

数字服务贸易限制性措施贸易抑制效应的经验研究

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: 本文对全球 45 个经济体采取的数字服务贸易限制性措施的贸易效应及其异质性展开经验研究。结果发现,经济体实施数字服务贸易限制性措施会对其数字服务进、出口均产生抑制作用,且对出口的抑制作用比进口更加显著。数字服务贸易限制性措施对数字服务出口及贸易总额的抑制作用会随该经济体网络发展完备程度的提高而减弱。若经济体能营造好的“网络发展软环境”(支持商业创新且对创新业态实施理性监管),其数字贸易主体会更有能力逾越数字贸易壁垒。跟农村相比,城市贸易主体因对信息通信技术设备的访问和应用水平更高,更有可能突破相关限制从而削弱数字服务贸易限制性措施的出口抑制作用。根据上述研究结果,本文认为,为减少甚至纠正过于严厉的数字服务贸易限制性措施可能带来的贸易抑制甚至扭曲效应,经济体有必要设定适当的贸易管制水平,并搭配提升网络发展完备水平的相关举措。经济体在推动网络基础设施建设和培育相关技术应用能力时,要注意缩小和弥合城乡差距,以帮助农村地区克服相关壁垒,更多地受益于数字服务贸易。

关键词: 数字服务贸易; 贸易壁垒; 贸易抑制效应

中图分类号: F114.4

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2021)02-0011-11

Empirical Research on the Trade Inhibition Effect of the Restrictive Measures in Digital Service Trade

ZHOU Nianli, YAO Tingting

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

Abstract: This article conducts empirical research on the trade impact and heterogeneity of restrictive measures in digital services trade. It was found that the implementation of restrictions on digital services trade in economies will have an inhibitory effect on both the import and export of digital services, and the inhibitory effect on exports is more significant than imports. If the economy can create a good “soft environment for network development” (supporting business innovation and implementing rational supervision of technology use and creation), then its digital trade entities will be better able to cross digital trade barriers. Compared with rural areas, the higher levels of access and application of Information and Communication Technologies (ICT) urban trade subjects have, the more likely to break relevant restrictions, thereby weakening the export restraint effect of digital service trade barriers. According to research conclusions, this paper believes that in order to reduce or even correct the trade distortion effect caused by strict trade restrictions, it is necessary for the economy to set an reasonable policy space, meanwhile, it need to design related

收稿日期: 2020-05-02 **修回日期:** 2021-01-02

基金项目: 国家社科基金重点项目“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“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“全球数字贸易治理体系发展趋向及其贸易影响研究”(CXTD9-06); 对外经贸大学研究生科研创新基金项目。

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,研究方向为数字贸易。

measures to improve the complete level of network development. In order to help rural areas overcome trade barriers and benefit more from digital services trade, economies should pay attention to narrowing and bridging the gap between urban and rural areas while promoting the construction of network infrastructure and cultivating the application capacity of related technologies.

Key words: digital services trade; trade barriers; trade inhibition effect

近年来,信息与通信技术(ICT) 的发展促进了贸易成本下降,服务的可贸易性增强。ICT 不但扩展了服务贸易领域,而且丰富了服务贸易内容。联合国贸发会议(United Nations Conference on Trade and Development, UNCTAD) (2019) ^[1] 的报告显示,近 10 年来 ICT 服务本身及其他依托 ICT 技术传输的服务贸易增速远超过服务贸易的平均增速。2018 年全球数字服务的出口总额为 290 百万美元,占全球服务出口总额的 50%,即使是在中等经济发展水平国家,该比重也达到了 16%。以上数据显示,数字化发展已成为现代国际服务贸易发展的显著特点和重要趋向。但由于支撑数字服务贸易的产业基础、底层设施和技术创新水平还存在较大差异,因此各国之间所谓的“数字鸿沟”问题还难以解决。同时,由于数字技术实现跨境交付的服务贸易会牵涉个人隐私、商业秘密及国家安全信息等敏感数据的跨境传输,所以针对数字服务贸易的发展问题,各国态度迥异,一些国家的态度还相当保守甚至抵触,这使得数字服务贸易壁垒与数字服务贸易发展相伴而生。

经济合作及发展组织(Organization for Economic Co-operation and Development, OECD) 针对全球数字服务贸易的 45 个主要参与体发布了“数字服务贸易限制指数”(Digital Services Trade Restrictiveness Index, DSTRI)。该指数显示,数字服务贸易壁垒形式多样,如对数据跨境流动实施管控、对网络内容设置审查和过滤要求、针对数字产品及服务征收国内税费、对数字服务采取歧视性的政府采购制度等。其中,对数据跨境流动实施相关的限制性措施是各国的普遍做法,适用于特定数字服务部门的投资筛选机制广泛存在,数据保留和数据存储本地化要求还处于不断强化之中,新兴经济体总体上实施了更多的数字贸易壁垒。面对数字服务贸易壁垒纷繁发展的现状,国际数字服务贸易

规则发展相对迟缓。世界贸易组织(World Trade Organization, WTO) 在应对全球数字贸易问题上尽管具有重大潜能且已启动相关谈判,但目前尚未取得实质性进展。在区域贸易安排层面,由于美国、欧盟、俄罗斯在数字贸易治理的关键问题(数据跨境流动、个人隐私保护、知识产权保护、数字产品非歧视性待遇等) 上一直各执一词,三方的数字贸易治理理念短期内还难以协调一致,所以区域数字贸易治理的“三足鼎立”格局还将持续存在。数字服务贸易是规则密集型的贸易形态,在全球数字贸易规则还处于混沌的情形下,各国出台的数字服务贸易限制性措施无疑是影响数字服务贸易发展最重要的制度变量。在此背景下,数字服务贸易限制性措施究竟会对数字服务贸易带来怎样的影响呢?

本文过滤掉可能影响数字服务贸易的其他干扰因素,针对全球 2014—2017 年 45 个经济体实施的分部门的数字服务贸易限制措施对其数字服务贸易的影响展开偏回归分析。Y 轴是 45 个经济体的进(出) 口额, X 轴是同期 45 个经济体分部门的 DSTRI, 得到 DSTRI 对数字服务进口贸易(见图 1) 和出口贸易(见图 2) 的偏回归图。由图 1 和图 2 的拟合直线可显示,一经济体出台的 DSTRI 极有可能抑制其数字服务进口和出口。为进一步论证该结论,后文尝试对数字服务贸易限制性措施对数字服务贸易的影响展开规范的经验研究。该研究既有助于客观衡量和理性揭示数字服务贸易壁垒的贸易影响及其作用规律,也能促进各经济体在参与构建全球数字贸易治理时做出更精准、更科学的取舍和利弊权衡。本文结构内容安排如下: 第一部分是文献综述和研究假说,第二部分是计量模型和主要变量,第三部分是基准回归及稳健性检验,第四部分是扩展性分析,第五部分是结论和政策建议。

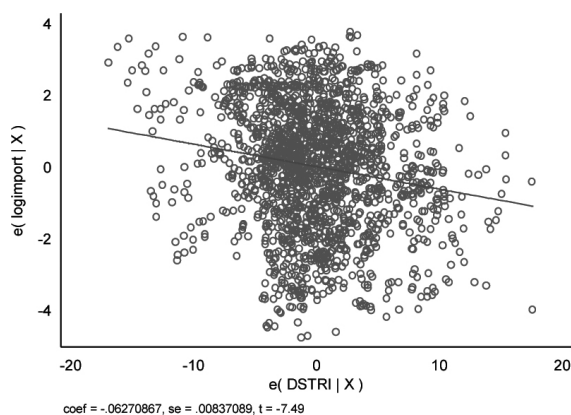


图1 数字服务部门进口的偏回归

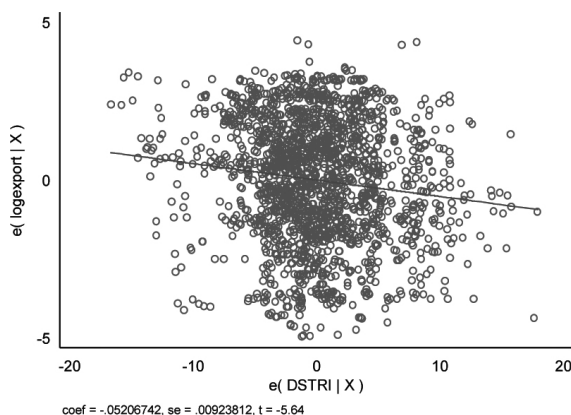


图2 数字服务部门出口的偏回归

一、文献评述及基本假设

(一) 文献评述

尽管研究数字服务贸易相关政策(措施)的贸易效应是重要且必要的,但遗憾的是,既有经验研究极为匮乏。由于针对网络连接和数据跨境流动实施限制是数字贸易壁垒的典型表现,相关研究也主要聚焦于这两类限制性措施展开。典型的如: López(2019)^[4] 基于商业调查以“互联网渗透率”作为衡量贸易双方互联网连接水平的代理变量,对贸易双方网络连接水平对商品和服务贸易的影响进行测度,结果发现良好的网络连接确实有助于两国之间开展贸易,对网络接入实施限制会阻碍国际贸易。Casalini 等(2019)^[5] 系统描述和梳理归纳了阻碍跨境数据流动的各类限制性措施,并对该措施可能带来的贸易效应进行理论阐释,但受制于数据的可获得性,该文没能针对跨境数据流动限制对贸易活动的影响展开实证分析。在刻画数字服务贸易壁垒的贸易影响方面,最重

要的文献是 Ferracane 等(2019)^[6]。该文根据样本国家的 18 个数字服务贸易部门对数据中间投入的依赖程度建立分部门的“数据衔接指数”,并基于该指数将国家层面的数据跨境流动限制指数匹配成部门层面的限制指数。在此基础上,该文对 64 个国家在 2006—2016 年期间所实施的数据跨境流动限制措施的贸易效应展开分部门测度。研究结果表明数据流动限制壁垒确实会给贸易带来负面影响,且数据密集型服务贸易所受到的负面影响更为显著。

目前针对数字贸易壁垒贸易效应的经验研究不仅凤毛麟角,相关研究还很不完美,即使是代表性文献 Ferracane 等(2019)^[6] 也存在一些明显问题。第一,作者聚焦于考察数据跨境流动限制性措施的贸易效应,而非全面系统刻画经济体数字贸易壁垒的贸易效应,且欧洲政治经济研究中心(European Centre for International Political Economy, ECIPE) 仅公开发布了 2017 年的“数字贸易限制指数”(Digital Trade Restrictiveness Index, DTRI) 数据。第二,作者对研究服务部门的数据中间投入情况构建“数据衔接指数”,按照其主观想法将几个少数部门认定是“数据生产者”(以生产和提供大量数据作为特征的中间部门),与 Calvino 等(2018)^[7] 学者划分标准相比, Ferracane 等(2019)^[6] 对“数据生产者”的界定口径偏紧,由此可能导致其研究存在低估数据流动限制措施对贸易限制程度的可能。第三,文中未曾考虑数字贸易壁垒和数字服务贸易之间可能存在反向因果关系。第四,作者只研究了服务进口额和数据跨境流动限制性措施之间的相关性,并未深入探究数字贸易壁垒对进口、出口的影响是否存在差异性。除此,该文献仅粗略验证了数字贸易壁垒的进口效应会因贸易进口方的网络发展水平而发生变化,未对限制性措施贸易效应的异质性的其他方面及其成因进行细分测度和阐释,所以相关经验研究结论的政策内涵也稍显空洞贫乏。

鉴于此,本文对其尝试做出改进。第一,基于数据可获得性,本文选择 OECD 出台的 2014—

2017 年数字服务贸易限制指数 (DSTRI), 本文利用该指数构建面板模型, 来刻画数字服务贸易限制性措施对数字贸易的动态影响。第二, 本文借鉴 Calvino 等 (2018)^[5] 对提供数据中间投入的“数据生产者”部门作了更全面的宽口径界定, 力求对数字服务贸易部门对数据中间投入的依赖程度进行更精准测度。依据 Calvino 等 (2018)^[5] 对数据中间投入依赖强度的划分层级, 选取具有高数据密集度的部门^①作为“数据生产者”。第三, 借鉴 Ferracane 等 (2019)^[6] 基于 2007 年投入产出表来测算数字服务贸易部门的数据依存度和分部门的“数据衔接指数”, 并以此作为解释变量对 2006—2016 年数字贸易流量的影响展开回归分析。为避免主要变量在时间上存在错配可能会对研究结论带来干扰, 本文选择 2014—2017 年的“数字服务贸易额”对同期分部门的数字贸易限制指数展开回归分析。第四, 考虑到研究问题之间可能存在反向因果关系, 本文运用两阶段最小二乘法 (2SLS) 和广义矩估计 (GMM) 等估计方法进行稳健性检验, 并通过纳入刻画“国际行业集中度”的“赫芬达尔指数 (Herfindahl-Hirschman Index, 缩写 HHI)”的方法对基准结果的稳健性进行考察。第五, 本文还尝试从多个角度对数字贸易壁垒贸易效应的异质性展开拓展分析, 以求从回归结果中剥离出更丰富的政策建议。

(二) 基本假设

根据研究目的, 本文提出第一个基本假设: 经济体实施数字服务贸易限制性措施对其数字服务出口和进口均会带来负面影响。Ferencz (2019)^[7] 研究证实经济体出台的服务贸易限制措施会对该经济体的服务进、出口均产生负面影响。由于数字服务贸易是服务贸易的组成部分, 本文推测经济体实施的数字服务贸易限制措施对其数字服务进、出口也会产生负面影响, 即经济体的 DSTRI 与

其数字服务进、出口额呈现负相关。OECD 发布 DSTRI 用以刻画各经济体数字贸易壁垒水平, 数值越高, 意味着经济体数字服务部门对外开放度越低, 企业从事数字贸易的成本也越高, 自然会影响到贸易额。进一步探究 DSTRI 的构成, 该指数由“电子传输 (electronic transactions, ET)”“设施互通 (infrastructure and connectivity, IN)”“支付体系 (payment systems, PS)”“知识产权 (intellectual property rights, IPRs)”和“其他限制 (other barriers affecting trade in digitally enabled services, OT)”五个分指数加权而来。编制该指数的专家们认为良好的设施互通和电子传输条件对数字贸易的影响很关键, 仅“IN”在数字服务贸易限制总指数的权重就高达 55%。对这些分指数的测算方法进行细分发现, 对设备和电子传输连通性产生影响的限制性措施主要是“跨境数据流动限制”和“数据本地化存储要求”。数据逐渐被视作是一种与劳动、资本、技术相互独立的生产要素, 跟数据流入比较而言, 各国出台的限制性措施更多的是管制数据流出^[8]。本文认为“IN”和“ET”主要会影响经济体的数字服务出口, 鉴于该两项分指数在 DSTRI 总指数中所占权重较大, 本文的另一基本假设是经济体实施的 DSTRI 对其数字服务出口的负面影响可能大于进口。

二、计量模型和主要变量

(一) 计量模型

借鉴 FERRACANE 等 (2019)^[6] 的研究思路, 本文构建基准回归模型 (1) 来对经济体 c 出台的“数字服务贸易壁垒”对其“数字服务贸易”影响展开分部门的经验研究。本文选择 45 个经济体^②作为研究对象, 并基于 2014—2017 年的经验数据展开相关研究。

$$\log Y_{cit} = \alpha_0 + \alpha_1 DSTRI_{cit}^* + \alpha_2 X_{cit} + \delta_c + \varphi_i + \gamma_i + \varepsilon_{cit} \quad (1)$$

① 即选择分类标准中的依赖强度属于“中高和高”的部门。

② 包括: 阿根廷、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、俄罗斯联邦、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。这些国家涵盖了全球数字服务贸易主要国家。

$$DSTRI_{cit}^* = \frac{\sum_b IO_{bi}}{TOT_i} * 100\% * DS_{ct} \quad (2)$$

在公式(1)中, $\log Y_{cit}$ 是第 t 年 c 经济体第 i 个数字服务部门的实际进口额($\log im_{cit}$)、出口额($\log ex_{cit}$)和进出口总额($\log tr_{cit}$)的对数值,单位是百万美元。公式(2)中,字母 b 是“提供数据投入的中间部门”,即所谓“数据生产者”部门;部门 i 是接受来自 b 的数据中间投入的下游服务部门。 TOT_i 是服务部门 i 所接受的所有中间投入, $\sum_b IO_{bi}$ 是部门 i 接受的所有数据中间投入。该数据源自美国经济分析局制定的 2014—2017 年投入产出表^①,选取了 NAICS 分类标准的 3 位和 4 位部门编码数据。 $\sum_b IO_{bi}$ 占 TOT_i 的比率用于刻画部门 i 对“数据中间投入”的依赖程度,表示部门 i 的数据强度水平,用该比率作为权重乘以第 t 年 c 经济体的“数字服务贸易限制指数 $DSTRI$ ”的分值 DS_{ct} ,可得到对应于部门 i 的数字服务贸易限制指数,本文称作部门 i 的“数据衔接指数”($DSTRI_{cit}^*$)。 X_{ct} 是控制变量集合。 δ_c 、 φ_i 、 γ_t 分别是国家、行业部门 and 时间的固定效应, ε_{cit} 是残差项。

(二) 主要变量

对于模型(1)–模型(2)中主要变量的含义及测度思进行如下路说明。

1. 被解释变量 $\log Y_{cit}$ 。刻画 t 年 c 经济体 i 部门的数字服务贸易额。本文借鉴美国的数字服务界定标准来确定研究的数字服务部门,并从 WTO-UNCTAD-ITC 联合数据库获得研究数据。具体说是选择了该数据库 EBOPS 2010 版 3 分位部门编码的分部门,包括“保险和养老金服务”“金融服务”“电信服务”“计算机服务”“信息服务”“法律服务”“其他专业、科学和技术服务”“视听和相关服务”等。并借鉴谷亚丽(2017)^[4]剔除名义价格变动带来的噪音。

2. 核心解释变量 $DSTRI_{cit}^*$ 。刻画 t 年 c 经济体 i 部门的数字服务贸易壁垒水平。本文采用 OECD 发布的 $DSTRI$ 来衡量各国数字服务贸易壁

垒的整体水平。同时借鉴 Ferracane 等(2019)^[5]与 Marel 等(2016)^[6],构建“数据衔接指数”来刻画经济体部门的数字服务贸易壁垒水平。由于 Calvino 等(2018)^[7]对“数据生产者”(提供数据投入的中间部门)的界定较 Ferracane 等(2019)^[5]和 Marel 等(2016)^[6]更加全面科学,本文依据 Calvino 等(2018)^[7]的标准来界定“数据生产者”,以求对“数字服务部门”对中间数据投入的依赖水平进行更客观全面评估。利用公式(2)对 $DSTRI_{cit}^*$ 进行测算。

3. 控制变量。变量“ ICT ”是“信息通信技术产品贸易在货物贸易中的占比”,比率越高,表示该经济体的信息通信技术水平越高,越有助于发展数字贸易。变量“ EIA ”刻画经济体 c 的对外开放水平,用该经济体对外签署的区域经济一体化安排的数量来衡量。变量“ $Internet$ ”测量经济体 c 的互联网普及水平,用“互联网网民占总人口的比率”表示。变量“ $Service$ ”测量经济体 c 服务业的发展水平,用“服务业增加值占 GDP 的比率”测度。变量“ $Urban$ ”刻画经济体 i 的消费水平,用“城镇人口占总人口的比率”表示。变量“ $To-ratio$ ”“ $Im-ratio$ ”和“ $Ex-ratio$ ”表示经济体 c 对贸易的依存度,分别用货物“贸易总额”“进口额”“出口额”占 GDP 的比率来衡量。 $EIAs$ 数据来自 WTO-RTA 数据库,剩余变量均来自世界银行。

三、基准回归及稳健性检验

(一) 基准回归

本文经济研究数据属于“大 N 小 T ”型,模型的随机扰动项容易受到横截面异质性影响,从而容易产生自相关、异方差和截面相关等问题。借鉴 Du 等(2014)^[12]文献中使用 Driscoll 等(1998)^[13]估计方法,用以解决残差在截面单元远大于时间单元情况下所产生的无效估计问题。

表 1 是核心变量 $DSTRI^*$ 对主要服务部门进口逐步回归的估计结果。表 1 列(1)是控制国家、行业、时间多个效应下 $DSTRI^*$ 对贸易进口的估计

① 一些学者常以美国投入产出表作为衡量中间投入水平的依据,在测度中没有选择研究对应国家投入产出表的原因主要是,各个国家投入产出表的行业分类系统或聚合水平不同,无法将行业代码实行统一(参见文献 [4],文献 [8]–文献 [11])。

结果, $DSTRI^*$ 回归系数为负向显著, 证实了数字服务贸易限制政策不利于数字服务部门进口。随后在表 1 列(1)的基础上, 依次加入“ ICT ”“ EIA ”“ $Internet$ ”“ $Urban$ ”“ $Im-ratio$ ”和“ $Service$ ”等控制变量, 对应的估计结果依次是列(2)–列(7), 可以发现在逐次加入控制变量后, $DSTRI^*$ 的估计系数符号仍然为负且显著, 表明贸易进口方采取的数字贸易限制措施会增加数字服务进口成本, 进而减少服务进口, 这与 Ferracane 等(2019)^[4]的研究结果基本一致。此外, 其他控制变量对数字服务部门进口的影响程度有差别, 贸易进口国的信息技术发展水平、对外开放度和人口消费能力等因素均能促进数字服务部门的进口。

表 2 是核心变量 $DSTRI^*$ 对主要服务部门出口逐步回归的估计结果。表 2 的实际估计结果与表 1 较相似, 此处仅呈现核心解释变量的结果。表 2 的列(1)是采取多个固定效应下只 $DSTRI^*$ 对贸易出口的回归结果, 后再逐次加入上述控制变量, 得到估计结果表 2 的列(2)–列(7), 列(8)是 $DSTRI^*$ 对贸易进出口总额的估计结果。表 2 各列 $DSTRI^*$ 的估计系数均呈现负向且显著, 证实了前文的基本假设, 即经济体采取“跨境数据流动限制”和“数据本地化存储要求”等限制数据出境的措施的确会降低其数字服务部门出口, 且对出口的负面影响更明显。除此, 数字贸易壁垒对其进出口总额也具有抑制作用。

表 1 $DSTRI^*$ 对服务进口的基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$DSTRI^*$	-0.0143 ** (-5.1165)	-0.0149 ** (-4.8556)	-0.0149 ** (-4.8556)	-0.0150 ** (-4.8533)	-0.0143 ** (-4.7240)	-0.0152 *** (-5.8615)	-0.0151 *** (-5.8537)
ICT		0.0064 * (2.4556)	0.0064 * (2.4556)	0.0068 * (2.6483)	0.0100 ** (3.4587)	0.0114 ** (3.9694)	0.0113 ** (3.8719)
EIA			0.0056 (2.2682)	0.1397 *** (14.4666)	0.0209 ** (5.3990)	0.0426 *** (14.1529)	0.0418 *** (16.5738)
$Internet$				0.0022 (0.7495)	0.0007 (0.2734)	-0.0005 (-0.2191)	-0.0003 (-0.1329)
$Urban$					0.0676 ** (3.3321)	0.0576 ** (3.5886)	0.0553 * (3.1597)
$Im-ratio$						-0.0321 *** (-11.1330)	-0.0319 *** (-11.3964)
$Service$							-0.0006 (-0.8950)
常数项	6.8755 *** (159.6000)	6.8175 *** (187.1925)	6.8120 *** (191.8136)	6.5250 *** (29.0355)	0.5314 (0.2563)	1.8728 (1.1459)	2.1051 (1.1937)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1,910	1,880	1,880	1,880	1,880	1,880	1,880
R^2	0.8042	0.8081	0.8081	0.8081	0.8081	0.8087	0.8087

注: 括号内数值为纠正了异方差后的 t 统计量; *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。固定效应包含均对国家、行业、年份进行了控制。

表 2 $DSTRI^*$ 对服务出口和进出口总额的基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$DSTRI^*$	-0.0190 *** (-9.9562)	-0.0201 *** (-7.5848)	-0.0201 *** (-7.5848)	-0.0202 *** (-7.6524)	-0.0208 *** (-6.9352)	-0.0214 *** (-6.1770)	-0.0223 ** (-5.5674)	-0.0190 *** (-8.8602)
常数项	6.0324 *** (123.1155)	6.1260 *** (122.7933)	6.1159 *** (127.5417)	5.7310 *** (15.6569)	12.0018 *** (6.3803)	13.0404 *** (8.6759)	11.4068 ** (5.8129)	6.0612 * (2.9283)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1,910	1,881	1,881	1,881	1,881	1,881	1,881	1,927
R^2	0.7189	0.7227	0.7227	0.7227	0.7228	0.7232	0.7232	0.7826

注: 括号内数值为纠正了异方差后的 t 统计量; *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。固定效应包含均对国家、行业、年份进行了控制。

(二) 稳健性检验

1. 计量方法的稳健性检验

考虑到数字服务贸易和数字贸易措施之间可能有反向因果的内生性问题,本文运用 2SLS 对基准模型进行稳健性检验。本文采取的工具变量是借鉴 Lin(2015)^[4] 的研究思路,将“公民自由指数(Civil Liberties Rating, *CL*)”作为“互联网+外贸”模式对国际贸易活动产生影响的工具变量,*CL* 指数来自 Freedom House。政府赋予公民的权利涵盖了公民对互联网的使用权限,*CL* 指数刻画了一国的社会环境和政治体系,制度会影响政策措施,即 *CL* 与 *DSTRI*^{*} 之间具有相关性,但与进出口贸易不直接相关。

Unctad(2019)^[5] 指出建立数据中心可以减少数据传输时间并降低宽带建设成本,而数据中心的运营维护需要大量电力资源。数据中心和电力资源同是数据顺利传输的基础设施。本文用全球各国数据中心数和各国人口总数的比值测算出各国人均数据中心拥有量^①。为了构造面板维度的工具变量,借鉴 Nunn 等(2014)^[6] 和黄群慧等(2019)^[4] 的做法,将各国人均数据中心拥有量与各国电力消耗量^②进行交互,构造出数字贸

易限制政策的工具变量 *DPER*^③,用来刻画当地进行数据传输的基础设施水平。数字贸易政策会受该国基础设施的影响,即 *DPER* 与 *DSTRI*^{*} 相关,但与进出口贸易不直接相关,将 *CL* 和 *DPER* 作为数据衔接指数的工具变量是符合逻辑的。

表 3 的列(1)–列(3)是对应的 2SLS 估计结果,由各列的 Durbin-Wu-Hausman 检验、Kleibergen-Paaprk LM 统计量、Kleibergen-Paaprk Wald 统计量与 Hansen-overid 统计量结果都说明了本文使用的工具变量科学合理^[7]。列(4)–列(6)是两步 GMM 估计结果,其估计结果与 2SLS 情形一致。从表 3 整体结果来看,数字服务贸易限制性措施确实会抑制数字密集型服务部门的进(出)口,且对出口造成的影响更大。

2. 加入控制变量的稳健性检验

本文借鉴杜映昕等(2017)^[18] 使用“赫芬达尔-赫希曼指数”(HHI),考察国际行业集中度对贸易的影响程度。将 HHI 指标引入基准模型进行稳健性检验,估计结果见表 4 的列(1)–列(3),其结果与基准结果如出一辙,证实了基准模型的稳健性。

表 3 内生性检验

变量	(1) 进口	(2) 出口	(3) 进出口	(4) 进口	(5) 出口	(6) 进出口
<i>DSTRI</i> [*]	-0.1313 *** (-4.9690)	-0.1619 *** (-4.5361)	-0.1546 *** (-5.3661)	-0.1295 *** (-4.9825)	-0.1636 *** (-4.5675)	-0.1521 *** (-5.3093)
Durbin-Wu-Hausman	27.8474 [0.0000]	20.7796 [0.0000]	30.7504 [0.0000]			
Kleibergen-Paaprk LM statistic	94.198 [0.00]	86.98 [0.00]	95.293 [0.00]			
Kleibergen-Paaprk Wald F statistic	76.442 {19.93}	70.987 {19.93}	76.767 {19.93}			
Hansen-Overid 统计量	0.165 [0.6846]	1.282 [0.2575]	0.945 [0.3310]	0.165011 [0.6846]	1.28208 [0.2575]	0.945148 [0.3310]
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1880	1881	1927	1880	1881	1927
R ²	0.7967	0.7083	0.7668	0.797	0.7079	0.7674

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 10% 水平上的临界值;*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。固定效应包含均对国家、行业、年份进行了控制。

① 数据分别来自 digital center map 和世界银行。

② 由于数据限制,各国电力消耗数据的年份是 2011—2014 年,利用历史数据也可以避免同期相关性。

③ 对其取对数以消除量纲。

3. 固定效应重新组合的稳健性检验

上述基准回归同时对国家、行业和年份采取固定效应,基于谨慎考虑,本文同时对国家、行业和年份的交互进行了固定并进行回归,其目的是控制行业层面逐年变化的不可观测因素对数字服务贸易的影响作用。如中国国企改革重大举措对不同行业的外溢效应,会随时间演进而出现不同程度的变化,继而间接影响到各行业的进出口,具体地讲,李丽丽等(2015)^[9]指出国企改革为商业银行业提升其经营管理效率和风险控制能力提供了机遇,继而影响其出口竞争力。表4的列(4)–列(6)是估计结果并再次证明了基准回归结果的稳健性检验。

表4 $DSTRI^*$ 对服务贸易的稳健性检验

变量	(1) 进口	(2) 出口	(3) 进出口	(4) 进口	(5) 出口	(6) 进出口
$DSTRI^*$	-0.0149*** (-6.4392)	-0.0222*** (-5.8665)	-0.0189*** (-10.4700)	-0.0160*** (-6.7923)	-0.0195*** (-7.5785)	-0.0190*** (-11.1662)
HHI	-0.8617 (-1.2705)	-0.5393 (-1.0230)	-0.6181 (-0.9220)			
常数项	1.9518 (1.1346)	11.2995** (5.5706)	5.9581* (2.967)	2.0529 (1.2555)	11.7568** (5.3019)	6.1679* (2.9781)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1,880	1,881	1,927	1,880	1,881	1,927
R ²	0.8088	0.7233	0.7826	0.8094	0.7253	0.7834

注:括号内数值为纠正了异方差后的t统计量;*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。列(1)–列(3)固定效应均是对国家、行业、年份进行了控制,列(4)–列(6)固定效应均是对国家、行业、年份进行了控制。

四、扩展性分析

基准回归及稳健性检验均显示经济体出台数字服务贸易限制性措施会对其数字服务进出口均产生负向影响。数字服务贸易限制性措施带来的负向贸易效应会不会因其他因素的影响而出现变化呢?本文尝试从如下两个方面来探究数字服务贸易壁垒贸易抑制效应的异质性。

(一) 网络发展水平的异质性检验

良好的网络设施及技术发展水平有利于促进数字服务贸易发展。与网络发展完备水平差的经济体比较而言,网络发展完备程度高的经济体更具备发展数字贸易的客观条件,数字贸易在该经济体对外贸易中的占比和重要性也相对更高。经济体出台数字服务贸易限制性措施所带来的贸易效应与其网络发展水平有什么关系呢?本文借鉴Ferracane等(2019)^[4]采用“网络发展完备指数”(Networked Readiness Index, NRI)刻画经济体能够支撑数字经济发展的环境态势。基于公式(3)对

其进行异质性检验。公式(3)及下文公式(4)和公式(5)中的交互项均采取了中心化处理,以减少回归中变量间的多重共线性问题^[20]。公式(3)回归结果见表5。

$$\log Y_{cit} = \alpha_0 + \alpha_1 DSTRI_{cit}^* + \alpha_2 DSTRI_{cit}^* \times NRI_{cit} + NRI_{cit} + \alpha_3 X_{cit} + \delta_c + \varphi_i + \gamma_t + \varepsilon_{cit} \quad (3)$$

由表5中 NRI 和 $DSTRI^*$ 交互项 $DSTRI^* \times NRI$ 的估计系数可以看出:第一,出口和进出口总额的 $DSTRI^* \times NRI$ 系数显著为正,表明数字服务贸易限制性措施对出口和进出口总额的抑制作用会随着经济体网络发展水平的改善而减弱。这意味着数字服务贸易壁垒对网络发展水平相对差的经济体开展数字贸易所带来的负向影响更显著。对此结论,本文认为因为网络发展水平和基础相对好的经济体,通常会具有更高的信息通信技术创新能力。面对该经济体政府出台的数字服务贸易壁垒,该经济体中的贸易主体可通过更新相关设备和技术攻关的方式来克服这些壁垒。网络发展滞后的经济体通常客观上缺乏技术创新能力,主观上对利用技术手段突破政策壁垒的积极性也相对低,因为其对数字贸易的依赖度相对低,所以该经济体政府出台的数字服务贸易壁垒的贸易限制作用会相对显著。第二,进口的 $DSTRI^* \times NRI$ 系数未通过统计性检验,说明 $DSTRI^*$ 对进口的影响效果并不会随着 NRI 的增加而变化,这点与现实相符。如前文所述,现阶段经济体出台的最普遍适用的数字贸易壁垒主要包括跨境数据流动限制和数据本地化要求等,这些措施主要是针对数据出口实施管制,对进口的影响小,所以与进口经济体的网络发展完备水平关系也不大。

表5 NRI 总指数的异质性检验

变量	进口	出口	进出口
$DSTRI^*$	0.002 (0.2225)	0.0006 (0.8592)	0.0045 (1.059)
$DSTRI^* \times NRI$	0.0131 (2.5821)	0.0162*** (20.6996)	0.0198** (4.8365)
NRI	-0.4290** (-4.4596)	-0.0929*** (-10.3439)	-0.3373* (-3.4063)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	1,407	1,410	1,441
R ²	0.8125	0.7374	0.7882

注:括号内数值为纠正了异方差后的t统计量;*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。固定效应包含均对国家、行业、年份进行了控制。

“网络发展完备指数 NRI ”由“网络软环境水平(environment subindex, ES)”“网络部署程度(readiness subindex, RS)”“网络使用状态(usage subindex, US)”和“网络实际影响(impact subindex, IS)”四个分指数构成。 ES 、 RS 、 US 、 IS 依次是考察当地商业创新与监管环境是否支持 ICT 发展,当地是否具有发展 ICT 基础设施的经济和技术实力,政府、企业和个人对 ICT 使用水平以及 ICT 技术对社会和经济的影响。决定经济体网络发展完备程度的四方面分指标会如何影响数字服务贸易壁垒的贸易效应呢? 本文分别将这四个分指标与 $DSTRI^*$ 进行交互后纳入到公式(4)。公式(4)中的 $M_{cit} = ES_{cit} + RS_{cit} + US_{cit} + IS_{cit}$ 。

$$\log Y_{cit} = \alpha_0 + \alpha_1 DSTRI_{cit}^* + \alpha_2 DSTRI_{cit}^* \times M_{cit} + \alpha_3 X_{cit} + \delta_c + \varphi_i + \gamma_t + \varepsilon_{cit} \quad (4)$$

表6是对应的估计结果。整体看,出口情形下 $DSTRI^* \times ES$ 、 $DSTRI^* \times RS$ 、 $DSTRI^* \times US$ 和 $DSTRI^* \times IS$ 估计结果的显著性好于进口。具体看,针对数字服务出口,除了 $DSTRI^* \times RS$ 估计系

数未通过统计性检验,其余三个交互项的估计系数显著为正。这表明经济体具有较好的“网络发展软环境”“网络使用状态”和“网络实际影响”更有利于其削弱甚至克服数字服务贸易壁垒对数字服务出口的抑制效应。对于“网络部署程度”出现这一结果也不难解释,因为数据跨境流动的质量和速率与 ICT 基础设施水平有关,当前绝大多数国家的 ICT 基础设施不足以支撑本国数字经济向前发展,也因此像欧盟、美国、日本等国家积极部署 5G 或更先进的信息基础设施来发展数字经济,可推测“网络部署程度”在此期间的作用尚未发挥作用或作用还不明显。针对数字服务进口, $DSTRI^* \times ES$ 和 $DSTRI^* \times US$ 的系数显著为正,这表示 ES 和 US 对数字服务贸易限制政策的贸易效应存在调节作用,即该经济体促进 ICT 发展的商业创新及社会监管制度越好,政府、企业和个人对 ICT 的使用水平越高,越有助于削弱数字服务贸易限制性措施对数字服务进口的抑制效应。

表6 网络发展完备水平各分指数的异质性检验

变量	(1) 进口	(2) 出口	(3) 进口	(4) 出口	(5) 进口	(6) 出口	(7) 进口	(8) 出口
$DSTRI^*$	-0.0016 (-0.4126)	0.0065 (1.5020)	0.0005 (0.0617)	-0.0157** (-8.8631)	0.0060 (0.7503)	0.0016 (1.0775)	-0.0075 (-0.9528)	-0.0032** (-5.5848)
$DSTRI^* \times ES$	0.0111** (7.5059)	0.0230** (6.3746)						
ES	-0.7609* (-3.0328)	-0.4569 (-2.2605)						
$DSTRI^* \times RS$			0.0132 (2.2440)	0.0004 (0.2134)				
RS			-0.0044 (-0.0400)	0.1790 (2.1801)				
$DSTRI^* \times US$					0.0153* (3.3725)	0.0155*** (14.4010)		
US					-0.5557 (-2.4521)	-0.2421 (-2.8659)		
$DSTRI^* \times IS$							0.0033 (0.7175)	0.0114*** (30.2207)
IS							-0.1861 (-1.2989)	-0.1724* (-3.0499)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1407	1410	1407	1410	1407	1410	1407	1410
R^2	0.8127	0.7379	0.8125	0.7373	0.8128	0.7375	0.8123	0.7374

注: 括号内数值为纠正了异方差后的 t 统计量; *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。固定效应包含均对国家、行业、年份进行了控制。

(二) 城乡异质性检验

由于城市家庭和个人对 ICT 相关设备的访问和使用技能要高于乡村,且城市居民在人力资本、金融资本和信息基础设施的占有上也普遍超越农村。那么,数字服务贸易壁垒对数字服务贸易的抑制效应,在城市是否会弱于农村呢?为此,本文仍然以主回归模型中的 29 个经济体作为研究对象^①,选取“城市家庭和个人对 ICT 访问和使用比例”(UR)与“农村家庭和个人对 ICT 访问和使用比例”(RU)两个指标,将其分别与 $DSTRI^*$ 进行交互之后得到 $DSTRI^* \times UR$ 、 $DSTRI^* \times RU$,一并纳入到公式(5)中,其中 $Z_{ct} = UR_{ct} + RU_{ct}$ 。

$$\log Y_{cit} = \alpha_0 + \alpha_1 DSTRI_{cit}^* + \alpha_2 DSTRI_{cit}^* \times Z_{ct} + Z_{ct} + \alpha_3 X_{ct} + \delta_c + \varphi_i + \gamma_t + \varepsilon_{cit} \quad (5)$$

表 7 是估计结果。对于数字服务出口,列(3) - 列(4) $DSTRI^* \times UR$ 和 $DSTRI^* \times RU$ 的估计系数正向显著,且前者的系数大于后者。该结果证实了前文的猜测,即对 ICT 访问和使用的水平越强,越有助于减弱数字服务贸易限制政策的出口抑制效应。跟农村比较而言,城市的贸易主体由于对 ICT 设备及网络的访问和使用更便利更娴熟,更容易突破数字服务贸易壁垒,实现数字服务出口。该结论也适用于数字服务进出口总额,因为列(5) - 列(6) $DSTRI^* \times UR$ 和 $DSTRI^* \times RU$ 的估计系数正向显著,且前者的系数大于后者。针对数字服务进口,列(1) - 列(2) $DSTRI^* \times UR$ 和 $DSTRI^* \times RU$ 的估计系数正向显著,且从 t 统计量检验的显著性水平可知, $DSTRI^* \times RU$ 要比 $DSTRI^* \times UR$ 的估计结果更有效,但从经济显著角度来观测这两个估计系数大小,发现城市地区对数字服务贸易限制政策的进口抑制效应调节作用稍强于农村地区,即来自城市的进口主体比农村的进口主体,更有能力突破贸易壁垒,来实现进口数字服务的目的。这一结果与现实相符的,因为与城市相比,农村对数字服务的进口需求相对较低,且农村整体的知识水平、技术能力和信息基础设施等客观

条件要落后于城市,缺少突破贸易限制的技能 and 意愿,所以对数字服务贸易限制性措施的进口抑制效应调节作用偏弱。

表 7 对 ICT 访问和使用的城市和农村样本异质性检验

变量	(1) 进口	(2) 进口	(3) 出口	(4) 出口	(5) 进出口	(6) 进出口
$DSTRI^*$	-0.0129 ** (-3.5564)	-0.0126 ** (-3.9285)	-0.0439 *** (-6.2379)	-0.0376 ** (-5.2567)	-0.0230 *** (-11.3927)	-0.0211 *** (-14.7049)
UR	0.0031 (1.5127)		-0.0138 ** (-3.7321)		-0.0047 (-1.6176)	
$DSTRI^* \times UR$	0.0018 ** (4.8686)		0.0047 *** (8.264)		0.0032 *** (5.913)	
$DSTRI^* \times RU$		0.0009 *** (8.238)		0.0025 *** (15.009)		0.0016 *** (10.9956)
RU		-0.0090 * (-2.7751)		-0.0146 (-1.8802)		-0.0137 * (-3.0206)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1,377	1,377	1,372	1,372	1,403	1,403
R ²	0.8288	0.8288	0.7502	0.7512	0.8091	0.8093

注: 括号内数值为纠正了异方差后的 t 统计量; *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。固定效应包含均对国家、行业、年份进行了控制。

五、结论及政策建议

本文针对经济体实施数字服务贸易限制性措施所带来的贸易影响及其异质性展开经验研究。主要研究结论包括: 第一,经济体实施数字服务贸易限制措施对其数字服务进口、出口均会产生负面的抑制作用,且对出口的抑制作用比进口更加显著。第二,经济体出台的数字服务贸易限制性措施对其数字服务出口以及进出口总额的抑制作用会随该经济体网络发展完备程度的提高而减弱,但对数字服务进口的抑制作用与其网络发展完备程度无关。第三,若经济体具有好的“网络发展软环境”(支持商业创新且对创新业态实施理性监管),该经济体的数字服务出口主体会更有能力突破数字贸易壁垒,削弱数字服务贸易壁垒对数字服务出口的抑制作用,这点也适用于进口情形。第四,该经济体的“网络使用状态”和“网络实际影响”也会影响数字服务贸易限制性措施对数字服务出口的抑制作用。第四,针对经济体出台的数字服务贸易限制性措施,跟农村比较而言,城市的数字服务贸易主体由于其对 ICT 设备及网络的访问和使用更便利更娴熟,也更容易突破相关壁垒,促进数字服务贸易的发展。

基于上述研究结论,提炼出如下的政策见解。

第一,目前对 ICT 设备联通和电子传输会产生影响

① OECD 数据库对 ICT 访问和使用指标统计的经济体共有 30 个,剔除不在本文研究范围内的巴西,剩余奥地利、比利时、智利、哥伦比亚、捷克、丹麦、爱沙尼亚、芬兰、法国、德国、希腊、匈牙利、冰岛、爱尔兰、意大利、拉脱维亚、立陶宛、卢森堡、荷兰、挪威、波兰、葡萄牙、斯洛伐克、斯洛文尼亚、西班牙、瑞典、瑞士、英国、美国等 29 个经济体。

的措施类别主要是“跨境数据流动限制”和“数据强制本地化要求”。从保障信息安全出发,实施严格的数据流动和存储管制确有必要,但若过于严厉,将会以损失本经济体参与数字贸易尤其是数字服务出口的机会作为代价。若因实施严格的数据管制而导致经济体在具有比较优势的数字服务产业上丧失出口机会,经济体的比较优势会无法在国际市场上彰显,因此得不偿失。经济体有必要在“安全目标”和“贸易利益”之间探求平衡点,为数据流动管制设定合理水平。第二,本文经验研究显示,经济体具有较好的网络发展水平在某种程度上能帮助克服该经济体出台的数字服务贸易限制性措施所带来的贸易抑制作用。如经济体通过提升网络发展软能力(对创新的支持和理性监管)、参与主体对 ICT 使用情况及 ICT 带来的社会和经济影响,能帮助减少甚至纠正过于严厉的贸易限制政策可能带来的贸易抑制甚至扭曲效应。这意味着,经济体政府为实现特定的政策目标,可尝试适当组合搭配“提高全社会使用互联网覆盖率”和“涉外贸易管制”这两方面的政策措施。如:严格的涉外贸易管制可搭配内部激励政策,这有助于在保障数据信息安全的同时不至于损失太大的贸易利益。第三,跟传统贸易相比,数字贸易是基于以互联网为代表的信息通信技术开展的。该贸易形态有助于降低贸易成本,这使得偏远地区、中小企业甚至个人都有机会参与到国际贸易之中,即数字贸易具有普惠性质。本文研究发现,跟农村比较而言,城市的数字服务贸易主体因对 ICT 设备的访问和使用更便利更娴熟,所以更容易突破相关壁垒促进数字服务贸易。据此,本文认为真正彰显数字贸易的普惠性质,经济体在建设网络基础设施和培育相关技术应用能力方面,要注意缩小和弥合城乡差距,帮助农村地区的贸易主体逾越相关壁垒,更多地参与到数字贸易之中。

参考文献:

- [1] UNCTAD. Digital economy report 2019—value creation and capture: implications for developing countries [R]. United Nations, 2019.
- [2] LÓPEZ G J. Fostering participation in digital trade for ASEAN MSMEs [R]. OECD Trade Policy Papers, 2019.
- [3] CASALINI F, LÓPEZ G J. Trade and cross border data flows [R]. OECD Trade Policy Papers, 2019.

[4] FERRACANE M, MAREL E V D. Do data policy restrictions inhibit trade in services? [R]. Robert Schuman Centre for Advanced Studies Research Paper No. RSCAS 2019/29, 2019.

[5] CALVINO F, CRISCUOLO C, MARCOLIN L, et al. A taxonomy of digital intensive sectors [R]. OECD Science, Technology and Industry Working Papers, 2018.

[6] FERENCZ J. The OECD digital services trade restrictiveness index [R]. OECD Trade Policy Papers, 2019.

[7] 谷亚丽. 货物净出口不变价核算问题研究 [J]. 中国统计, 2017(4): 4-7.

[8] 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.

[9] ROMALIS J. Factor proportions and the structure of commodity trade [J]. American Economic Review, 2004, 91(1): 67-97.

[10] LEVCHENKO AA. Institutional quality and international trade [J]. IMF Working Papers, 2004, 74(3): 791-819.

[11] COSTINOT A. On the origins of comparative advantage [J]. Journal of International Economics, 2009, 77(2): 255-264.

[12] DU J L, FANG H S, JIN X R. The “growth-first strategy” and the imbalance between consumption and investment in China [J]. China Economic Review, 2014, 31: 441-458.

[13] DRISCOL L J C, KRAAY A C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data [J]. Review of Economics & Statistics, 1998, 80(4): 549-560.

[14] LIN F. Estimating the effect of the internet on international trade [J]. The Journal of International Trade & Economic Development, 2015, 24(3/4): 1-20.

[15] NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict [J]. American Economic Review, 2014, 104(6): 1630-1666.

[16] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验 [J]. 中国工业经济, 2019(8): 5-23.

[17] 陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用 [M]. 北京: 高等教育出版社, 2014: 135-167.

[18] 杜映昕, 郭美新, 余心玓. 国家间政治关系对行业贸易的影响: 基于中国的经验研究 [J]. 经济学报, 2017(1): 17-44.

[19] 李丽丽, 王辰. 新一轮国企改革中商业银行的历史机遇与功能重塑 [J]. 上海金融, 2015(3): 53-56.

[20] 陈晓萍, 徐淑英, 樊景立. 组织与管理研究的实证方法 [M]. 北京: 北京大学出版社, 2012: 419-441.

(本文责编: 辛 城)