

数字服务贸易开放的环境污染效应分析

陈明 卿前龙 李美云*

摘要:高水平数字服务贸易开放和低碳转型分别作为中国经济高质量发展的手段和目标,两者能否达到相得益彰的效果,决定了新时代中国绿色发展能否顺利实现。本文从理论层面系统分析了数字服务贸易高水平开放的环境污染效应,然后利用2004—2021年中国行业面板数据,构造数字服务贸易进出口为核心的开放渗透度指标,以及水体、大气和废渣污染为核心的环境污染指标,检验了理论假说。研究发现:数字服务贸易开放显著改善了我国环境污染状况,通过重新测度主要变量及采用印度数字服务贸易开放作为工具变量进行稳健性检验,结论依然成立;作用机制分析表明数字服务贸易开放对环境污染的作用受到环境规制强度的调节,而能源消耗强度则起到了明显的中介作用;异质性分析表明,数字服务贸易开放对非清洁行业环境污染改善的作用强于对清洁行业的作用,数字服务细分行业贸易开放对环境污染的作用从大到小依次为科学研究和技术服务,信息传输、软件和信息技术服务以及金融服务。研究结论不仅为理解我国高水平贸易开放提供了新视角,也为推动我国形成绿色生产生活方式提供了有益的政策启示。

关键词:数字服务;贸易开放;环境规制;能源消耗;环境污染

一、引言

随着经济飞速发展,环境问题日益突出,推动形成绿色低碳的生产方式已变得越来越重要。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》就明确提出了“推动经济社会发展全面绿色转型”。为了实现绿色低碳的发展目标,近年来,我国

*陈明,广东金融学院经济贸易学院,邮政编码:510521,电子信箱:47-025@gdulf.edu.cn;卿前龙,广东金融学院经济贸易学院,邮政编码:510521,电子信箱:24-048@gdulf.edu.cn;李美云(通讯作者),中山大学管理学院,邮政编码:510527,电子信箱:mnsly@mail.sysu.edu.cn。

本文受到国家社会科学基金一般项目“数字贸易开放驱动产业链供应链现代化水平提升的机理与对策研究”(23BJY211)、广东省普通高校特色创新类项目“数字服务贸易开放对我国制造业出口高质量发展的影响研究”(2022WTSCX079)和广东省教育科学规划项目“劳动力成本上升对广东省对外直接投资影响研究”(2020GXJK166)的资助。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。文责自负。

正大力推动数字贸易发展,扩大数字服务贸易开放,竭力将数字服务贸易开放带来的先进数字技术与石化、化工、钢铁、造纸、电力等行业深度融合,加速生产方式的低碳化转型。党的二十大就把“发展数字贸易”“加快发展方式绿色转型”列为推动高质量发展的重要组成部分。本文认为,一方面,数字贸易开放带来的先进数字服务可以通过技术溢出和逆向技术溢出效应促进本地数字技术创新(方慧、霍启欣,2023),加快先进数字技术的跨境流动,推动产品数据和资源数据的规划重组,最终提高了资源使用效率,有力促进了绿色低碳生产方式的实现(Gao et al., 2022;董康银等,2023);另一方面,应用数字服务贸易开放带来的先进数字技术,可以对生产过程中进行全程监控,帮助企业更精准地评估生产过程中的环境污染问题,并制定相应的计划,减少生产过程中的能源消耗,进而实现低碳化生产(Zhang et al., 2022;江永红等,2023)。那么,推进数字服务贸易高水平开放是否能降低中国环境污染程度?其作用机理又是怎样的?对上述问题的回答不仅有利于深刻理解数字服务贸易高水平开放对中国贸易强国建设的推动作用,也有利于为实现绿色、低碳和节能化的质量强国建设提供经验证据。

与本研究直接相关的文献主要为两个方面。一是有关FDI与环境的关系。学术界对FDI与东道国环境污染关系的研究存在争议。有研究认为外资的进入提升了东道国技术水平和污染处理能力,带来了示范、模仿和学习效应,推动了东道国环境的改善(Bu et al., 2019;苏丹妮、盛斌,2021;吕越、陈泳昌,2022)。也有研究认为外资的进入并没有使东道国环境得到改善,外资企业转移到东道国投资的目的是规避本国的环境规制,将污染产品从本国转移,因而并不会改善东道国的环境质量(Jiang et al., 2018; Cheng et al., 2020)。还有研究通过比较FDI的技术效应和环境污染效应,发现东道国吸引外资对技术水平提升的作用大于FDI的环境污染效应(Kim & Adilov, 2012)。可以看出,现有研究探讨的焦点是外资开放带来的环境污染问题,鲜有探讨数字服务贸易开放的环境污染效应。

另一些有关贸易开放与环境关系的研究主要有以下三类:一是认为贸易改善了环境。已有文献主要认为国际贸易带来了先进生产技术,降低了制造企业颗粒物和二氧化硫(SO₂)的排放(Cherniwchan, 2017),减少了雾霾污染(Xu et al., 2020),促进了东道国环境改善(陈登科, 2020)。二是认为贸易会加剧环境污染。Lin(2017)研究发现贸易开放增加了SO₂、NO₂和气溶胶的浓度;Duan等(2021)使用40个国家的双边增加值贸易数据计算污染排放强度,发现了贸易的污染避风港效应。三是认为贸易对环境的影响是非线性的。王孝松等(2022)研究发现初始贸易开放在一定程度上加剧了中国的环境污染,随着中间品进出口规模扩大才逐渐推动企业污染排放减少。还有学者发现当控制国家的类型和环境税等因素时,贸易对污染排放的总体影响是中性的(Forslid et al., 2018)。

综上所述,学术界对贸易影响环境的研究已相当丰富,但还存在改善的空间:(1)缺乏探讨数字服务贸易开放带来的高端数字服务技术对环境改善的作用机理;(2)尚未从细分行业

角度分析数字服务贸易开放的异质性;(3)虽然吕越和陈泳昌(2022)对服务业外资开放下的企业环境污染进行了分析,但囿于微观企业数据的限制,研究并不能完全反映入世以来特别是党的十八大以来^①中国服务贸易开放和环境污染改善的全貌。基于此,为了深入理解入世以来数字服务贸易高水平开放对中国环境污染的影响,本文首先借鉴贸易、产出与环境的相关研究,构建数理模型,从逻辑上探索数字服务贸易开放对环境污染影响的直接和间接作用机理。然后,采用2004—2021年中国行业面板数据验证上述作用。本文的研究不仅为构建更深层次对外开放格局提供了新视角,而且在目前碳中和碳达峰目标的背景下,也为推动绿色低碳发展提供了新思路。对比已有研究,本文的边际贡献主要体现在如下:第一,拓展了贸易开放的环境效应理论,并尝试解答了数字服务贸易高水平开放能否改善东道国环境污染这一新命题;第二,将印度数字服务贸易开放这一变量构造为工具变量,有效避免了可能存在的内生性问题;第三,采用2004—2021年行业数据来进行分析,能深入了解入世以来特别是党的十八大以来中国数字服务开放及产业绿色转型的全貌。

二、模型构建与研究假说

数字服务贸易开放能带来更先进和更高技术含量的数字技术,本地企业将数字技术融入到生产过程中,降低了企业投入成本,提升了产品的技术含量(陈明等,2023)。同时,数字服务贸易开放带来的先进数字技术,本身就属于绿色技术,将其融入当地企业生产中,对推动企业碳减排及长期绿色发展具有积极意义。从生产方面看,将数字服务贸易开放带来的先进数字技术融入企业生产过程中,网络化及数智能的生产设备和流程,使企业可以有效控制能源损耗和污染排放(Acemoglu & Restrepo, 2018),进而形成良性循环的生态环境;同时,将数字服务贸易开放带来的先进数字技术融入生产、流通、交易和消费等环节,不但提高了各个环节管理的精细化(庞瑞芝等,2021),提升能源使用效率,还能催生新型能源体系的形成,加快了节能降碳先进技术研发和推广应用(Gao & Peng, 2023),改善了环境污染。从环境管理上看,运用数字服务贸易开放带来的先进数字技术可以精准治污、科学治污、依法治污(孙文远、周浩平, 2023),减少了资源浪费和环境污染,促进了人与自然和谐共生。下文将从机理上进一步厘清数字服务贸易开放对环境污染的直接作用和间接作用。

(一)污染供需的均衡模型

参考Copeland和Taylor(2004)的研究思路,假设企业生产有两种商品即 X 和 Y ,使用的生产要素主要为资本(K)和劳动力(L)。用 p 表示 X 的价格,并将 Y 作为基准计价单位。为了捕捉不同部门污染强度的差异,假设 X 的生产会污染环境,且带来的污染会损害消费者利益,但

^①2015年10月,十八届五中全会创造性地提出了绿色发展理念,并把它作为指导中国经济与社会发展的五大理念之一。

不会影响其他企业生产。 Y 的生产不会带来污染,其生产函数可表示为 $Y=H(K_y, L_y)$,其中 H 是递增、线性的凹函数。 X 的生产会带来污染排放(z),假设每单位产出产生一单位污染, X 的产出由线性递增函数 $F(K_x, L_x)$ 表示。为了便于分析,可以将 F 视为“潜在产出”,将污染(或环境服务)视为投入,企业可以通过采用先进技术来减少污染并保持产量不变。如果出现每单位产出产生的污染小于一单位,则对于 $z \leq F, x$ 可被表示为:

$$x = z^\alpha F(K_x, L_x)^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中, α 为投入弹性,且 $0 < \alpha < 1$ 。如果政府监管污染,假设企业排放的每单位排放物都面临着一定排放税 τ ,在该制度中,排放税 τ 由市场确定。企业选择的排放强度应使其生产成本最小化,有 $\alpha = \tau z / px$,设每单位产出的污染排放量 $e = z/x$,可得到:

$$e = z/x = \alpha p / \tau \leq 1 \quad (2)$$

从上式可以看出,随着污染排放税增加,排放强度下降;当污染产品的价格 p 上涨时, τ 会上升,因为用于减排的资源的机会成本更高。由于市场具有竞争性,私营部门可以最大化任何给定的污染水平 z 的国民收入价值,因此可以将国民收入 G 作为最优化问题的解决方案:

$$G(p, K, L, z) = \max_{\{x, y\}} \{px + y\}, (x, y) \in T(K, L, z) \quad (3)$$

其中, T 是可行的技术集。将式(3)对 z 求导,有 $\tau = \partial G / \partial z$,该式表明,如果允许更多的污染, G 将随着排放物的边际产品价值而增加;如果考虑减排的影响,经济的成本也是 $\partial G / \partial z$ 。这是一般均衡边际减排成本,符合环境经济学的标准结果,表明单位排放量的价格等于边际减排成本。

下面考虑消费者效用。为简单起见,假设经济中有 N 个相同的消费者,每个消费者都能最大限度地利用效用,按既定方式处理污染,且消费者的偏好是同质的,其间接效用函数可表示为:

$$V(P, I, z) = v(I/\beta(p)) - h(z) \quad (4)$$

其中, h 、 β 和 v 都是增函数, $I = G/N$ 是人均收入。假设所有消费者体验污染的程度相同,上式表明污染对消费者是有害的,并被视作纯粹的公害。

前文将污染视为内生供应的生产要素,表明考虑污染决定因素的一种自然方式是从需求和供应的角度考虑。考虑技术因素,将污染需求表示为:

$$z = e(p/\tau)x(p, \tau, K, L) \quad (5)$$

从式(5)中可以看出,污染需求下降有两个原因:随着 τ 的下降,企业污染加剧,这既是因为排放强度 e 上升,也是因为较低的排污税使污染产品的生产更具吸引力(因此 X 的产量扩大,而 Y 相反)。为了确定最优的污染政策,政府会选择最大限度地利用生产可能性约束私营部门的污染水平,因此,政府的最优化就是消费者效用最大化,具体为:

$$\max_z \{V(I/\beta(p), z)\} \quad s.t. \quad I = G(p, K, L, z)/N \quad (6)$$

政府将商品价格 p 视为某一定值,因此, $dp/dz = 0$, (6)式中的一阶条件变为:

$V_l G_z / N + V_z = 0$ 。简单来说, $G_z = \tau$, 这是私营部门对一个污染单位的边际估值。同样, 将 $R = I/\beta(p)$ 定义为消费者的实际收入, 可以将一阶条件重写为:

$$\tau = N \cdot [-V_z / V_l] = N \cdot MD(p, R, z) \quad (7)$$

其中, $MD(p, R, z)$ 为消费者受到环境污染损害的边际量, 表明了排污税是所有消费者边际损害的总和。如果污染政策得到有效实施, 那么(7)式可以解释为污染的供应。结合 $\tau = \partial G / \partial z$ 和(7)式, 在污染需求和污染供应相等下达到总边际损害最小, 最终得出污染排放物平衡条件如下:

$$G_z(p, K, L, z) = N \cdot MD(p, R(p, K, L, z), z) \quad (8)$$

式(8)确定了有效污染的排放水平。为此, 政府可以引入排污税或发行可销售许可证, 且许可证价格为 τ 。

(二) 数字服务贸易开放对环境污染的直接影响

将数字服务贸易开放引入污染供需的均衡模型。借鉴毛艳华和李敬子(2015)思路, 采用“冰山”模型来捕捉因贸易开放带来的数字服务使用机会增加所产生的影响, 进口商若从国外获得一个单位的 X , 就必须付出 $1 + \delta$ 单位。其中, δ 为交易过程中的冰山成本。因为贸易壁垒增加了规制成本、信息搜寻和法律成本等, 因此, 数字服务贸易壁垒也会随着 δ 的增加而增加, 并在国内和国外商品价格之间形成了一个楔子。如前所述, p 是 X 的国际价格, 则进口 X 的国内价格 $p_m^d = p(1 + \delta)$ 。与之相反, 如果是出口 X , 则为了向国外市场交付 X 单位(价格为 p), 国内出口商必须输出 $1 + \delta$ 单位, 这些单位在当地以国内价格 p_e^d 获得, 因此, 国内价格低于国外价格, 具体为: $p_e^d = p/(1 + \delta)$ 。显然, 这是因为数字服务贸易开放才导致 p^d 低于 p 。

下面主要从 p^d 变化的角度, 分析数字服务贸易开放对环境污染的作用。虽然可以方便地使用“ p^d ”来表示商品的国内价格, 但该价格是否高于或低于国际价格取决于该国的比较优势。在存在环境污染的情况下, 数字服务贸易开放引致成本 δ 下降, 带来国内价格降低, 最终增加了消费者福利。用 p^d 替换(4)式中的 p , 并微分, 可得:

$$dV/V_l = -R \cdot dp^d + (\tau - MD)dz \quad (9)$$

上式表明, 数字服务贸易开放对消费者福利有两个影响: 增加消费者福利和诱发环境变化。数字服务贸易开放带来的收益对进口商和出口商都是积极的: 从(9)式右边第一个式子看, 无论是进口 X 还是出口 X , 数字服务贸易开放能通过降低价格增加消费者福利, 有 $Rdp^d < 0$ 。为了明确反映数字服务贸易开放通过价格降低对环境污染的影响, 将(9)式变为:

$$dz = [1/(\tau - MD)] \cdot dV/V_l + [1/(\tau - MD)] \cdot Rdp^d \quad (10)$$

上式表明, 在消费者效用不变情况下, 数字服务贸易开放引致 dp^d 降低, 带来 Rdp^d 变小, 最终使得 dz 变小, 即数字服务贸易开放降低了环境污染。同时, (10)式也表明, dz 的变化还与 τ 和 MD 有关。为了解原因, 假设污染排放强度恒定, 在污染政策松懈 ($\tau < MD$) 下, 污染的增加

带来 Rdp^d 减少,降低了数字服务贸易开放对 dz 的影响。因此,这就需要政府设置环境规制,即控制排放或增加排放税 τ 来合理控制污染配额,只有增加的排放税 τ 无限接近消费者受到环境污染损害的边际量 MD 时,数字服务贸易开放对环境污染的作用才会达到最大。

综上所述,本文提出如下假说:

假说1:数字服务贸易开放改善了环境污染状况。

假说2:数字服务贸易开放对环境污染的作用大小受到环境规制强度的调节。

(三)数字服务贸易开放对环境污染的间接影响

借鉴 Ushifusa 和 Tomohara(2013)的思路,从产出密度视角对数字服务贸易开放的外部性进行分析。设 A 为地区面积,将与数字服务贸易开放带来的国民收入记为 G_{DSO} ,那么开放的产出密度模型可设定为:

$$g_{dso} = \zeta [l^\phi k^{1-\phi}]^\rho (G_{DSO}/A)^{(\theta-1)/\theta} \quad (11)$$

其中, $g_{dso} = G_{DSO}/A$ 为当地数字服务贸易开放的产出密度,反映了开放的程度; $l = L/A$ 和 $k = K/A$ 分别为单位面积的劳动和资本密度, ζ 为 Hicks-Neutral 因子, ϕ 为 l 相对于 k 的贡献率, ρ 为相应要素的产出份额; $(\theta-1)/\theta$ 为开放的产出弹性,是数字服务贸易开放的外部性反映。参考邵帅等(2022)思路,将环境污染总水平(Z)和能源消耗(C)纳入(11)式中,有:

$$(G_{DSO} + Z)/A = \zeta [l^\phi k^\eta c^{1-\phi-\eta}]^\rho (G_{DSO}/A)^{(\theta-1)/\theta} (1 + Z/G_{DSO})^{(\theta-1)/\theta} \quad (12)$$

其中, $c = C/A$ 为单位能源消耗量, η 为 k 的产出贡献率。在要素自由流动下,均衡状态时要素边际产出等于价格。设资本的利率为 r ,将其需求密度 $k = (\rho\eta/r)(G_{DSO}/A)(1 + Z/G_{DSO})$ 代入(12)中,可得:

$$Z/G_{DSO} + 1 = \Omega \times (G_{DSO}/L)^{-\rho\phi\theta/(1-\phi\eta\theta)} \times (C/G_{DSO})^{\rho(1-\phi-\eta)\theta/(1-\phi\eta\theta)} \times (G_{DSO}/A)^{(\rho\theta-1)/(1-\phi\eta\theta)} \quad (13)$$

其中, $\Omega = \zeta^{\theta/(1-\phi\eta\theta)} \times (\rho\eta/r)^{\rho\theta/(1-\phi\eta\theta)}$ 。对(13)式求对数,有:

$$\frac{Z}{G_{DSO}} \equiv \ln\left(\frac{Z}{G_{DSO}} + 1\right) = \ln \Omega - \frac{\rho\phi\theta}{1-\phi\eta\theta} \ln\left(\frac{G_{DSO}}{L}\right) + \frac{\rho(1-\phi-\eta)\theta}{1-\phi\eta\theta} \ln\left(\frac{C}{G_{DSO}}\right) + \frac{\rho\theta-1}{1-\phi\eta\theta} \ln\left(\frac{G_{DSO}}{A}\right) \quad (14)$$

上式左边(Z/G_{DSO})表示单位数字贸易开放产出的环境污染程度,右边包含了数字贸易开放下的劳动生产率(G_{DSO}/L)、能源消耗强度(C/G_{DSO})和产出密度(G_{DSO}/A)。其中, C/G_{DSO} 与 G_{DSO}/A 对 Z/G_{DSO} 影响为正或负由数字服务贸易开放的产出系数 θ 与各要素的回报率共同决定。当 $1 < \theta < 1/\phi\eta$ 时,数字服务贸易开放处在初期发展阶段,开放的产出效应还较低,对能源消耗强度的作用不强,不利于环境污染的改善。当 $\theta > 1/\phi\eta$ 时,数字服务贸易开放逐渐成熟,开放的产出效应较高,其正外部性显著,从而有利于当地学习、模仿和创新包括节能减排技术在内的先进生产服务技术,促进了能源的结构调整和使用效率提升,最终使环境污

染得到改善。

综上所述,本文提出如下假说:

假说3:随着数字服务贸易开放逐渐成熟,数字服务贸易开放通过降低能源消耗强度减少了环境污染程度。

三、研究设计

(一)主要变量选取与测度

1. 数字服务贸易开放

目前学术界较多从产业限制视角,通过匹配《外商投资产业指导目录》与国民经济四分位服务业行业来衡量服务贸易开放程度(方慧、霍启欣,2023),但仅从产业限制视角很难准确反映出服务贸易开放的实际结果。基于此,本文借鉴陈明等(2023)思路,计算数字服务贸易进口和出口渗透度来衡量数字服务贸易开放。具体步骤如下:

表1 数字服务贸易开放行业的选取和匹配

联合国贸发会议:数字交付服务概念	中国投入产出表	中国商务年鉴
电信、计算机和信息服务	信息传输、软件和信息技术服务	电信、计算机和信息服务
金融服务、保险和养老金服务	金融	金融服务、保险服务
知识产权使用费、其他商业服务	科学研究和技术服务	知识产权使用费(视听及相关产品许可费、研发成果使用费)、其他商业服务(研发成果转让费及委托研发、技术、专业和管理咨询服务)

(1)数字服务贸易开放行业的选取与合并。由于各行业数字技术的使用程度并不相同,因此数字服务贸易所涵盖的范围和细分领域并没有一个一致的答案。本文参考联合国贸发会议在2015年发布的《国际信通技术服务贸易和信通技术带动的服务:衡量信通技术促进发展伙伴关系的拟议指标》中提出的由电信、计算机和信息服务、知识产权使用费、其他商业服务、金融服务、保险和养老金服务集合而成的“数字交付服务”概念。在对数字服务贸易开放行业的选取中,行业分类按《中国投入产出表》中的行业为准,将《中国商务年鉴》中的金融服务和保险服务合并成金融行业、知识产权使用费和其他商业服务合并成科学研究和技术服务行业,分别与《中国投入产出表》中的金融行业、信息传输、软件和信息技术服务行业匹配;将《中国商务年鉴》中的电信、计算机和信息服务与《中国投入产出表》信息传输、软件和信息技术服务匹配。结果如表1所示。

(2)计算数字服务贸易开放渗透度。考虑到《中国商务年鉴》给出的服务贸易进出口额不能等同于数字贸易进出口额,借鉴许宪春和张美慧(2020)方法,先采用行业数字经济调整系数与数字化交易占比相乘,得出该年数字服务贸易的行业占比率,然后分别加总表1中数字

服务贸易开放细分行业的进出口额并分别与数字服务贸易的行业占比相乘,得到数字服务贸易进口总额($TDSI$)和出口总额($TDSE$),最后将 $TDSI$ 和 $TDSE$ 与对应的25个行业(见表2)^①完全消耗系数相乘,得到25个行业完全消耗数字服务贸易进口和出口的近似消耗量,即数字服务进口(DSI)和出口(DSE)的渗透度,计算的公式如下:

$$DSI_{it} = \sum_j w_{ij} TDSI ; DSE_{it} = \sum_j w_{ij} TDSE \quad (15)$$

上式中, i 为所选的25个行业部门, t 为年份, j 是数字服务贸易开放行业; w_{ij} 为完全消耗系数^②。 DSI_{it} 和 DSE_{it} 是数字服务贸易进口和出口对25个行业的渗透度。同理,也可以计算出所选的3个数字服务贸易细分行业对25个行业的渗透度。

表2 2004—2021年数字服务贸易进出口对行业产品的渗透度增长百分比

行业	进口	出口	行业	进口	出口
①煤炭开采和洗选业	12.29%	14.68%	⑭金属制品业	12.23%	14.55%
②石油和天然气开采业	12.52%	13.86%	⑮通用设备制造业	12.32%	14.25%
③金属矿采选业	12.28%	14.48%	⑯专用设备制造业	12.34%	14.17%
④非金属矿和其他矿采选业	12.33%	14.22%	⑰交通运输设备制造业	12.34%	13.96%
⑤食品制造及烟草加工业	12.13%	14.47%	⑱电气机械和器材制造业	12.30%	14.31%
⑥纺织业	12.17%	14.60%	⑲通信设备、计算机和其他电子设备制造业	12.54%	14.84%
⑦纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品业	12.17%	14.60%	⑳仪器仪表制造业	12.43%	14.10%
⑧木材加工和家具制造业	12.17%	14.52%	㉑其他制造业	12.21%	14.58%
⑨造纸印刷和文教体育用品制造业	12.20%	14.56%	㉒废品废料	12.14%	14.10%
⑩石油、炼焦和核燃料加工业	12.31%	14.27%	㉓电力热力的生产和供应业	12.35%	15.10%
⑪化学工业	12.27%	14.27%	㉔燃气生产和供应业	12.25%	14.79%
⑫非金属矿物制品业	12.18%	14.59%	㉕水的生产和供应业	12.40%	15.96%
⑬金属冶炼和压延加工业	12.25%	14.58%	行业整体均值	12.29%	14.49%

注:根据2005—2022年《中国商务年鉴》及相应年份《中国投入产出表》计算得出。

①所选行业根据《中国投入产出表》中的产品分类,对《中国商务年鉴》《中国环境统计年鉴》进行了匹配合并,主要如下:金属矿采选业包含黑色金属矿采选业和有色金属矿采选业;非金属矿和其他矿采选业包含非金属矿采选业和其他采矿业;食品制造及烟草加工业包含农副食品加工业、食品制造业、烟草制品业和酒、饮料和精制茶制造业;纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品业包含纺织服装、服饰业和皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业;木材加工和家具制造业包含木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业和家具制造业;造纸印刷和文教体育用品制造业包含造纸及纸制品业、文教、工美、体育和娱乐用品制造业、印刷和记录媒介复制业;化学工业包含化学原料和化学制品制造业、医药制造业、化学纤维制造业、橡胶和塑料制品业;金属冶炼和压延加工业包含黑色金属冶炼和压延加工业、有色金属冶炼和压延加工业;交通运输设备制造业包含汽车制造业;铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业。同时由于部分行业污染数据不可得,因此删除了金属制品、机械和设备修理业和其他行业,最终汇总得出25个行业。

② w_{ij} 的数据来自2002年、2007年、2012年和2017年《中国投入产出表》,因为该表5年才颁布一次,因此2002年《中国投入产出表》完全消耗系数数据涵盖了2004—2006年,其他依此往下类推。

表2给出了2004—2021年数字服务贸易进出口对25个行业产品渗透度增长的百分比。可以看出,数字服务贸易进出口渗透度增长百分比比较为平稳,其中,数字服务贸易进口渗透度增长百分比均值为12.29%;出口渗透度增长百分比均值为14.49%,略高于进口。数字服务贸易进口和出口对各行业渗透度增长百分比均位于前列的主要有通信设备、计算机和其他电子设备制造业(进口为12.54%、出口为14.84%)、电力热力的生产和供应(进口为12.35%、出口为15.10%)、水的生产和供应(进口为12.40%、出口为15.96%)。以上结果符合现实,进入21世纪以来,中国一方面坚定不移扩大数字服务进口,带来了更高水平的服务供给,不但顺畅了流通体系,畅通了经济内循环,而且推进了产业转型升级;另一方面更加重视国内数字服务的国际化发展,提高了数字服务贸易的自由化程度及国际经济的循环水平。

2. 环境污染

较多研究从二氧化硫(SO₂)排放量角度来度量污染状况,但这只是环境污染的一部分。按环境要素划分,环境污染主要包括水体、大气和废渣污染等。基于此,参照王孝松等(2022)的思路,用单位产出的污染排放量来度量行业污染强度。令 PE_i 为行业 i 的污染排放量,表示行业 i 的污染强度(PI_i),公式如下:

$$PI_i = PE_i / Y_i \quad (16)$$

其中, Y_i 为行业 i 的生产总值。在对行业污染排放量的计算中,考虑到SO₂、COD(化学需氧量)是中国环境污染的主要控制对象,因此 PE 主要选择大气中的SO₂、水体中的COD及废渣中的固体废物(SW)的排放量来进行分析。最终计算得到了25个行业的污染排放量,原始数据源自《中国环境统计年鉴》。在对行业生产总值的计算中,2004—2016年行业生产总值的原始数据源自《中国工业统计年鉴》,2017—2021年行业生产总值数据采用2017—2021年全国投入产出表中的部门总产出近似得出,并在计算中将行业生产总值换算成2000年不变价。图1给出了行业污染强度的均值变化趋势,可以看出,SO₂占行业生产总值比呈稳定下降趋势;COD和固体废物占行业生产总值比虽有波动,但总体上仍然呈现下降趋势。

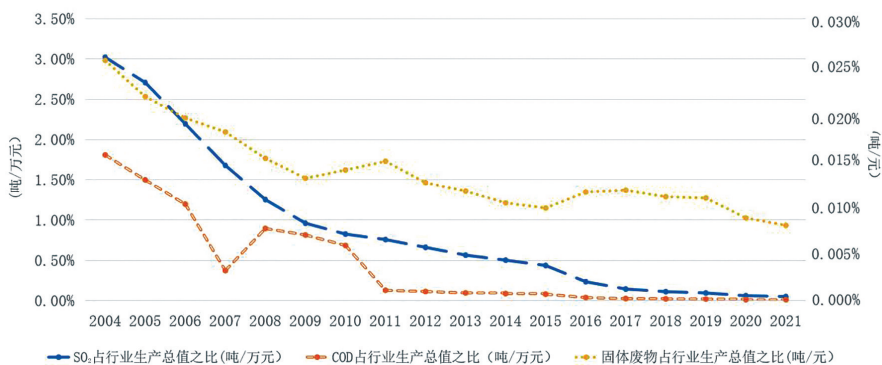


图1 污染强度均值变化趋势(2004—2021年)

3. 回归模型建立

为检验数字服务贸易开放对环境污染的影响(假说1),参考Beverelli等(2017)的研究,避免滞后项内生性干扰,设定动态面板计量模型^①如下:

$$PI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DSO_{it} + \alpha_2 X_{it} + \alpha_3 PI_{i,t-1} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

其中, $PI_{i,t-1}$ 为行业 i 的 $t-1$ 年的污染强度,代表污染排放的惯性; $\ln DSO_{it}$ 为 t 年数字服务贸易进口或出口对 i 行业的渗透度。 α 系列为相应系数, μ_t 为时间固定效应, λ_i 为行业固定效应, ε_{it} 为随机误差项。 X 为控制变量,主要包括:(1)企业单位数($\ln NE$),采用企业个数的自然对数测度。一般而言,企业数量越多,竞争越激烈,利润率越低,不利于企业减排。(2)企业从业人员($\ln L$),用平均用工数(万人)的自然对数测度。平均用工数越多说明该行业越偏向劳动密集型产业,带来环境质量恶化的可能性加大。(3)资本结构(ALR),用资产负债比来测度,其数值较大,说明企业经营能力较强,有利于改善环境污染。(4)利润率(PR),用营业收入占利润总额之比来测度,利润率越大,企业越有足够的资金购买治污设备或创新治污技术,有益于减少污染排放。(5)科研人员占比(SR),用从事科研活动人员数占行业中企业平均用工数之比来测度。科研活动人员占比越大,对技术创新的促进也越大,可能减少生产过程中的污染排放,但也可能产生绿色偏向,带来污染排放增加。(6)企业研发经费($R\&D$),采用试验发展支出占 $R\&D$ 经费内部支出之比测度,其对污染排放的影响与科研人员占比的影响类似,可能减少也可能增加污染排放。(7)煤炭消费(CC),用煤炭消费占能源总消费之比来表示,其值越小越有利于环境污染改善。

为了考察数字服务贸易开放中环境规制的调节效应(假说2),在模型(17)基础上纳入环境规制强度(ER)变量,构建调节效应模型如下:

$$PI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DSO_{it} + \alpha_2 ER_{it} + \alpha_3 ER_{it} \times \ln DSO_{it} + \alpha_4 X_{it} + \alpha_5 PI_{i,t-1} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

其中, ER_{it} 为调节变量环境规制强度,采用行业废水和废气的治理运行费占行业生产总值之比来测度; α_3 为环境规制与数字服务贸易开放的交互项系数,如果 $\alpha_3 < 0$, 则表明数字服务贸易开放对环境污染影响的边际效应随着环境规制强度提升而递增。

基于假说3,数字服务业开放可能通过能源消耗强度(EI)对环境污染产生影响。为了检验能源强度是否起到了中介作用,结合模型(17),构建中介效应模型如下:

$$EI_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln DSO_{it} + \beta_2 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

$$PI_{it} = \theta_0 + \theta_1 \ln DSO_{it} + \theta_2 EI_{it} + \theta_3 \ln DSO_{it} \times EI_{it} + \theta_4 PI_{i,t-1} + \theta_5 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

其中, β 和 θ 系列为相应系数; EI_{it} 为 t 年行业 i 的能源消耗强度,采用单位产出的能源消费量(吨标煤/万元)表示。

^①在分析中,将模型中 $\ln DSO$ 的滞后项视为差分方程的工具变量,运用 SYS-GMM 方法来估计。

4. 数据来源

本文选取2004—2021年的行业数据进行分析,具体来说:数字服务贸易开放指标根据2005—2022年《中国商务年鉴》及相应年份《中国投入产出表》计算得出。环境污染强度指标根据2005—2022年《中国环境统计年鉴》计算得出。控制变量和中介变量的原始数据来自2005—2022年《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国能源统计年鉴》。调节变量环境规制强度根据2004—2015年《中国环境统计年报》、2016—2021年《中国生态环境统计年报》及2005—2022年《中国环境统计年鉴》计算得出。变量的定量描述情况见表3所示。

表3 变量的定量描述

类别	变量	最大值	最小值	中位数	平均值	标准差
被解释变量(<i>PI</i>)	SO_2	0.253	2.2E-07	0.009	0.008	0.058
	<i>COD</i>	0.246	5.4E-07	0.003	0.006	0.086
	<i>SW</i>	0.007	1.5E-07	4.2E-05	4.6E-05	0.002
解释变量(<i>lnDSO</i>)	数字服务进口渗透度(<i>lnDSI</i>)	5.093	1.289	3.276	3.194	1.028
	数字服务出口渗透度(<i>lnDSE</i>)	4.546	0.364	2.489	2.451	0.783
控制变量	企业单位数(<i>lnNE</i>)	10.876	2.584	7.126	7.524	1.294
	企业从业人员(<i>lnL</i>)	6.817	1.903	4.953	4.532	0.658
	资本结构(<i>ALR</i>)	3.195	1.254	1.768	1.892	0.237
	利润率(<i>PR</i>)	0.125	0.016	0.634	0.653	0.023
	科研人员占比(<i>SR</i>)	0.145	0.017	0.064	0.079	0.021
	企业研发经费(<i>R&D</i>)	0.967	0.104	0.562	0.543	0.156
	煤炭消费(<i>CC</i>)	0.954	0.001	0.636	0.605	0.192
调节变量	环境规制强度(<i>ER</i>)	0.004	3.8E-05	0.001	0.001	0.001
中介变量	能源消耗强度(<i>EI</i>)	9.361	0.264	2.498	1.797	1.583

四、实证分析

(一)初步回归结果

在实证分析中,考虑到对固定效应及标准误聚类的控制层级会影响到回归结果,因此在回归中采用了最严格的时间-行业维度固定效应和标准误聚类层级。表4第(1)—(3)列和第(4)—(6)列报告了数字服务贸易进口和出口对环境污染强度的基准回归结果,具体分析如下:

第一,数字服务贸易开放对环境污染强度至少在5%的显著性水平下为负,说明在2004—2021年间,数字服务贸易开放有利于中国环境污染的改善,假说1得证。这主要是因为:一方

面国内企业通过学习由数字服务贸易进口带来的先进技术,使企业从粗放式生产向精细化的清洁生产转变,提高了资源利用效率,减少了污染排放。另一方面数字服务贸易出口能通过逆向技术外溢效应提升国内企业资源利用效率,减少能源消耗和产品产污量。这与服务贸易理论和开放创新的观点相符。

第二,虽然数字服务出口对行业产品的渗透增长率大于数字服务进口,但数字服务进口对环境污染改善的作用相对大于数字服务出口带来的作用。因此在强化先进数字服务进口的同时,应大力推动数字服务出口,打通国际大循环,开启数字服务贸易双向开放新格局。同时,从表4结果也可以看出,数字服务贸易进口和出口改善环境污染的作用均较弱。这可能与中国服务贸易开放的深度、结构和领域有关。根据商务部公布的服务贸易发展情况数据显示^①,2021年服务进出口总额达52 982.7亿元,知识密集型服务进出口总额达23 258.9亿元,占比43.89%;2022年中国服务贸易进出口总额达59 801.9亿元,知识密集型服务进出口总额达25 068.5亿元,占比49.94%,虽有所增长但并未过半,这也意味着传统服务贸易占比较大,难以有效推动行业节能减排。

第三,控制变量中的企业单位数($\ln NE$)和企业从业人员($\ln L$)的系数符号显著为负,资本结构(ALR)、利润率(PR)和煤炭消费(CC)的系数符号显著为正,这均与前文的预测一致。科研人员占比(SR)、企业研发经费($R&D$)的系数符号为负,但显著性不明显,说明科研人员和经费投入并未对环境污染改善产生积极效果,这可能与企业的目的是提高生产量及新技术的研发应用存在时滞有关。滞后变量 $\ln PI_{t-1}$ 为正且显著,表明环境污染具有显著的时间滞后效应,即污染排放强度存在惯性,也意味着污染减排工作非常艰巨。

(二)稳健性检验

1. 数字服务贸易开放的重新测度

测度数字服务贸易开放除了数字服务贸易进口和出口渗透率外,还有学者通过对《外商投资产业指导目录》《鼓励外商投资产业目录》(以下简称为《目录》《鼓励目录》)进行量化赋值,对服务贸易开放进行测度(方慧、霍启欣,2023)。本文参考上述思路,首先对《目录》《鼓励目录》中鼓励开放的数字服务行业赋值为10、允许开放的数字服务行业赋值为5、限制开放的数字服务行业赋值为-5、禁止开放的数字服务行业赋值为-10;然后将每年数字服务行业的赋值加总起来,采用模型(15)方法分别与前文25个行业的完全消耗系数相乘,得出数字服务贸易开放渗透度指标。表5第(1)一(3)列的回归结果表明,数字服务贸易开放对环境污染强度的作用与表4对应的结果仅是系数和显著性的大小稍存差异,同时也表明了初步回归结果的稳健。

^①资料来源:http://www.gov.cn/shuju/2023-01/30/content_5739184.htm。

表 4 数字服务贸易开放对环境污染强度作用的回归结果

变量	(1)SO ₂	(2)COD	(3)SW	(4)SO ₂	(5)COD	(6)SW
lnPI _{t,t-1}	0.146** (0.048)	0.141** (0.045)	0.129*** (0.032)	0.109*** (0.034)	0.118*** (0.032)	0.138*** (0.044)
lnDSI	-0.037** (0.016)	-0.039** (0.017)	-0.019*** (0.002)			
lnDSE				-0.025*** (0.007)	-0.021** (0.009)	-0.014*** (0.004)
lnNE	-0.057*** (0.011)	-0.049** (0.022)	-0.028*** (0.002)	-0.059*** (0.017)	-0.044*** (0.012)	-0.027** (0.012)
lnL	-0.043** (0.019)	-0.032** (0.014)	-0.016* (0.009)	-0.048*** (0.015)	-0.039*** (0.012)	-0.008** (0.003)
ALR	0.035*** (0.007)	0.033** (0.015)	0.029*** (0.008)	0.027** (0.012)	0.026*** (0.004)	0.035*** (0.011)
PR	0.016*** (0.003)	0.025*** (0.006)	0.009*** (0.002)	0.017*** (0.001)	0.018*** (0.005)	0.019*** (0.003)
SR	-0.004 (0.013)	-0.007 (0.028)	-0.008 (0.024)	-0.003 (0.015)	-0.006 (0.012)	-0.001 (0.002)
R&D	-0.016* (0.008)	-0.035 (0.038)	-0.029 (0.057)	-0.093 (0.142)	-0.008* (0.005)	0.002* (0.001)
CC	0.007** (0.003)	0.013** (0.006)	0.009* (0.005)	0.005** (0.002)	0.008** (0.004)	0.006* (0.004)
常数项	0.324*** (0.107)	0.368*** (0.121)	0.293*** (0.086)	0.267*** (0.082)	0.245*** (0.075)	0.259** (0.034)
Wald 值	623***	752***	720***	618***	717***	549***
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
AR(1)_P	0.013	0.008	0.007	0.025	0.004	0.006
AR(2)_P	0.374	0.191	0.263	0.372	0.238	0.285
Sargan_P	0.842	0.803	0.915	0.863	0.872	0.946
观测值	450	450	450	450	450	450

注：***、**、*分别为通过1%、5%和10%的T检验。括号内为回归系数标准误。下表同。

表5 稳健性检验结果

变量	重测数字服务贸易开放			重测环境污染强度					
	(1)SO ₂	(2)COD	(3)SW	(4)SO ₂	(5)COD	(6)SW	(7)SO ₂	(8)COD	(9)SW
lnPI _{t,t-1}	0.207*** (0.061)	0.186** (0.082)	0.293*** (0.095)	0.092** (0.040)	0.167*** (0.052)	0.342** (0.151)	0.068*** (0.021)	0.266*** (0.072)	0.475** (0.209)
lnDSO	-0.009** (0.004)	-0.010** (0.004)	-0.005*** (0.001)						
lnDSI				-0.058** (0.025)	-0.057*** (0.019)	-0.074*** (0.023)			
lnDSE							-0.064** (0.028)	-0.065*** (0.021)	-0.078*** (0.025)
lnNE	-0.049*** (0.012)	-0.056*** (0.011)	-0.057*** (0.018)	-0.038*** (0.007)	-0.029*** (0.006)	-0.016*** (0.004)	-0.039*** (0.006)	-0.018*** (0.005)	-0.014*** (0.003)
lnL	-0.032** (0.014)	-0.039*** (0.012)	-0.019** (0.008)	-0.018*** (0.005)	-0.015** (0.007)	-0.043*** (0.011)	-0.017** (0.008)	-0.016*** (0.002)	-0.049** (0.022)
ALR	0.016** (0.007)	0.018** (0.008)	0.008* (0.005)	0.023*** (0.007)	0.028*** (0.008)	0.019** (0.008)	0.025** (0.011)	0.022** (0.009)	0.017*** (0.004)
PR	0.027*** (0.007)	0.039*** (0.012)	0.018*** (0.006)	0.046*** (0.012)	0.047*** (0.015)	0.049*** (0.013)	0.048*** (0.011)	0.058*** (0.015)	0.049*** (0.014)
SR	-0.046 (0.087)	-0.035 (0.069)	-0.047 (0.051)	-0.010 (0.039)	-0.014 (0.026)	-0.023 (0.073)	-0.018 (0.041)	-0.025 (0.067)	-0.028 (0.043)
R&D	-0.031* (0.016)	-0.035** (0.014)	-0.063 (0.082)	-0.022 (0.065)	-0.017 (0.039)	-0.029 (0.068)	-0.013 (0.022)	-0.026 (0.030)	0.035 (0.074)
CC	0.006*** (0.001)	0.007** (0.004)	0.005*** (0.001)	0.015** (0.006)	0.009*** (0.002)	0.012*** (0.004)	0.013** (0.004)	0.009** (0.004)	0.014** (0.005)
常数项	0.486*** (0.135)	0.398*** (0.124)	0.433*** (0.142)	0.187*** (0.056)	0.217*** (0.023)	0.146*** (0.034)	0.196*** (0.052)	0.195*** (0.061)	0.148*** (0.042)
Wald值	154***	147***	193***	726***	738***	841***	672***	784***	806***
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
AR(1)_P	0.007	0.005	0.003	0.011	0.008	0.005	0.009	0.007	0.004
AR(2)_P	0.164	0.258	0.326	0.327	0.185	0.257	0.218	0.314	0.150
Sargan_P	0.649	0.703	0.676	0.829	0.904	0.863	0.811	0.876	0.948
观测值	450	450	450	450	450	450	450	450	450

2. 环境污染强度的重新测度

实现低碳化发展是严格保护生态环境的重要抓手,也是确保实现碳达峰、碳中和的一项长期战略任务,因此有必要从碳排放角度进一步考察数字服务贸易开放对环境污染的影响。考虑到《中国环境统计年鉴》《中国工业企业污染排放数据库》并未颁布碳排放的相关数据,因此借鉴朱俏俏等(2014)的思路,构建行业碳排放测算指标如下:

$$CE_i = \sum_{k=1}^n c_{ik} \phi_k \psi_k \quad (21)$$

上式中, CE_i 为行业*i*碳排放量; k 是能源消费种类; c_{ik} 是一定时期行业*i*消费*k*能源的量; ϕ_k 是*k*能源折标准煤的参考系数,数据来自国家统计局网站; ψ_k 是来自《IPCC国家温室气体排放清单指南》中*k*能源的碳排放系数。表5第(4)—(6)列和第(7)—(9)列分别为数字服务贸易进口和出口对行业碳排放的回归结果,可以看出,数字服务贸易进口和出口依然对代表环境污染指标的行业碳排放量的系数至少在5%的显著性水平上为负,这一结果再一次证实了初步回归结论的稳健性。

3. 内生性分析

前文采用系统GMM模型避免滞后项内生性干扰,但没有考虑环境污染改善反过来可能会推动数字服务贸易开放,若此种反向因果关系存在,模型内生性就不可避免。借鉴苏丹妮和盛斌(2021)的思路,采用印度数字服务贸易开放作为工具变量来进行分析。具体操作为:首先从OECD数据库提取出印度的数字服务细分部门限制指数;然后采用WIOD数据库中2004—2014年印度的投入产出表数据并计算其直接消耗系数,采用OECD数据库中2015年和2018年印度的投入产出表的数据并计算其直接消耗系数。考虑到投入产出数据在一定年限内产业比率时序是相对稳定的结论(孙得将、李江帆,2013),因此2016—2017年印度直接消耗系数数据仍使用2015年的结果,2019—2021年印度直接消耗系数数据仍使用2018年的结果。最后将数字服务细分部门的限制指数与对应年份的部门直接消耗系数相乘后相加,得出2004—2021年印度数字服务贸易开放度(印度 $_{DSO}$)。采用这一方法的原因是:一方面中印两国面向外资的数字服务贸易开放相似性较高;另一方面由于中印文化及政策存在较大差异,印度数字服务业的外资开放较难受到中国企业活动的影响(吕越、陈泳昌,2022),因此印度数字服务贸易开放度与中国环境污染之间关系较小。

从表6第(1)和(2)列工具变量的第一阶段回归结果可以看出,第一阶段F值分别为306和313,说明通过弱工具变量检验;印度 $_{DSO}$ 与数字服务贸易进口和出口的关系为负且显著,原因在于工具变量是从限制角度分析的,而前文数字服务贸易进口和出口渗透率是从开放角度,两者截然相反,这一结果恰好说明中印两国的数字服务贸易开放进程呈现正相关关系。表6的第(3)、(4)和(5)列为第二阶段回归结果,Sargan的P值表明了工具变量是外生变量,AR

(1)和 AR(2)的P值表明模型无严重序列相关性;核心解释变量数字服务贸易开放的系数至少在10%的显著性水平上为正,支持了初步回归检验结果,表明所选工具变量有效,也进一步证实了数字服务贸易开放推动了环境污染的改善。

表6 工具变量回归结果

变量	(1)lnDSI	(2)lnDSE	(3)SO ₂	(4)COD	(5)SW
lnDSO			0.015** (0.007)	0.011* (0.006)	0.023** (0.011)
印度_DSO	-0.008** (0.004)	-0.006*** (0.002)			
lnNE	0.007*** (0.002)	0.003*** (0.001)	-0.014*** (0.003)	-0.027*** (0.008)	-0.015*** (0.005)
lnL	0.074* (0.040)	0.063** (0.027)	-0.029** (0.013)	-0.018** (0.007)	-0.022** (0.009)
ALR	-0.042*** (0.013)	-0.053*** (0.016)	0.011** (0.004)	0.013** (0.005)	0.032*** (0.009)
PR	-0.064*** (0.014)	-0.071*** (0.015)	0.009*** (0.003)	0.007*** (0.002)	0.004*** (0.001)
SR	0.052 (0.078)	0.044 (0.059)	-0.027 (0.066)	-0.023 (0.043)	-0.019 (0.028)
R&D	-0.031 (0.049)	-0.027 (0.073)	-0.158 (0.318)	-0.289 (0.647)	-0.136 (0.225)
CC	-0.009** (0.004)	-0.003** (0.002)	0.016*** (0.004)	0.027*** (0.008)	0.024*** (0.008)
常数项	0.032*** (0.008)	0.025*** (0.006)	0.259*** (0.076)	0.191*** (0.061)	0.276** (0.121)
Wald/F值	306***	313***	87***	92***	84***
时间固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
AR(1)_P			0.001	0.002	0.005
AR(2)_P			0.375	0.242	0.326
Sargan_P			0.825	0.813	0.787
观测值	450	450	450	450	450

五、机制检验及进一步分析

(一)调节效应分析

为了验证环境规制强度的调节效应,根据模型(18)的设定对此进行分析。表7中的Sargan检验表明工具变量有效,Wald检验表明模型设计合理,AR检验结果表明模型不存在序列相关性。lnDSI(表7(1)—(3))、lnDSE(表7(4)—(6))、ER、lnDSI×ER和lnDSE×ER的系数至少

在5%的显著水平上为负,说明引入数字服务贸易开放和环境规制强度的交互项后,数字服务贸易进口和出口对环境污染的作用受到环境规制强度的调节,随着环境规制强度的增强而扩大,数字服务贸易开放和环境规制强度存在互补效应,证实了前文数字服务贸易开放对环境污染影响的边际效应随着环境规制强度提升而递增的结论,假说2得证。

表7 环境规制的调节效应检验结果

变量	(1) SO_2	(2) COD	(3) SW	(4) SO_2	(5) COD	(6) SW
$\ln PI_{i,t-1}$	0.268*** (0.081)	0.284** (0.125)	0.159** (0.070)	0.244** (0.107)	0.257*** (0.082)	0.168*** (0.053)
$\ln DSI$	-0.019*** (0.006)	-0.018** (0.008)	-0.016*** (0.002)			
$\ln DSE$				-0.018** (0.007)	-0.019** (0.008)	-0.015*** (0.004)
$\ln DSI \times ER$	-0.007** (0.003)	-0.008** (0.003)	-0.012** (0.005)			
$\ln DSE \times ER$				-0.0010** (0.005)	-0.0011** (0.005)	-0.017** (0.008)
ER	-0.022** (0.009)	-0.024*** (0.007)	-0.037** (0.015)	-0.027*** (0.005)	-0.024*** (0.008)	-0.032** (0.014)
$\ln NE$	-0.009*** (0.003)	-0.009** (0.004)	-0.016*** (0.005)	-0.013*** (0.003)	-0.017*** (0.004)	-0.015** (0.006)
$\ln L$	-0.019** (0.008)	-0.016** (0.007)	-0.012** (0.005)	-0.019*** (0.004)	-0.024*** (0.006)	-0.018** (0.008)
ALR	0.047*** (0.014)	0.044** (0.019)	0.035*** (0.011)	0.049** (0.021)	0.045*** (0.014)	0.029*** (0.009)
PR	0.028*** (0.004)	0.029*** (0.007)	0.016*** (0.004)	0.029*** (0.005)	0.027*** (0.008)	0.015*** (0.005)
SR	-0.013 (0.045)	-0.023 (0.068)	-0.011 (0.039)	-0.025 (0.071)	-0.017 (0.052)	-0.006 (0.012)
$R\&D$	-0.077 (0.090)	-0.064 (0.081)	-0.032 (0.058)	-0.084 (0.076)	-0.057 (0.094)	0.044 (0.083)
CC	0.006*** (0.002)	0.009** (0.004)	0.008** (0.003)	0.005** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.005*** (0.001)
常数项	0.095*** (0.032)	0.076*** (0.025)	0.132*** (0.046)	0.065*** (0.021)	0.043*** (0.013)	0.165*** (0.054)
Wald值	893***	821***	904***	836***	855***	972***
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
AR(1)_P	0.007	0.003	0.005	0.004	0.006	0.002
AR(2)_P	0.303	0.127	0.231	0.205	0.152	0.241
Sargan_P	0.876	0.925	0.887	0.861	0.896	0.901
观测值	450	450	450	450	450	450

(二)中介效应分析

为了验证能源消耗强度的中介效应,根据模型(17)、(19)和(20)的设定对此进行分析。

表8显示模型(17)中数字服务贸易进口和出口的回归系数显著;表8第(1)和(5)列显示,模型(19)中数字服务贸易进口和出口对能源消耗强度的回归系数显著为负,表明数字服务贸易开放总体上有利于降低能源消耗强度;从表8第(2)、(3)、(4)、(7)、(8)、(9)列可以看出,模型(20)中数字服务贸易进口和出口以及它们与能源消耗强度交互项的系数显著,说明存在部分中介效应,表明数字服务贸易开放能通过降低能源消耗强度来改善环境污染,假说3得证。

表8 能源强度的中介效应检验结果

变量	数字服务贸易进口				数字服务贸易出口			
	(1)EI	(2)SO ₂	(3)COD	(4)SW	(5)EI	(7)SO ₂	(8)COD	(9)SW
lnPI _{i,t-1}		0.198*** (0.061)	0.184*** (0.061)	0.245*** (0.082)		0.286*** (0.094)	0.359*** (0.101)	0.277*** (0.092)
lnDSO	-0.087** (0.038)	-0.013** (0.005)	-0.019*** (0.005)	-0.009** (0.004)	-0.076** (0.034)	-0.014** (0.006)	-0.016*** (0.004)	-0.017** (0.007)
EI		0.008*** (0.002)	0.004*** (0.001)	0.007*** (0.002)		0.009*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.006*** (0.001)
lnDSO×EI		-0.004*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.002)		-0.006*** (0.001)	-0.007*** (0.002)	-0.003*** (0.001)
lnNE	-0.089*** (0.021)	-0.037** (0.015)	-0.038*** (0.011)	-0.027*** (0.009)	-0.084*** (0.027)	-0.043** (0.018)	-0.049*** (0.013)	-0.036** (0.014)
lnL	-0.064** (0.026)	-0.011** (0.004)	-0.015* (0.008)	-0.019*** (0.005)	-0.064*** (0.021)	-0.009** (0.004)	-0.015*** (0.004)	-0.007*** (0.002)
ALR	0.077*** (0.025)	0.034** (0.013)	0.028*** (0.005)	0.026** (0.012)	0.074*** (0.024)	0.036*** (0.011)	0.028*** (0.008)	0.037*** (0.012)
PR	0.037*** (0.012)	0.007*** (0.002)	0.005*** (0.001)	0.024*** (0.008)	0.039*** (0.013)	0.021*** (0.007)	0.073*** (0.024)	0.039*** (0.012)
SR	-0.008* (0.005)	-0.011 (0.034)	-0.002 (0.005)	-0.008 (0.019)	-0.059** (0.026)	-0.021 (0.047)	-0.016 (0.036)	-0.007 (0.018)
R&D	-0.095** (0.041)	-0.026 (0.057)	-0.035 (0.068)	-0.037* (0.020)	-0.078* (0.042)	0.003 (0.068)	-0.027 (0.054)	0.019 (0.034)
CC	0.046** (0.021)	0.117** (0.051)	0.084* (0.045)	0.095** (0.041)	0.042** (0.018)	0.087* (0.047)	0.091** (0.039)	0.056* (0.030)
常数项	0.016*** (0.004)	0.176*** (0.055)	0.153*** (0.050)	0.097*** (0.032)	0.009*** (0.003)	0.168** (0.074)	0.159*** (0.031)	0.109** (0.048)
Wald/F值	97***	387***	403***	319***	104***	434***	412***	491***
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
AR(1)_P		0.009	0.015	0.006		0.002	0.003	0.007
AR(2)_P		0.358	0.123	0.283		0.356	0.118	0.211
Sargan_P		0.764	0.831	0.854		0.816	0.795	0.861
观测值	450	450	450	450	450	450	450	450

(三)进一步分析

(1)行业异质性。数字服务贸易开放对环境污染改善的作用是否存在行业异质性?借鉴童健等(2016)的思路,按行业污染强度中位数将前文所选取的25个行业(见表2)划分为清洁

行业和非清洁行业,最终得到的清洁行业有②、⑦、⑧、⑭、⑮、⑯、⑰、⑱、⑳和㉑,共11个;非清洁行业有①、③、④、⑤、⑥、⑨、⑩、⑪、⑫、⑬、⑲、㉒和㉓,共14个。理论上,相对于清洁行业来说,非清洁行业的技术水平较低,创新能力较弱,因此,数字服务贸易开放带来能源消耗强度的降低可能会更容易减少该类行业的环境污染程度。表9报告了以行业污染强度中位数为界划分的清洁行业和非清洁行业数字服务贸易开放对SO₂排放的估计结果^①,可以看出,数字服务贸易开放对非清洁行业的环境污染改善的作用强于对清洁行业的作用,与预期相契合,反映出扩大数字服务贸易开放对非清洁行业的减排动力机制较强。

表9 异质性检验结果

变量	(1)清洁行业		(2)非清洁行业	
	$\ln PI_{i,t-1}$	0.093*** (0.029)	0.094*** (0.031)	0.054** (0.024)
$\ln DSI$	-0.008*** (0.002)		-0.010*** (0.003)	
$\ln DSE$		-0.007*** (0.002)		-0.009*** (0.001)
$\ln NE$	-0.049*** (0.014)	-0.042** (0.020)	-0.017*** (0.005)	-0.018*** (0.005)
$\ln L$	-0.064** (0.028)	-0.059** (0.026)	-0.045* (0.024)	-0.057*** (0.016)
ALR	0.015*** (0.003)	0.018** (0.008)	0.019*** (0.004)	0.016** (0.007)
PR	0.037*** (0.012)	0.039*** (0.013)	0.048*** (0.012)	0.057*** (0.014)
SR	-0.002 (0.005)	-0.008 (0.025)	-0.035 (0.048)	-0.004** (0.002)
$R\&D$	-0.047 (0.089)	-0.044 (0.073)	-0.041* (0.022)	-0.052 (0.066)
CC	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.004** (0.002)	0.009*** (0.002)
常数项	0.239*** (0.069)	0.186*** (0.052)	0.227*** (0.045)	0.169*** (0.052)
Wald值	267***	321***	289***	279***
时间固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
AR(1)_P	0.028	0.007	0.028	0.007
AR(2)_P	0.173	0.220	0.252	0.243
Sargan_P	0.942	0.854	0.957	0.864
观测值	198	198	252	252

(2)数字服务贸易细分行业开放对改善环境污染的作用。数字服务贸易细分行业开放对

^①清洁行业和非清洁行业数字服务贸易开放对COD和SW排放的估计结果与对SO₂排放的估计结果相差不大,未纳入正文,留存被索。

环境污染改善的作用是否存在差异?表10汇报了数字服务贸易细分行业开放对SO₂排放的估计结果^①。可以看出:数字服务贸易细分行业开放对改善环境污染均产生了显著影响,其中科学研究和技术服务带来的影响最大,其次是信息传输、软件和信息技术服务,最后是金融。可能原因如下:金融主要作用于产品流通过程,处于数字服务的外围,而科学研究和技术服务,信息传输、软件和信息技术服务直接作用于产品生产过程,处于数字服务的核心,因此其贸易开放对环境污染的改善也相对较大。

表10 数字服务贸易细分行业开放对改善环境污染的检验结果

变量	金融		信息传输、软件和信息技术服务		科学研究和技术服务	
$\ln PI_{i,t-1}$	0.239*** (0.069)	0.247*** (0.082)	0.108*** (0.032)	0.097*** (0.032)	0.195*** (0.061)	0.207*** (0.064)
$\ln DSI$	-0.047*** (0.014)		-0.065*** (0.021)		-0.077*** (0.025)	
$\ln DSE$		-0.041*** (0.013)		-0.069*** (0.021)		-0.076*** (0.024)
$\ln NE$	-0.015*** (0.003)	-0.017*** (0.005)	-0.031*** (0.012)	-0.033** (0.014)	-0.029*** (0.007)	-0.025** (0.011)
$\ln L$	-0.023* (0.013)	-0.027*** (0.006)	-0.021*** (0.004)	-0.019** (0.009)	-0.028*** (0.009)	-0.025** (0.012)
ALR	0.031*** (0.010)	0.039** (0.013)	0.016*** (0.005)	0.018*** (0.006)	0.009*** (0.002)	0.006*** (0.001)
PR	0.013*** (0.002)	0.014*** (0.004)	0.028*** (0.009)	0.031*** (0.010)	0.038*** (0.012)	0.045*** (0.015)
SR	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.003)	-0.004 (0.009)	-0.003 (0.008)	-0.005 (0.014)	-0.008 (0.020)
$R\&D$	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.031)	-0.002 (0.007)	0.002 (0.005)	-0.014 (0.029)	0.016 (0.035)
CC	0.007* (0.004)	0.008** (0.004)	0.006** (0.003)	0.007* (0.004)	0.005** (0.002)	0.004* (0.003)
常数项	0.254*** (0.084)	0.248*** (0.082)	0.148*** (0.048)	0.153** (0.030)	0.204*** (0.066)	0.192** (0.064)
Wald/F值	1 071***	978***	966***	979***	953***	944***
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
AR(1)_P	0.004	0.009	0.011	0.006	0.003	0.004
AR(2)_P	0.244	0.253	0.171	0.135	0.194	0.216
Sargan_P	0.948	0.921	0.803	0.867	0.794	0.714
观测值	450	450	450	450	450	450

①数字服务贸易细分行业开放对COD和SW排放的估计结果与对SO₂排放的估计结果相差不大,未纳入正文,留存被索。

六、结论与启示

虽然对贸易开放与环境污染关系的探讨已经较多,可随着全球产业分工细化,国际贸易与投资的行业结构迅速从资源型行业向数字服务行业转变,数字服务贸易开放对东道国环境污染造成的影响已成为亟需回答的新命题。立足于中国入世 20 年以来的典型事例,尝试为该新命题找出完备的理论解释和经验证据。理论上,从污染供需均衡及污染产出密度视角,将数字服务贸易开放对环境污染改善的影响细化为环境规制强度的调节效应和能源消耗强度的中介效应;实证中,构建中国数字服务贸易进口和出口渗透度指标,构建以 SO₂、COD 及固体废物为代表的环境污染排放指标,利用 2004—2021 年行业面板数据对理论假说进行验证。结果表明:第一,扩大数字服务贸易开放能够推动环境污染改善,并且这一结论通过了相应的稳健性检验和内生性检验;第二,数字服务贸易开放对环境污染的作用大小受到环境规制强度的调节,而能源消耗强度在数字服务贸易开放影响环境污染的过程中起到了明显的中介作用;第三,数字服务贸易开放对非清洁行业的环境污染改善的作用强于对清洁行业的作用;第四,科学研究和技术服务贸易开放对环境污染改善的作用最大,信息传输、软件和信息技术服务贸易开放的作用次之,然后是金融服务贸易开放。

本文有关数字服务贸易开放对环境污染的分析结果不仅对未来中国通过进一步扩大数字服务贸易开放来打好污染防治攻坚战,而且对其他国家在向以数字服务业为主导的现代产业体系升级转型中争取合理环境利益具有重要启示。

第一,数字服务贸易开放有助于改善环境污染程度,因此应进一步扩大数字服务贸易开放。一方面,应大力推进数字服务产业的市场化改革,放开数字服务贸易领域市场准入,积极引导外资企业到中国设立数字服务企业总部、分支机构、研发中心或营运基地等。另一方面,建立与国际接轨的专业化数字服务体系,推动数字技术在产业中的应用。同时,加快建设境外投资贸易服务机构,为具有优势的数字服务企业在境外设立分支机构提供应有服务。

第二,应重视环境规制在数字服务贸易开放对环境污染改善中所起到的正向调节效应。对不同行业制定不同的环境规制条款。在推行严格环保监管政策的同时,通过扩大数字服务贸易进口和出口,加快减少污染、降低消耗和改善生态的技术研发和应用,协调促进企业绿色低碳转型的关键技术突破和核心技术发展。

第三,应进一步推动节能减排产品和技术的贸易开放,减少能源消耗强度。本研究表明数字服务贸易开放会通过影响能源消耗强度而影响环境污染改善,因此政府积极推动环保服务体系的建设和发展。优化服务进出口商品结构,扩大研发设计、节能降碳、环境服务等数字服务进口,推动环保、新能源等绿色低碳产品出口,积极参与国际合作。

第四,考虑到行业异质性,应使用不同的规制手段治理环境污染行为。重点抓非清洁行

业,积极实施预防控制,实现系统治理、源头治理。对于清洁行业,采用规制和激励相结合方法进行事中控制。考虑到不同数字服务贸易细分行业开放对环境污染改善的作用不同,因此,应着力推动研发设计、信息传输、软件和信息技术等服务贸易开放,放开电子商务等领域的外资准入限制,鼓励企业运用云计算、物联网等信息技术建立专业化、开放型的研发设计服务中心,指导和促进研发设计创新转化为现实生产力。开发适合数字服务特点的各类金融产品,拓宽企业融资渠道。

参考文献:

- [1] 陈登科. 贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据[J]. 经济研究, 2020, 55(01): 98-114.
- [2] 陈明, 卿前龙, 盖翎中. 数字服务贸易开放提高了中国制造业企业出口产品质量吗?[J]. 中国流通经济, 2023, 37(02): 39-50.
- [3] 董康银, 王建达, 蒋庆哲. 数字技术创新对碳排放强度的影响——基于数字技术专利检索的分析[J]. 环境经济研究, 2023, 8(02): 1-20.
- [4] 方慧, 霍启欣. 数字服务贸易开放的企业创新效应[J]. 经济学动态, 2023, (01): 54-72.
- [5] 江永红, 刘梦媛, 杨春. 数字化对经济增长与生态环境协调发展的驱动机制[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(9): 171-181.
- [6] 吕越, 陈泳昌. 上游服务业开放与制造业企业的环境污染[J]. 财贸经济, 2022, 43(06): 114-126.
- [7] 毛艳华, 李敬子. 中国服务业出口的本地市场效应研究[J]. 经济研究, 2015, 50(08): 98-113.
- [8] 庞瑞芝, 张帅, 王群勇. 数字化能提升环境治理绩效吗: 来自省际面板数据的经验证据[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2021, 41(5): 1-10.
- [9] 孙得将, 李江帆. 生产服务业比率时序稳定性研究: 1996-2009年[J]. 数量经济技术经济研究, 2013, 30(10): 35-48.
- [10] 苏丹妮, 盛斌. 服务业外资开放如何影响企业环境绩效——来自中国的经验[J]. 中国工业经济, 2021, (06): 61-79.
- [11] 孙文远, 周浩平. 数字经济对中国城市碳排放的影响效应及其作用机制[J]. 环境经济研究, 2022, 7(03): 25-42.
- [12] 邵帅, 范美婷, 杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J]. 管理世界, 2022, 38(02): 46-69.
- [13] 童健, 刘伟, 薛景. 环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级[J]. 经济研究, 2016, 51(07): 43-57.
- [14] 王孝松, 田思远, 李劭. 贸易开放、环境规制与污染——来自中国制造业的经验证据[J]. 统计研究, 2022, 39(05): 79-92.
- [15] 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, (05): 23-41.
- [16] 朱俏俏, 孙慧, 王士轩. 中国资源型产业及制造业碳排放与工业经济发展的关系[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(11): 112-119.
- [17] Acemoglu, D. and P. Restrepo. The Race Between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment[J]. American Economic Review, 2018, 108(6): 1488-1542.
- [18] Beverelli, C., M. Fiorini, and B. Hoekman. Services Trade Policy and Manufacturing Productivity: The

Role of Institutions[J]. *Journal of International Economics*, 2017, 10(4): 166–182.

[19] Bu, M. L., S. Li, and L. Jiang. Foreign Direct Investment and Energy Intensity in China: Firm-Level Evidence[J]. *Energy Economics*, 2019, 80(C): 366–376.

[20] Cherniwchan, J. Trade Liberalization and the Environment: Evidence from NAFTA and U. S. Manufacturing[J]. *Journal of International Economics*, 2017, 105(3): 130–149.

[21] Cheng, Z., L. Li, and J. Liu. The Impact of Foreign Direct Investment on Urban $PM_{2.5}$ Pollution in China [J]. *Journal of Environmental Management*, 2020, 265(7): 1–13.

[22] Copeland, B. and M. S. Taylor. Trade, Growth, and the Environment[J]. *Journal of Economic Literature*, 2004, 42(1):7–71.

[23] Duan, Y., T. Ji, and T. Yu. Reassessing Pollution Haven Effect in Global Value Chains[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 284(2): 1–10.

[24] Forslid, R., T. Okubo, and K. H. Uihveit-Moe. Why Are Firms That Export Cleaner? International Trade, Abatement and Environmental Emissions[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 91(9):166–183.

[25] Gao, W. and Y. Peng. Energy Saving and Emission Reduction Effects of Urban Digital Economy: Technology Dividends or Structural Dividends?[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2023, 30(13): 36851–71.

[26] Gao, D., G. Li, and J. Yu. Does Digitization Improve Green Total Factor Energy Efficiency? Evidence from Chinese 213 Cities[J]. *Energy*, 2022, 247: 123395.

[27] Jiang, L., H. Zhou, L. Bai, and P. Zhou. Does Foreign Direct Investment Drive Environmental Degradation in China? An Empirical Study Based on Air Quality Index from a Spatial Perspective[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 176(3): 864–872.

[28] Kim, M. H. and N. Adilov. The Lesser of Two Evils: An Empirical Investigation of Foreign Direct Investment Pollution Tradeoff [J]. *Applied Economics*, 2012, 44(20): 2597–2606.

[29] Lin, F. Trade Openness and Air Pollution: City Level Empirical Evidence from China [J]. *China Economic Review*, 2017, 45(9): 78–88.

[30] Ushifusa, U. and A. Tomohara. Productivity and Labor Density: Agglomeration Effects over Time [J]. *Atlantic Economic Journal*, 2013, 41(3):123–132.

[31] Xu, Y., X. Fan, Z. Zhang, and R. Zhang. Trade Liberalization and Haze Pollution: Evidence from China [J]. *Ecological Indicators: Integrating, Monitoring, Assessment and Management*, 2020, 109(2): 1–13.

[32] Zhang, W., X. M. Liu, D. Wang, et al. Digital Economy and Carbon Emission Performance: Evidence at China's City Level[J]. *Energy Policy*, 2022, 165: 112927.

Analysis of the Environmental Pollution Effects of China's Digital Services Trade Opening

Chen Ming^a, Qing Qianlong^a, Li Meiyun^b

(a: Economics & Trade School of Guangdong Finance University;

b: Business School of Sun Yat-sen University)

Abstract: The opening up of high-level digital service trade and low-carbon transformation are respectively the means and goals for high-quality development of China's economy, whether the two can achieve the effect of win-win determines China's green development in the new era can be smoothly achieved. This paper systematically analyzes the environmental pollution effects of high-level openness in digital service trade from a theoretical perspective, and tests theoretical hypotheses by the indicators for the penetration of digital service trade openness and environmental pollution with industry panel data of China from 2004 to 2021. The results show that digital services trade opening has significantly improved the environmental pollution situation in China. The conclusion is still valid after endogenously processing India's digital services trade opening as a instrumental variables estimation. The analysis of the mechanism of action indicates that the effect of digital services trade opening on environmental pollution is regulated by the intensity of environmental regulations, while the intensity of energy consumption plays a significant mediating role. Industry heterogeneity analysis shows that the role of digital services trade opening in improving environmental pollution in non clean industries is stronger than that in clean industries. In the openness of digital service segmented industries, scientific research and technological services have the greatest impact on improving environmental pollution, followed by information transmission, software and information technology services, and finally finance. The research conclusions not only provide a new perspective for understanding China's high-level trade openness, but also provide useful policy implications for promoting the formation of green production and lifestyle.

Keywords: Digital Services; Trade Opening; Environmental Regulation; Energy Consumption; Environmental Pollution

JEL Classification: F18, F41, O24

(责任编辑:卢玲)