关政策的贸易效应为基础,客观测度的结果可为数字贸易相关规则的制定提供技术基础和决策参考。笔者尝试对44个国家实施的跨境数据流动限制性政策与其数字服务进口的相关性展开经验研究,以期完善我国的跨境数据流动规则贡献良策。

本研究的思路是:从欧洲国际政治经济中心(European Centre for International Political Economy, ECIPE)公布的分国别的数字贸易限制指数中剥离出刻画各国跨境数据流动限制水平的分指标,结合基于投入产出分析计算得到的各服务部门的数据投入强度指标,拟合得到44个服务贸易进口国分部门的跨境数据流动限制指标即数据衔接指数,探讨此指数与该国外数字服务进口之间的相关性。

一、文献述评

(一) 既有文献研究概述

互联网等新兴信息与通信技术的发展推动了数字贸易的发展。虽然有关理论阐释较多,但关于跨境数据流动限制性政策如何影响数字贸易发展的研究文献尚不多见。López和Ferencz(2018)对数字技术提升贸易的规模、范围和速度的机制进行了阐释,并利用计量方法证明了对数据流动实施限制会阻碍国际贸易;Ferracane等(2018)创建了能够度量各国数字贸易壁垒相对程度的数字贸易限制指数(Digital Trade Restrictiveness Index, DTRI);Jouanjean(2019)表示对数据流动的监管不应该成为新的贸易壁垒;Casalini和López(2019)剖析了各国出台跨境数据流动监管政策的和具体措施,并分析了跨境数据流动规则在贸易协定中的发展演进过程。尽管上述文献达成了跨境数据流动限制性政策不利于国际贸易发展的共识,但学者研究的侧重点却有不同。与本研究最密切相关的文献当属Ferracane和Marel(2018)的研究成果,这两位学者以量化方式探讨了“国家-部门”层面的数据流动限制性措施对服务贸易的影响效应,这是其他学者未曾深入研究的内容。

(二) 既有文献的研究局限及其产生原因

既有文献主要掣肘于一些技术性难题,比如对跨境数据流动限制性政策进行界定、梳理和量化评估。Ciuriak和Ptashkina(2018)认为国际研究机构对数据流动限制措施的界定比较模糊,并将这些限制政策统称为“数据本地化要求”。但各国对数据在境内和跨境流动的管制措施不同,管制程度参差不齐,笼统地以数据本地化政策来衡量数字贸易壁垒会有失偏颇。为解决这一问题,Casalini和López(2019)将限制政策进一步区分为“跨境数据流动限制”和“本地存储要求”,并按照数据性质和部门差异将上述每一类政策继续细分为“无监管”“自由流动”“有保障地流动”以及“根据具体情况或临时授权的流动限制”4个层级。Ferencz(2019)弥补了现有文献在数字贸易壁垒定量分析研究方面的不足,参与构建了数字服务贸易限制指数(Digital Service Trade Restrict Index, DSTRI)。实际上,在DSTRI发布前,Ferracane等(2018)也曾构建度量数字贸易限制壁垒的DTRI,两个指数的构建方法很接近。但与DTRI相比,

DSTRI 存在分类标准较粗略、针对性相对低、可适用的国家和部门范围有限等不足之处。

现有研究还存在其他技术性难题,比如如何对各服务部门的数据密集程度进行区分,以识别数据流动限制性政策对各部门影响程度的异质性,如何将测度国家层面的跨境数据流动障碍转化为对国家部门层面的数据流动限制措施的量化分析,以及关于“数字服务部门的界定”“数据流动统计”和“可数字化服务贸易的统计口径”等定量分析的基础问题。

(三) 跨境数据流动限制性政策对数字服务进口的影响机理分析

虽然关于跨境数据流动限制性政策如何影响数字服务贸易的文献较少,但仍可从既有文献中找到与之相近的研究内容,由此探索二者之间的影响机理。现有研究揭示了互联网或数字技术影响贸易发展的几种作用机理:(1) 信息技术发展有助于降低贸易中的搜寻与交流成本(Fink et al., 2005; 施炳展, 2016),这会促使国际贸易更趋便利化、GVC 环节更趋分散化,发展中经济体、中小企业和个人有更多机会参与到国际贸易之中(López & Jouanjean, 2017)。(2) 数字技术的运用增强了传统服务的可贸易性,线上交易模式使服务贸易的范围进一步扩大,内容进一步深化(Freund & Weinhold, 2002; Choi, 2010),有效打破了空间局限。(3) 数字技术的发展会催生新的服务部门和模式(Jr et al., 2013; Fichman et al., 2014),如将数字技术嵌入到健康医疗、金融服务等传统领域,创造社交媒体、云服务 etc 新型服务业;能提高市场透明度,通过大数据挖掘和追踪技术,掌握消费者行为、偏好和需求方面的有效信息,使得新型定制化服务成为可能(Chanias et al., 2019)。以互联网为代表的数字技术甚至重塑了服务贸易方式,离岸外包变得不容忽视。一系列经验研究证实,互联网的普及可极大地促进服务贸易规模的扩大(Freund & Weinhold, 2002; Choi, 2010)。

上述贸易促进作用得以实现的基础是数据能够自由流动,因为数据是支撑基于互联网或数字技术的贸易的基本元素。进口数字服务贸易也必然要涉及数据跨境流动(Borchert et al., 2020)。对数据跨境流动施加限制势必会影响通过互联网或数字技术发生的服务进口,削弱数据流动的贸易促进作用,导致由数字技术带来的交易成本下降以及新生的服务部门和模式提供的红利大幅降低甚至消失。各个进口国实施的数据跨境流动监管政策迥异,使贸易环境更加复杂,数字服务提供商面临较大的不确定性。为了遵从各国异质性的监管政策,需要配置额外资源满足合规要求,这些都会对数字服务进口产生影响并抬高进口成本(Borchert et al., 2020)。韩静雅(2016)也认为数据中心本地化要求会导致数据跨境流动受限,从而增加利用数据流动提供服务的成本,成为国外互联网企业进入该国的障碍。可见跨境数据流动限制性政策可通过服务贸易模式来影响数字服务进口。

基于上述研究事实,笔者猜想跨境数据流动限制性政策对数字服务进口具有不可忽视的影响作用。为此,借鉴 Ferracane 和 Marel (2018) 的方法对跨境数据流动限制性政策如何影响数字服务进口的发展进行定量研究,并尝试对 Ferracane 等

(2018) 的研究加以改进, 包括在完善“数据生产者”^① 内涵的基础上构建新的“数据衔接指数”, 更新研究数据, 使用两阶段最小二乘估计方法 (Two-Stage Least Squares, 2SLS) 检验模型稳健性, 以及对二者相关性进行异质性考察。

二、模型、变量和数据说明

(一) 模型构建

采用 ECIPE 公布的 2017 年 DTRI 数据, 以“国家-部门”为数据结构, 对 44 个国家^② 的跨境数据流动限制性政策与其国内 10 个数字服务部门进口的相关性展开经验研究。借鉴 Ferracane 和 Marel (2018) 的思路, 并考虑其他服务贸易影响因素 (Freund & Weinhold, 2002; 殷凤和陈宪, 2009; Marel & Shepher, 2013; 王恕立和向姣姣, 2014; Nordas & Rouzet, 2015), 建立基准模型 (1)。

$$\ln M_{ji} = \beta_0 + \beta_1 DI_{ji} + \beta_2 \ln gdp_j + \beta_3 \ln popu_j + \beta_4 \ln fdi_j + \beta_5 \ln ofdi_j + \beta_6 \ln urban_j + \beta_7 \ln open_j + \beta_8 iit_{ji} + \mu_i + \varepsilon_{ji} \quad (1)$$

式 (1) 中, $\ln M_{ji}$ 是取对数后 j 国第 i 个服务部门的进口额; DI_{ji} 是 j 国 i 服务部门的数据衔接指数 (详见式 (2) 和式 (3)); $\ln gdp_j$ 是取对数后 j 国的国内生产总值, 代表 j 国的经济规模; $\ln popu_j$ 是取对数后 j 国的总人口, 表示国内对服务贸易的潜在消费需求数量; $\ln fdi_j$ 和 $\ln ofdi_j$ 分别是取对数后 j 国的外商直接投资 (流量) 和对外直接投资 (流量), 两者刻画外向型经济的发展程度, 也能反映一国的对外开放程度; $\ln urban_j$ 是取对数后 j 国的城镇率, 反映国内对服务贸易的消费需求结构的高级化, 因为城市人口比重越大, 对服务业的需求和服务产品结构越趋向高级化; $\ln open_j$ 是取对数后 j 国的进口依存度, 用总进口额与 GDP 的比例度量; iit_{ji} 为借鉴王孝松等 (2014) 的做法而引入的产业内贸易程度指标, $iit_{ji} = 1 - \frac{|X_{ji} - M_{ji}|}{X_{ji} + M_{ji}}$, 其中 X_{ji} 、 M_{ji} 分别是 j 国 i 部门的出口额和进口额; μ_i 是部门固定效应; ε_{ji} 是残差项。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

本研究共有 44 个样本国家。基于联合国贸易和发展会议 (United Nations Conference on Trade and Development, UNCTAD) (2015) 的官方界定^③ 选取数字贸易服务部门, 并将其进一步细分为 10 个部门: 保险和养老金服务, 金融服务, 使用

^①指在提供服务时产生大量数据的服务部门。

^②这 44 个国家是: 澳大利亚、奥地利、比利时、巴西、加拿大、智利、中国、哥伦比亚、哥斯达黎加、捷克共和国、丹麦、爱沙尼亚、芬兰、法国、德国、希腊、匈牙利、冰岛、印度、印度尼西亚、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、俄罗斯、斯洛伐克共和国、斯洛文尼亚、南非、西班牙、瑞典、瑞士、土耳其、英国、美国。

^③UNCTAD (2015) 指出数字服务贸易包括电信计算机和信息服务、金融服务、保险和养老金服务、知识产权使用费、其他商业服务、个人文化和娱乐服务 6 个部门。部门分类标准以《扩展的国际收支服务分类》2010 版 (Extended Balance of Payments Services Classification, EBOPS 2010) 为依据。

知识产权的费用, 电信服务, 计算机服务, 信息服务, 研究与开发服务, 专业和管理咨询服务, 技术贸易相关和其他商业服务以及个人文化和娱乐服务。采取EBOPS 2010 2分位编码来刻画第*i*个数字服务部门的进口额 $\ln M_{ji}$ 。

2. 核心解释变量

借鉴 Ferracane 和 Marel (2018) 与 Marel 等 (2016) 的做法, 构建数据衔接指数, 用以反映进口国各服务部门所面临的跨境数据流动限制水平。创建该指数需三步: 第一, 计算每一服务部门的数据强度; 第二, 确定在国家层面能衡量跨境数据流动限制水平的指标; 第三, 将前两步得出的数据相乘得到数据衔接指数。具体见式 (2) 和式 (3):

$$DI_{ji} = \ln \frac{\sum \theta_{ip}}{lab_i} \times cb_j \quad (2)$$

$$DI_{ji} = \ln \frac{\sum \tau_{ip}}{lab_i} \times cb_j \quad (3)$$

首先, 衡量数据强度^①。有两种思路可刻画服务部门的数据强度:

第一种是根据美国经济分析局 (Bureau of Economic Analysis, BEA) 投入产出表^②, 结合 Marel 等 (2016) 和 Ferracane 和 Marel (2018) 的方法, 将 10 类服务作为“数据生产者”(见表 1), 利用投入产出法, 将已被认定为“数据生产者”的服务部门作为下游其他服务部门运营中的数据投入方。再借鉴 Ferracane 和 Marel (2018) 的方法用数据生产部门对下游其他部门的投入比重除以下游部门的劳动力, 该比率就是各服务部门的数据强度, 即式 (2)。

表 1 数据生产者概览

NAICS 代码	部门描述
511200	软件出版商
517110	有线电信运营商
517210	无线电信运营商 (卫星除外)
518200	数据处理、托管和相关服务
519130	互联网出版和广播以及网络搜索网站
541512	计算机系统设计服务
54151A	其他计算机相关服务, 包括设施管理
5111A0	工商名录、邮件列表和其他出版者
517A00	卫星、电信经销商和所有其他电信
5191A0	新闻联合组织、图书馆、档案馆和所有其他信息服务

资料来源: 美国经济分析局。网址: https://apps.bea.gov/iTable/iTable.cfm?reqid=52&step=102&isuri=1&table_list=4&aggregation=sum; 访问时间: 2020-02-10。

第二种是用美国统计局每年公布的各部门用于购买 ICT 和计算机软件的费用一项来评估服务部门的数据强度。而 ICT 和计算机软件费用支出又可细分为资本类项目支出和

^①数据强度可理解为各服务部门对数据资源的依赖程度或潜在的使用程度。

^②有学者常以美国投入产出矩阵作为行业层面贸易的衡量标准 (Constinot, 2009; Marel et al., 2016; Ferracane & Marel, 2018), 这主要是基于各个国家在投入产出表的行业分类系统和聚合水平上有所差异, 因而无法统一行业代码标准的考虑。

非资本类项目支出。为此,在稳健性检验中,分别用非资本类项目支出和资本类项目支出再次对各部门的数据强度进行度量,测算方法与第一种较相似,即式(3)。

式(2)和式(3)中, p 是数据生产部门; i 是每一下游服务部门; θ_{ip} 是数据生产者对每一下游部门 i 的投入; τ_{ip} 是每一服务部门对非资本类项目和资本类项目的ICT技术与计算机软件费用支出; lab_i 是对应的下游服务部门的劳动人数。

其次,测算数据衔接指数 DI_{ji} 。 DI_{ji} 表示 j 国 i 服务部门数据规则的松紧度。利用式(2)和式(3),对 DI_{ji} 进行测算。式(2)和式(3)中的 cb_j 表示 j 国的跨境数据流动限制水平得分。 cb_j 数据来自DTRI第八章“数据政策”框架下的“跨境数据流动限制”,跨境数据流动限制的测算方法参考报告中使用的加权法。

最后,匹配部门分类编码。式(2)和式(3)的数据结构是“国家-部门”,笔者关于部门分类标准的匹配思路是:以式(2)为例,分子为BEA 2012年投入产出表6位部门分类编码,分母为BLS 2012年4位部门分类编码,将分子匹配到4位部门分类编码;再利用简单平均方法将 DI_{ji} (4位部门分类)聚合到与 $\ln M_{ji}$ 同纬度的2位部门分类编码;最终,被解释变量和核心解释变量都整合为2位部门分类编码。式(3)匹配思路同式(2)。

3. 其他变量

后文稳健性检验和异质性分析涉及的其他变量如下。

(1) 服务贸易限制指数(STRI)。STRI来自经济合作与发展组织(Organisation for Economic Co-operation and Development, OECD)。其得分越高,意味着该国该部门的服务贸易壁垒水平越高,越不利于开展服务贸易活动。

(2) 法律制度与财产权(Legal System & Property Rights)及雇用和解雇法规(Hiring and Firing Regulations)。这两个变量是1995年世界经济自由指数(Index of Economic Freedom)中的指标,分别用 $lp95$ 和 $hr95$ 表示。笔者运用2SLS来处理跨境数据流动限制性政策和数字服务进口之间可能存在的内生性问题。采用上述两个指标度量并对比各国制度完善情况。 $lp95$ 分值越高表示该国的法律制度越规范,产权保护工作越好,当地政府执政能力和制度环境相对良好; $hr95$ 分值越高表示雇主在雇用和解雇工人方面的决定权越大。

关于相关性。各国的文化习俗、历史经验和传统规范,这些“历史积淀”对其制度制定有巨大影响。它通过人际和代际的交流和传播,影响制度的设计(方颖和赵扬,2011)。各国制度变迁又是漫长的过程且具有路径依赖特征,早期的制度会对当前的制度产生明显的滞后影响(刘斌等,2018)。而各国跨境数据流动限制性政策具有制度方面的属性,所以一国已有制度越完善,政府执政能力越强,当前对数据流动、交易等环节的规则予以规范的概率就越大;类似地,企业以往在商业活动中的自主决定权越小,现在就越有可能接受当地政府新制定的数据流动管制措施。证明 $lp95$ 和 $hr95$ 或多或少会对2017年各国跨境数据流动限制性政策产生影响。

关于外生性。两个指标反映的是1995年各国宏观制度层面的信息。一方面,20多年前的制度对2017年服务进口的影响作用微弱;另一方面,与制度因素相比,一国经济和科技的快速发展对其服务进口具有决定性作用。因此, $lp95$ 和 $hr95$ 满足了作为工

具变量的相关性和外生性条件。

(3) 信息与通信技术发展指数 (*IDI*) 及其子指标。*IDI* 指各国 ICT 发展水平。笔者使用 *IDI* 探究跨境数据流动限制性政策对数字服务进口的影响是否随 ICT 发展水平不同而不同。*IDI* 由 ICT 访问 (*access*)、ICT 使用 (*use*)、ICT 技能 (*skill*) 三个子指标加权得出, 后文也对这三个指标进行异质性考察。

(4) 服务增加值与 GDP 比重 (*service*)。*service* 反映一国的服务业发展水平, 一国的服务业发展水平可能对服务进口额产生影响 (殷凤和陈宪, 2009), 而数字服务贸易本身包含于服务贸易中。

(5) 互联网使用人数比例指标 (*internet*)。选取上网人数占总人口比重作为一国的互联网渗透率, 可将其视为该国对互联网的需求, 研究其对数据流动壁垒的贸易效应是否具有调节作用。安全服务器用 *security* 表示, 反映一国在互联网交易中对加密技术服务器的使用程度。

(三) 数据来源

上述各变量数据来源如表 2 所示。

表 2 变量数据来源一览表

变量类别	变量名	变量含义	数据来源
被解释变量	<i>lnM</i>	进口国各服务部门进口额的对数值	世界贸易组织数据库
核心解释变量	<i>DI</i>	数据衔接指数	BEA 投入产出表、美国普查统计局、美国劳动统计局数据库、ECIPE 数据库
控制变量	<i>lngdp</i>	国内生产总值的对数值	世界银行世界发展指标 (World Development Indicators, WDI) 数据库
	<i>lnpopu</i>	人口规模的对数值	世界银行 WDI 数据库
	<i>lnfdi</i>	外商直接投资流量的对数值	世界银行 WDI 数据库
	<i>lnofdi</i>	对外直接投资流量的对数值	世界银行 WDI 数据库
	<i>lnurban</i>	城镇率的对数值	世界银行 WDI 数据库
	<i>lnopen</i>	进口依存度的对数值	世界银行 WDI 数据库
	<i>iit</i>	产业内贸易程度	世界贸易组织数据库
其他变量	<i>STRI</i>	服务贸易限制指数	OECD 数据库
	<i>lp95</i>	法律制度与财产权	弗雷泽研究所 (Fraser Institute)
	<i>hr95</i>	雇佣和解雇法规	弗雷泽研究所
	<i>IDI</i>	信息与通信技术发展指数	国际电信联盟数据库
	<i>access</i>	ICT 访问	国际电信联盟数据库
	<i>use</i>	ICT 使用	国际电信联盟数据库
	<i>skill</i>	ICT 技能	国际电信联盟数据库
	<i>service</i>	服务增加值与 GDP 比重	世界银行 WDI 数据库
	<i>internet</i>	互联网使用人数比例	世界银行 WDI 数据库
	<i>security</i>	安全服务器使用程度	世界银行 WDI 数据库

注: 表内各数据库、机构网址分别为: 世界贸易组织数据库, <https://data.wto.org/>; BEA 数据库, https://apps.bea.gov/iTable/iTable.cfm?reqid=52&step=102&isuri=1&table_list=4&aggregation=sum; 美国普查统计局, <https://www.census.gov/data/tables/2013/econ/icts/2013-icts.html>; 美国劳动统计局 (Bureau of Labor Statics, BLS) 数据库, <https://stats.bls.gov/bls/newsrels.htm#OEUS>; ECIPE 数据库, <https://ecipe.org/>; 世界银行 WDI 数据库, <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>; OECD 数据库, <https://stats.oecd.org/>; 弗雷泽研究所, 网址: <https://www.fraserinstitute.org/economic-freedom/dataset>; 国际电信联盟数据库, <https://www.itu.int/en/ITU-D/Statistics/Pages/publications/mis/methodology.aspx>。

三、基准回归及稳健性检验分析

(一) 基准回归分析

基于式(1)和式(2),利用稳健标准误下的最小二乘虚拟变量(Least Squares Dummy Variables, LSDV)估计方法,对各国的跨境数据流动限制性政策和其服务部门进口的相关性开展经验研究。估计结果如表3所示。

表3列(1)是固定了部门层面不可预测因素后的估计结果。列(2)~列(8)是加入控制变量的估计结果。列(1) *DI* 的估计系数与预期不符,其原因可能是存在遗漏变量。随后逐次加入控制变量,列(2)~列(8)中 *DI* 的估计符号均为负,除了列(3),其余全部通过了 *t* 统计量的5%或10%的显著性水平检验。整体上,估计结果符合预期,即跨境数据流动限制性政策会影响数字服务部门进口,意味着进口国实施的数据流动限制措施越严格,越不利于本国进口数字服务贸易。另外,一国的经济发展规模、开放度和产业内贸易程度等同样能促进本国数字服务进口。

表3 基准回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>DI</i>	0.87*** (2.90)	-0.54** (-2.27)	-0.35 (-1.54)	-0.37* (-1.73)	-0.54** (-2.44)	-0.55** (-2.50)	-0.45** (-2.10)	-0.60*** (-2.87)
<i>lngdp</i>	—	0.76*** (16.09)	2.20*** (13.98)	1.83*** (10.11)	1.83*** (10.43)	1.95*** (9.19)	1.50*** (6.28)	1.18*** (5.19)
<i>lnpopu</i>	—	—	-1.35*** (-9.17)	-0.99*** (-7.39)	-0.85*** (-6.63)	-1.02*** (-5.06)	-0.72*** (-3.31)	-0.33 (-1.50)
<i>lnfdi</i>	—	—	—	0.07 (0.66)	0.08 (0.77)	0.11 (1.10)	-0.014 (-0.127)	0.07 (0.75)
<i>lnofdi</i>	—	—	—	—	—	—	0.20*** (2.85)	0.14* (1.93)
<i>lnurban</i>	—	—	—	—	—	-0.66 (-1.42)	-0.69 (-1.32)	0.01 (0.01)
<i>lnopen</i>	—	—	—	—	0.59*** (3.16)	0.43* (1.67)	0.42 (1.43)	0.64** (2.24)
<i>iit</i>	—	—	—	—	—	—	—	1.28*** (3.18)
常数项	6.19*** (21.30)	-3.33*** (-5.09)	-9.25*** (-11.51)	-8.68*** (-10.21)	-9.49*** (-10.43)	-6.93*** (-3.46)	-4.53* (-1.70)	-7.92*** (-2.92)
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	341	341	341	306	306	306	274	274
R ²	0.234	0.541	0.656	0.693	0.705	0.707	0.719	0.742

注:括号内数值为纠正了异方差后的 *t* 统计量。“*”“**”“***”分别代表在10%、5%、1%的水平上显著。控制了部门层面固定效应。下表同。

(二) 稳健性检验

1. 数据样本量扩充的稳健性检验

将维修服务部门和运输服务部门添加到原样本中。事实上,OECD(2017)和国

际货币基金组织列举的数字贸易类型就包括了这两个部门,意味着维修服务和运输服务也会涉及数据流动。从广义的数字贸易角度看,将维修和运输部门视为数字服务贸易也具有合理性。为此,笔者采取了不同层次的样本扩充方法,将只从事维修的部门、只从事运输的部门及同时从事维修和运输的部门依次加入到原样本中,采用逐层添加样本方式进行稳健性检验。表4列(1)~列(3)是对应的估计结果,证明了基准回归结果具有可信性,即各国严苛的数据流动规则会阻碍其进口数字化的服务。

2. 指标调整的稳健性检验

前文提到可利用式(3)重新测算数据强度和衔接指数。根据该研究思路,测算出新的核心解释变量并将该新变量代入式(1)进行实证检验。表4列(4)是利用各个服务部门每年对于ICT和计算机软件资本类项目支出计算出的数据强度,列(5)是利用各个服务部门每年对于ICT和计算机软件非资本类项目支出计算出的数据强度。列(3)~列(5)中DI的估计结果正如预期,负向显著。为了进一步验证基准模型的稳健性,考虑增加新的变量用以检验基准模型。STRI得分越高表示对服务贸易活动限制措施越多,越容易阻碍服务贸易的发展(Nordas & Rouzet, 2015)。为此,将STRI加入模型进行稳健性检验。表5列(1)是估计结果,DI的估计系数符号为负,并在1%的显著性水平下通过检验,说明基准估计结果具有稳健性。此外,将STRI加入资本类项目支出和非资本类项目支出情形下进行检验,其估计结果仍然能证明基准模型具有稳健性。受篇幅所限,结果不在此列示,备索。

表4 稳健性检验结果(一)

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DI	-0.615*** (-3.012)	-0.557*** (-2.802)	-0.573*** (-2.951)	-0.858*** (-3.099)	-0.759*** (-3.130)
lngdp	1.400*** (6.349)	1.215*** (5.872)	1.404*** (6.963)	1.084*** (4.304)	1.079*** (4.252)
lnpopu	-0.487** (-2.343)	-0.360* (-1.812)	-0.496*** (-2.619)	-0.246 (-1.024)	-0.245 (-1.014)
lnfdi	0.082 (0.815)	0.051 (0.570)	0.062 (0.670)	0.098 (0.936)	0.100 (0.943)
lnofdi	0.090 (1.261)	0.124* (1.848)	0.080 (1.213)	0.157** (2.154)	0.157** (2.153)
lnurban	0.029 (0.059)	-0.059 (-0.125)	-0.028 (-0.063)	0.080 (0.149)	0.086 (0.159)
lnopen	0.685** (2.582)	0.569** (2.221)	0.623** (2.577)	0.749** (2.356)	0.748** (2.358)
it	1.358*** (3.632)	1.241*** (3.254)	1.325*** (3.725)	1.316*** (3.213)	1.323*** (3.225)
常数项	-8.969*** (-3.540)	-4.965** (-2.025)	-5.982** (-2.590)	-7.809*** (-2.889)	-7.850*** (-2.895)
固定效应	是	是	是	是	是
观测值	305	309	340	264	264
R ²	0.746	0.775	0.777	0.744	0.744

表5 稳健性检验结果(二)

项目	(1) LSDV	(2) 2SLS	(3) GMM
<i>DI</i>	-0.563*** (-2.691)	-1.162*** (-3.007)	-1.198*** (-3.068)
<i>STRI</i>	-0.454 (-0.986)	—	—
<i>DWH</i>	—	2.963 [0.085]	—
Kleibergen-Paaprk LM statistic	—	25.421 [0.000]	—
Kleibergen-Paaprk Wald F statistic	—	21.279 {19.93}	—
Hansen-Overid	—	0.637 [0.425]	0.637 [0.425]
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
观测值	274	230	230
R ²	0.743	0.635	0.633

注：中括号内的值为相应统计量的P值；大括号内的值为Stock-Yogo检验在10%水平上的临界值。

3. 计量方法的稳健性检验

考虑到跨境数据流动限制性政策和数字服务进口之间可能因为变量遗漏或双向因果产生内生性问题，故选取 *lp95* 和 *hr95* 作为 *DI* 的工具变量，并同时考虑采用 2SLS 和广义矩估计 (Generalized Method of Moments, GMM) 方法进行分析，因为在球型扰动项假定的条件下 2SLS 是较为有效的估计方法，但在异方差或自相关情形下，GMM 比 2SLS 有效。由于本研究是截面数据结构，扰动项可能会存在异方差，因此再次进行静态 GMM 估计以确保基准回归结果的稳健性。表 5 列 (2) 是稳健标准误下 2SLS 的估计结果，列 (3) 是 GMM 估计结果。两列 *DI* 的估计系数都是负向显著，而且由表 5 列 (2) 看，工具变量依次通过了过度识别检验、弱工具变量检验和内生性检验，说明选取的工具变量合理有效，并再次证明基准结果具有稳健性。

上述稳健性检验都证实了基准估计结果是合理有效的，即一国的跨境数据流动限制性政策越严苛越不利于其数字服务进口，极端情况下可能导致与全球数字服务贸易脱钩。

四、异质性考察

跨境数据流动的实现需要相应的 ICT 作为支撑，拥有 ICT 的国家可为数字贸易发展创造更优良的环境，进而推动数字服务贸易发展并在更开放的国际市场中获得数字服务贸易收益。而跨境数据流动限制性政策的贸易效应也可能因各国服务业发展水平的不同而出现差别。为此进行异质性考察。估计模型均依据式 (4)：

$$\ln M_{ji} = \beta_0 + \beta_1 DI_{ji} + \beta_2 DI_{ji} \times X_j + \beta_3 X_j + \beta_4 Y_j + \beta_5 iit_{ji} + \varepsilon_{ji} \quad (4)$$

式(4)中, X分别取 *IDI*、*access*、*use*、*skill*、*internet*、*security*、*service* 变量; Y是同基准回归的一系列控制变量; 核心解释变量和被解释变量同前文。此外, 对模型中的 DI_{ji} 、 $DI_{ji} \times X_j$ 和 X_j 进行中心化处理, 尽量弱化或消除模型中多重共线性问题。

(一) *IDI* 指标的异质性分析

由于数据或信息均是借助互联网通道得以顺利流动, 因而数字贸易与贸易双方的 ICT 发展状况休戚相关。IDI 指标因其能够更加全面、广泛和实时地反映出各国 ICT 建设情况, 而成为衡量一国数字经济发展环境状态的一个较为贴切的指标 (Aguerre, 2019)。表 6 列 (1) 是估计结果。列 (1) 交互项 $DI \times IDI$ 估计系数正向显著, 表明跨境数据流动限制性政策对数字服务贸易的影响确实受到国家 ICT 发展水平的调节, 而且一国 ICT 发展水平的提高将弱化该限制性政策对数字服务进口的影响。原因可能是贸易主体面临贸易政策壁垒时, 会通过不断增强其 ICT 能力来规避政策壁垒, 减少贸易损失。

(二) *IDI* 子指标异质性考察

IDI 指数由 ICT 访问、ICT 使用、ICT 技能三个子指标加权聚合得出。ICT 访问用以反映区域网络基础设施和访问情况; ICT 使用和 ICT 技能用以反映社会使用 ICT 的程度。这三个子指标对地区 ICT 发展都有较大的影响; 另外, 经济基础不同的国家在 ICT 基础设施建立、社会运用 ICT 程度、地区 ICT 能力等方面存在差异, 因而考察地区 ICT 发展的不同影响因素很有必要。利用式 (4), 将 X 分别取 ICT 访问、ICT 使用、ICT 技能三个子指标, 并进行实证检验。表 6 列 (2) ~ 列 (4) 依次是 ICT 访问、ICT 使用、ICT 技能与 *DI* 交互的估计结果。 $DI \times access$ 和 $DI \times use$ 估计系数均显著为正, 意味着 ICT 访问和 ICT 使用都能削弱跨境数据流动限制性政策对数字服务进口的抑制作用。说明各国政府可通过提高本国 ICT 网络基础设施和访问水平来抵消其跨境数据流动限制性政策的负面影响, 或通过扩大全社会对 ICT 使用的覆盖率来弱化跨境数据流动限制性政策的贸易抑制效应。 $DI \times skill$ 的估计结果不显著, 表明与 ICT 访问和 ICT 使用的调节作用相比, ICT 技能对跨境数据流动限制性政策的贸易效应的调节效应尚未凸显。这可能与全球 ICT 技术人才紧缺有关。国际信息系统安全认证协会对全球网络安全人才现状评估报告显示, 2019 年欧洲网络安全人才缺口约 29.1 万人, 而 2018 年该方面人才缺口只有 14.2 万人^①。由此推断其他国家可能与欧洲的情况类似, 甚至技术人才缺口更大。

列 (5) 检验跨境数据流动限制性政策对数字服务进口的作用是否受当地上网人数的调节。 $DI \times internet$ 估计系数符号为正且显著, 表明如果该国对互联网的需求增加, 则跨境数据流动限制性政策对数字服务进口的负向影响就会减小, 这点与 ICT 使用指标的估计结果相似。实际上, ICT 使用子指标中包含了互联网渗透率变

^①资料来源: European Union Agency for Cybersecurity (ENISA). Cybersecurity skills development in the EU [R/OL]. (2020-03-26) [2020-09-25]. <https://www.enisa.europa.eu/publications/the-status-of-cyber-security-education-in-the-european-union>.

量。此处列(5)的估计结果也验证了ICT使用的稳健性。

表6 异质性分析结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>DI</i>	-0.390* (-1.878)	-0.428** (-2.060)	-0.396* (-1.893)	-0.381* (-1.840)	-0.390* (-1.877)	-0.034 (-0.129)	-0.136 (-0.517)
<i>DI×IDI</i>	0.396*** (2.874)	—	—	—	—	—	—
<i>IDI</i>	-0.276* (-1.667)	—	—	—	—	—	—
<i>DI×access</i>	—	0.364** (2.412)	—	—	—	—	—
<i>access</i>	—	-0.209 (-1.313)	—	—	—	—	—
<i>DI×use</i>	—	—	0.352*** (2.785)	—	—	—	—
<i>use</i>	—	—	-0.047 (-0.451)	—	—	—	—
<i>DI×skill</i>	—	—	—	0.189 (1.092)	—	—	—
<i>skill</i>	—	—	—	-0.537*** (-3.507)	—	—	—
<i>DI×internet</i>	—	—	—	—	0.036*** (2.710)	—	—
<i>internet</i>	—	—	—	—	-0.016 (-1.324)	—	—
<i>DI×security</i>	—	—	—	—	—	0.0001*** (3.533)	—
<i>security</i>	—	—	—	—	—	-0.0000 (-0.797)	—
<i>DI×service</i>	—	—	—	—	—	—	6.832** (2.540)
<i>service</i>	—	—	—	—	—	—	0.659 (0.524)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	274	274	274	274	274	274	274
R ²	0.749	0.747	0.748	0.754	0.747	0.758	0.749

注：受篇幅所限，控制变量和常数项的估计结果未列示，备索。

(三) 安全互联网服务器和服务业发展水平的异质性分析

安全互联网服务器是指在互联网交易中使用加密技术的服务器。国家可以通过运用先进技术以规避网络攻击等潜在风险，或制定高标准的数据保护规则减少信息泄露风险。那么这两种途径之间具有怎样的关系，新科技的使用如何影响数字服务进口？笔者探究各国安全服务器的使用能否调节跨境数据流动限制性政策对数字服务进口的影响以解答这一问题。表6列(6) *DI×security* 的估计系数正向显著，表明随着一国对安全互联网服务器的使用率提高，跨境数据流动限制性政策对数字服务进口的抑制作用会减弱。这可能是因为一国更偏好使用技术而非通过收紧数据政

策方式来保护数据的安全,意味着使用技术确保数据安全和制定保护政策之间可能存在替代效应。

表6列(7)考察服务业发展水平作为跨境数据流动限制性政策和数字服务进口之间的调节变量的作用。列(7) $DI \times service$ 的估计系数显著为正,表明服务业发展水平提升会减弱 DI 对数字服务进口的影响。换言之,服务业发展水平较落后的国家对跨境数据流动限制性政策带来的贸易抑制效应更敏感。这可能是因为服务业发展水平较低的国家更容易出现服务贸易逆差,所以跨境数据流动限制性政策对其数字服务进口的负向影响更显著。

五、结论及政策启示

(一) 结论

笔者使用强度水平对主要服务贸易部门的数据进行测度,并构建分部门的数据衔接指数,重点探讨了各国跨境数据流动限制与数字服务部门进口间的相关性。研究发现:

(1) 一国对数据跨境流动的管制越严苛,越不利于其数字服务进口。

(2) 一国实施的跨境数据流动限制性政策对其数字服务进口的抑制效应会受到本国 ICT 发展水平、ICT 访问、ICT 使用、互联网渗透率、安全服务器使用程度以及服务业发展水平多个调节变量的调节。具体而言,跨境数据流动限制性政策的贸易抑制效应会随着进口国 ICT 发展水平、ICT 访问和 ICT 使用情况的改善而减弱;进口国对上网需求的增加会减弱跨境数据流动限制性政策对其数字服务进口的负向影响;进口国对安全服务器使用程度越高其跨境数据流动限制性政策对数字服务进口的抑制作用越低。此外,服务业发展水平的提高也能削弱跨境数据流动限制性政策对数字服务进口的不利影响。

(二) 启示

(1) 政府对跨境数据传输的管制措施理应兼顾数据安全和经济发展两个方面,因为严格的限制政策不利于数字服务进口,影响对国际先进知识和技术的获取。尽管《中华人民共和国个人信息保护法(草案)》^①表明了中国促进跨境数据安全自由流动的立场,而且中国签署了《区域全面经济伙伴关系协定》^②,愿意与各成员国搭建跨境数据流动圈,但中国现存的相关法律制度,如数据出境安全评估、数据安全管理制度、数据备份等机制,仍需继续完善。

(2) 继续提高中国 ICT 发展水平,建立健全信息基础设施。尤其是在全国范围内加快 5G 网络建设进度,并对农村或偏远地区的信息基础设施和互联网接入情况予以关注,扩大网络的覆盖率,提高互联网渗透率,消弭数字鸿沟。

^①参见:中华人民共和国全国人民代表大会. 中华人民共和国个人信息保护法(草案) [EB/OL]. (2020-10-21) [2020-10-31]. <http://www.npc.gov.cn>.

^②参见:中华人民共和国中央人民政府. 《区域全面经济伙伴关系协定》(RCEP) 各章内容概览 [EB/OL]. (2020-11-17) [2020-11-18]. http://www.gov.cn/xinwen/2020-11/17/content_5562000.htm.

(3) 重视先进科技在数据保护领域的应用,利用技术降低或消除数据跨境流动中的潜在风险,如鼓励企业使用加密技术的服务器,防止数据被盗用和非法篡改。

(4) 提高各地区服务业在“质”和“量”两个层面的发展水平,以减弱跨境数据流动限制性政策对数字服务进口的负面效应。一是继续推动现代服务业向高增加值、高质量方向发展,加快服务业的数字化转型,既要保持原有移动支付、智慧物流等数字化优势,也要探索新型服务业发展模式;二是在经济发展相对较落后的地区,加大地区服务业比重,逐步推动服务业数字化转型,同时合理配置地区三大产业资源。

[参考文献]

- [1] 方颖,赵扬.寻找制度的工具变量:估计产权保护对中国经济增长的贡献[J].经济研究,2011(5).
- [2] 韩静雅.“本地化贸易壁垒”法律规制研究[D].北京:对外经济贸易大学,2016.
- [3] 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(8):103-128.
- [4] 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(5):172-187.
- [5] 王恕立,向姣姣.创造效应还是替代效应——中国OFDI对进出口贸易的影响机制研究[J].世界经济研究,2014(6):66-72.
- [6] 王孝松,施炳展,谢申祥,等.贸易壁垒如何影响了中国的出口边际?——以反倾销为例的经验研究[J].经济研究,2014(11):58-71.
- [7] 殷凤,陈究.国际服务贸易影响因素与我国服务贸易国际竞争力研究[J].国际贸易问题,2009(2):61-69.
- [8] AGUERRE C. Digital trade in Latin America: mapping issues and approaches [J]. Digital Policy, Regulation and Governance, 2019,21(1):2-18.
- [9] BORCHERT I, CORY N, DRAKE-BROCKMAN J, et al. Digital technologies, services and the fourth industrial revolution [R]. Jean Monnet TISA Network Working Paper,2020, No. 2020-02.
- [10] CASALINI F, LÓPEZ G J. Trade and cross border data flows [R]. OECD Trade Policy Papers, 2019.
- [11] CHANIAS S, MYERS M D, HESS T. Digital transformation strategy making in pre-digital organizations: the case of a financial services provider [J]. The Journal of Strategic Information Systems, 2019, 28(1):17-33.
- [12] CHOI C. The effect of the internet on services trade [J]. Economics Letters, 2010, 109(2):102-104.
- [13] CIURIAK D, PTASHKINA M. The digital transformation and the transformation of international trade [R]. RTA Exchange, International Centre for Trade and Sustainable Development and the Inter-American Development Bank, 2018.
- [14] COSTINOT A. On the origins of comparative advantage [J]. Journal of International Economics, 2009, 77(2):255-64.
- [15] FERRACANE M, MAREL E V D. Do data policy restrictions inhibit trade in services? [R]. ECIPE Working Paper, 2018.
- [16] FERRACANE M, LEE-MAKIYAMA H, MAREL E V D. Digital trade restrictiveness index [R]. European Center for International Political Economy, 2018.
- [17] FERENCZ J. The OECD digital services trade restrictiveness index [R]. OECD Trade Policy Papers, 2019.
- [18] FICHMAN R G, SANTOS B L D, ZHENG Z. Digital innovation as a fundamental and powerful concept in the information systems curriculum [J]. MIS Quarterly, 2014,38(2):329-353.
- [19] FINK C, MATTOO A, NEAGU I C. Assessing the impact of communication costs on international trade [J]. Journal of International Economics, 2005, 67(2):428-445.
- [20] FREUND C, WEINHOLD D. The internet and international trade in services [J]. American Economic Review, 2002, 92(2):2433-2434.

- [21] JOUANJEAN M A. Digital opportunities for trade in the agriculture and food sectors [R]. OECD Food, Agriculture and Fisheries Papers, 2019.
- [22] JR H C L, AGRRWAL R, CLEMONS E K, et al. Impactful research on transformational information technology: an opportunity to inform new audiences [J]. MIS Quarterly, 2013, 37(2): 371-382.
- [23] LÓPEZ G J, JOUANJEAN M. Digital trade: developing a framework for analysis [R]. OECD Trade Policy Papers, 2017.
- [24] LÓPEZ G J, FERENCZ J. Digital trade and market openness [R]. OECD Trade Policy Papers, 2018.
- [25] MAREL E V D, SHEPHERD B. Services trade, regulation and regional integration: evidence from sectoral data [J]. The World Economy, 2013, 36(11): 1393-1405.
- [26] MAREL E V D, BAUER M, LEE-MAKIYAMA H, et al. A methodology to estimate the costs of data regulations [J]. International Economics, 2016, 146: 12-39.
- [27] NORDAS K H, ROUZET D. The impact of services trade restrictiveness on trade flows: first estimates [R]. OECD Trade Policy Papers, 2015.
- [28] Organization for Economic Co-operation and Development. Measuring digital trade: towards a conceptual framework [R]. OECD Headquarters, 2017.
- [29] UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT (UNCTAD). International trade in ICT services and ICT-enabled services [R]. UNCTAD Publication, 2015.

(责任编辑 谭晓燕)

Measurement and Heterogeneity of Cross-border Data Flow Restrictions on the Import of Digital Services

ZHOU Nianli, YAO Tingting

(China Institute for WTO Studies, University of International Business
and Economics, Beijing 100029)

Abstract: Based on the digital trade restriction index issued by European Centre for International Political Economy (ECIPE), this paper uses econometric methods to study the correlation between restrictions of cross-border data flow and digital service imports of 44 countries in the world, and carries out a heterogeneity analysis from multiple perspectives. The studies have shown that the more stringent controls the host country establishes on cross-border data flows, the more detrimental it will be to its imports of digital services. The development level of information and communication technology (ICT) can moderate the impact of digital data flow restriction policies on digital service imports. The use of encrypted server can reduce impeding effect of data flow restrictions on the import of digital services, in addition, the trade effect produced by data flow restriction measures also varies with the development level of service industry.

Keywords: Data Restriction Policies; Digital Service Trade; Data Flows