

制造业服务化与企业污染排放： 来自中国制造业企业的证据

郭娟娟 许家云 杨俊

摘要：本文基于2000—2013年中国工业企业数据库、中国工业企业污染排放数据库和世界投入产出表匹配数据，考察制造业服务化对企业污染排放行为的影响。研究发现，制造业服务化显著降低了中国企业污染排放强度，且不同分组样本对应的检验结果存在异质性。影响渠道检验表明，制造业服务化一方面通过增加企业减排设备投资和提高企业污染处理能力产生污染减排效应从而减少企业污染排放强度，另一方面则通过有偏技术进步对企业排放行为产生影响。最后，优化国内制度环境和提高服务业开放强度是发挥制造业服务化环境效应的重要战略。本文对实现制造业强国建设与污染防治双赢局面具有重要的政策启示作用。

关键词：制造业服务化；企业污染排放强度；污染减排效应；技术进步效应
[中图分类号] F424 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 5-0137-18

引言

在严峻的环境形势下，污染防治成为中国绿色发展过程中难以回避的问题。党的十九届五中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》明确提出，要深入打好污染防治攻坚战。企业作为污染防治的主体，其减排行为关乎整个产业甚至国家整体能否实现经济与环境的协调发展。截至目前，学术界关于企业污染减排影响因素的研究主要集中在两个方面：其一，出口、外商直接投资（FDI）等开放因素对污染排放产生影响，形成了“污染天堂”（张宇和蒋殿春，2014）^[1]和“污染光环”（Cui et al., 2016^[2]；邵朝对等，2021^[3]）两大对立的观点。其二，国内因素对企业污染排放产生影响，主要集中于产业集聚（苏丹妮和盛斌，2021a）^[4]、市场分割（吕越和张昊天，2021）^[5]及环境规制（Lucas et al., 1992^[6]；韩超等，2020^[7]）等方面。尚未有文献就制造业服务

[收稿日期] 2022-01-27

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“中国制造业外迁动因、影响及对策研究”（21BJL114）；南开大学2022年亚洲研究中心资助项目“‘双循环’格局下贸易保护与中国出口企业高质量发展：反倾销的视角”（AS2212）；中国科协2021年高端科技创新智库青年项目“互联网发展对中国劳动力市场的影响研究”（2021ZZZLFZB1207109）

[作者信息] 郭娟娟：上海社会科学院世界经济研究所助理研究员；许家云（通讯作者）：南开大学 APEC 研究中心副研究员，电子邮箱 xujiayun321@163.com；杨俊：南开大学经济学院博士研究生

化对企业污染减排的影响及作用机理进行系统性分析,本文研究为我国企业减排、优化环境绩效提供了一个新的视角,并有助于丰富该领域的文献。

随着全球价值链新型国际分工体系的深化,服务在国际经济中扮演了愈加关键的角色。制造业企业为提高自身竞争力,通过业务转型或服务创新促进整体制造业服务化,制造业服务化因此成为全球制造业发展的重要趋势。2020年《关于进一步促进服务型制造发展的指导意见》指出,服务型制造(制造业服务化)是制造与服务融合发展的新型制造模式和产业形态,是先进制造业和现代服务业深度融合的重要方向。“十四五”规划纲要明确提出“加快推进制造强国、质量强国建设,促进先进制造业和现代服务业深度融合”,即制造业企业作为融合主体,突破传统的生产方式或产业边界,融合更多的服务要素或向服务领域延伸和拓展。现有研究大都认为制造业服务化对企业绩效(肖挺,2018)^[8]、出口增加值(许和连等,2017)^[9]和要素禀赋(苏杭等,2017)^[10]等具有促进作用。制造业企业是环境污染的重要责任主体,其服务化水平对环境绩效亦具有不容忽视的作用,这也顺应了党的十九大报告中强调的“既要满足人民日益增长的美好生活需求,也要满足人民日益增长的优美生态环境需要”的要求,即保护生态环境和发展实体经济从根本上是有机统一、相辅相成、缺一不可的。因此,企业污染排放行为如何对制造业服务化做出反应是评估制造业服务化环境效应不可回避的问题,回答这一问题对中国在构筑绿色发展道路的过程中实现制造业强国建设与污染防治双赢局面具有重要的理论和现实意义。

相比已有研究,本文的边际贡献在于:第一,研究视角方面,目前关于制造业服务化与环境之间关系的研究缺乏定量分析,且主要聚焦宏观层面,对微观企业环境绩效影响的讨论较少。本文从制造业服务化视角入手,考察其对中国制造业企业污染排放行为的影响及作用机理,有助于丰富该领域的文献。第二,研究内容方面,本文不仅考察了制造业整体服务化水平对企业污染排放的影响,而且区分了制造业服务投入来源,亦探究了开放因素和国内环境在制造业服务化与企业污染排放关系中的作用,使得文章结论更为全面。最后,研究方法方面,区别于大多数文献采用滞后一期制造业服务化作为工具变量的做法,本文选择印度各行业制造业服务化水平和我国其他行业制造业服务化水平的平均值作为中国制造业服务化的工具变量以缓解内生性问题,确保实证结论的稳健性。

一、文献综述与研究假说

本部分主要综述制造业服务化的经济效应以及企业环境绩效的影响因素,据此总结制造业服务化影响企业污染排放的作用渠道,并提出本文有待检验的研究假说。

(一) 制造业服务化的经济效应研究

目前,关于制造业服务化经济效应的研究主要集中在三个方面:第一,关于制造业服务化对企业生产率和技术创新的影响,大部分学者认同两者之间存在正向关系。如Low(2013)^[11]、Crozet和Milet(2017)^[12]认为,生产性服务含有较高的技术和人力资本,制造业服务化更容易通过技术溢出效应促进制造业企业生产效率

提升。Breinlich等(2018)^[13]发现服务化制造企业的绿色生产率水平较其他企业有明显提升,且提升投入服务质量会通过技术吸收对企业创新活动产生积极影响(刘维刚等,2020)^[14]。同时,也有研究发现制造业服务化未能促进企业生产率提升(Benedettini et al., 2017)^[15]。第二,关于制造业服务化对价值增值和价值链升级的影响,Crozet和Milet(2017)发现制造业服务化可以显著提高制造业增值能力和出口国内附加值率。在价值链升级方面,刘斌等(2016)^[16]发现制造业服务化显著提升了中国制造业在全球价值链分工中的地位。而许和连等(2017)则认为,制造业服务化与企业出口国内附加值率之间不是纯粹的线性正相关关系,而是“U”型曲线关系。第三,关于制造业服务化对企业出口的影响,钱学锋等(2020)^[17]发现中国的制造业服务化与出口呈“U”型关系。刘斌和王乃嘉(2016)^[18]分析了制造业服务化与企业出口“二元边际”的关系,结果表明制造业服务化增加了企业出口概率,扩大了企业出口产品种类和市场范围。袁征宇等(2020)^[19]则发现制造业服务化显著提高了企业出口产品质量。

(二) 企业环境绩效的影响因素研究

目前关于环境绩效影响因素的考察主要包括两个方面:其一是关于贸易对企业污染排放的影响。Cui等(2016)、Forslid等(2018)^[20]及苏丹妮和盛斌(2021b)^[21]研究发现,出口可以降低污染排放强度。但刘啟仁和陈恬(2020)^[22]却发现随着企业出口密度提高,企业污染排放强度也随之提高。另外,陈登科(2020)^[23]、邵朝对(2021)^[24]关注贸易自由化对企业排污行为的影响,发现贸易壁垒下降(进口竞争)显著降低了企业污染排放。同时,关于FDI与环境污染的文献主要形成了“污染天堂”(张宇和蒋殿春,2014)和“污染光环”(邵朝对等,2021)两大对立观点。其二是关于国内因素对企业污染排放的影响,主要集中于产业集聚(苏丹妮和盛斌,2021a)、市场分割(吕越和张昊天,2021)及环境规制(王班班等,2020)^[25]等方面。与本文最为相关的文献有以下几个:White等(1999)^[26]最早研究了制造业产出服务化对环境的影响,Hojnik(2018)^[27]定性分析了投入服务化对欧盟环境可持续发展的意义以及樊茂清等(2012)^[28]考察了投入服务化的宏观环境效应等。

(三) 研究假说的提出

随着信息、网络和人工智能等新技术的发展,多种生产性服务要素广泛参与到经济发展的各个层面和生产环节,已经成为新型技术和创新的主要提供者和传播者。制造商生产性服务的投入把日益专业化的人力资本、知识资本和技术要素嵌入企业的生产过程,促使制造业整体企业资源利用效率提高和趋同(Antonelli, 1998)^[29]。同时,在自然资源日益匮乏的背景下,由制造业服务化带来的资源利用率的提高显著改进了制造业的生产模式,促使制造业企业采用服务要素部分替代自然资源,从而对能源、原材料等要素的依赖程度下降,降低制造过程对能源的消耗,减少污染排放(Rothenberg, 2007)^[30]。基于以上分析,提出假说1。

假说1:制造业服务化有利于降低中国制造业企业的污染排放强度。

本文将制造业服务化对企业污染排放的影响机理归纳为两种渠道:其一,制造

业服务化可以产生污染减排效应，而污染减排效应的内在逻辑可以从制造业服务化增加企业减排设备投资和提高企业污染处理能力两方面考虑。具体地，制造业服务化能够促进企业生产专业化，使企业将自身生产不具优势的服务投入进行外包，进而在整体上降低企业生产成本（Amiti and Wei, 2009^[31]；许和连等，2017）。生产成本降低会带来企业生产规模扩张，进而分摊企业减排设备投资的固定成本，有助于企业进行更多的减排设备投资（Forslid et al., 2018），实现环境优化。另外，制造业与服务业融合发展有利于制造业产品价值链的延伸，促进制造业经济增长从依靠资源投入向依靠效率提升转变，从而提高其污染处理能力，减少企业污染排放强度。基于以上分析，提出假说2。

假说2：制造业服务化通过增加减排设备投资和提高污染处理能力产生污染减排效应，进而有利于企业减少污染排放强度。

其二，制造业服务化可以通过提高企业技术水平降低企业污染排放。Szalavetz (2003)^[32]认为，生产性服务包含丰富的技术、信息、人力资本，往往具有更高的技术复杂度。以提供高质量人力资本和知识资本为主要内容的生产性服务业嵌入制造业后，可以产生直接的技术外溢效应，促使企业技术水平提高。此外，作为中间投入品的生产性服务还有助于实现上下游企业之间的信息共享与协同运作，促进制造业技术水平提升（Low, 2013）。技术水平的提高有助于推动企业向价值链高端环节攀升，减少高污染、高排放的低端生产，从而建立更加清洁的生产运营体系，改善环境（Sun et al., 2019)^[33]。同时，越来越多的学者发现技术进步方向对于解释经济现象具有重要的作用。如Lyubich等（2018)^[34]、陈登科（2020）发现，中性技术进步可能无法较好解释企业污染排放强度，有必要区分中性技术进步与有偏技术进步。因此，本文在考察制造业服务化技术进步效应的过程中，进一步区分了中性技术进步与有偏技术进步。基于以上分析，提出以下假说。

假说3：制造业服务化有利于提高企业技术水平，进而降低污染排放强度。但相比于中性技术进步而言，有偏技术进步发挥的作用更大。

二、模型构建、指标说明与数据来源

（一）模型构建

本文旨在考察制造业服务化对企业污染排放强度的影响，结合中国工业企业数据库、中国工业企业污染排放数据库以及世界投入产出表数据，构建如下计量模型：

$$lnei_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 ser_{jt} + \beta \vec{X} + v_i + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中， i 、 j 、 t 分别表示企业、行业与年份。被解释变量 $lnei_{ijt}$ 表示企业污染排放强度；核心解释变量 ser_{jt} 表示制造业服务化， \vec{X} 表示控制变量集合； v_i 和 v_t 分别为企业和时间固定效应。 ε_{ijt} 为企业层面不可观测的误差项，服从正态分布。

（二）指标说明

1. 被解释变量：企业污染排放强度（ $lnei_{ijt}$ ）

本文主要采用企业工业废水排放量与企业实际总产出的比值取对数来测算企业

的污染排放强度。主要有两个原因：其一，随着工业的迅速发展，制造业企业在生产过程中产生的废水的种类和数量迅猛增加，加剧了环境污染，也威胁着人类的健康和安全。因此，对于保护环境来说，减少工业废水的排放显得尤为重要；其二，在中国工业企业污染排放数据库中，衡量大气污染的指标（如工业废气排放量）缺失较为严重，然而增加观测值数量以达到渐进性质的大样本数据要求能够使实证结果更加可靠。因此，我们选择工业废水排放强度作为主要衡量指标，并在稳健性检验中选取企业化学需氧量、工业废气和二氧化硫排放强度的单项指标作为企业污染排放的替代变量；同时采用企业化学需氧量、工业废水和二氧化硫排放量构建企业污染排放强度的综合指标来全面捕捉企业的污染排放情况。

2. 解释变量：制造业服务化 (ser_{jt})

本文参照刘斌等（2016）的做法，采用各行业完全消耗系数来衡量制造业服务化水平，具体计算公式如下：

$$ser_{jt} = \alpha_{kj} + \sum_{m=1}^n \alpha_{km} \alpha_{mj} + \sum_{s=1}^n \sum_{m=1}^n \alpha_{ks} \alpha_{sm} \alpha_{mj} + \dots \quad (2)$$

ser_{jt} 为部门 j 的服务化水平，等号右侧第一项 α_{kj} 为部门 j 对部门 k 的直接消耗量，第二项 $\sum_{m=1}^n \alpha_{km} \alpha_{mj}$ 为第一轮间接消耗，以此类推，第 $n+1$ 项为第 n 轮间接消耗。

3. 控制变量 (\vec{X})

企业层面的控制变量包括：企业年龄 ($\ln age$)，采用当年年份与企业开业年份之差加 1 后取对数表示。企业生产率水平 ($\ln prod$)，用实际工业总产值与从业人员数的比值取对数表示。资本密集度 ($\ln kl$)，用企业实际固定资产净值与从业人员数的比值取对数测算。企业负债率 ($\ln lration$)，采用企业负债总额占总资产的比重的对数值来衡量。企业所有制形式 (soe 、 $foreign$)，采用数据库中登记注册类型指标识别^①。

行业层面控制变量包括：行业总规模 ($\ln indscale$)，通过企业层面实际总产出在行业层面上加总取对数得到。行业竞争程度 ($\ln hhi$)，即赫芬达尔指数，计算方法为：

$$\ln hhi_{jt} = \ln \sum_{i \in \Delta_j} (sale_{ijt}/sale_{jt})^2 = \ln \sum_{i \in \Delta_j} S_{ijt}^2 \quad (3)$$

其中， $sale_{ijt}$ 为企业 i 在 t 年的销售额， $sale_{jt}$ 表示行业 j 在 t 年的总销售额， $sale_{ijt}/sale_{jt}$ 表示企业 i 在 t 年的行业市场占有率。该指数越小，表明市场竞争程度越高；反之市场垄断程度越高。

^①若登记注册类型为“110”，则该企业属于国有企业， soe 取值为 1，否则取值为 0。若登记注册类型为“210”“220”“230”“240”“300”“310”“320”“330”“340”，则该企业为外资企业， $foreign$ 取值为 1，否则取值为 0。另外，将外资不低于 25% 股份的企业归为外资企业，将该比例低于 25% 的企业归为内资企业。其中，内资企业中再按照占注册资本金比重是否超过 50% 来定义企业控股类型，将国有资本金或集体资本金占总注册资本的比重超过 50% 的企业视为国有企业，将个人资本金占总注册资本的比重超过 50% 的企业视为民营企业（许家云等，2017）^[35]，使用该方法进行稳健性检验发现本文结论稳健，结果可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

(三) 数据来源

本文主要有三个数据来源：首先是中国工业企业污染排放数据库，该数据被认为是目前中国最全面、最可靠的企业层面污染排放数据（Zhang et al., 2018）^[36]。其次，所用企业生产指标主要来自剔除非制造业样本的中国工业企业数据库，本文参考Brandt等（2012）^[37]的方法对该数据库的样本匹配混乱、指标大小异常、测度误差等问题进行处理。最后是2016年版本的2000—2014年世界投入产出表（WIOD）。将上述三类数据库进行匹配，最终得到2000—2013年的企业样本作为研究对象。

三、实证结果分析

(一) 基准估计结果

在控制企业和时间固定效应后，表1列（1）仅加入制造业服务化（*ser*），发现其估计系数为-0.283，在5%的显著性水平上显著，意味着制造业服务化增加一个标准差时，企业污染排放强度从其样本均值2.305降至2.265，即下降1.74%。列（2）为控制所有控制变量、固定效应的回归结果，制造业服务化的估计系数亦显著为负，验证了假说1。原因是：一方面，制造业服务化通过优质服务要素供给，显著降低了企业的管理成本和生产成本。成本的降低有助于企业进行更多减排设备投资，从而降低企业污染排放强度。另一方面，作为中间投入品的生产性服务往往内含丰富的人力资本和技术，更容易产生技术溢出效应，促进制造业生产效率和技术水平提升，降低企业污染排放强度。

表1 基准检验

项目	企业污染排放强度		企业产出	企业污染排放量
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ser</i>	-0.283** (0.141)	-0.293** (0.143)	0.419* (0.214)	-0.691*** (0.214)
<i>lnage</i>		-0.001 (0.009)	0.159*** (0.009)	0.010 (0.009)
<i>lnprod</i>		-0.009** (0.004)	0.816*** (0.019)	-0.015* (0.008)
<i>lnkl</i>		0.000 (0.003)	-0.248*** (0.017)	-0.009 (0.006)
<i>lnalration</i>		-0.011 (0.014)	0.003 (0.036)	0.023 (0.017)
<i>soe</i>		-0.064 (0.039)	0.070*** (0.018)	0.361** (0.156)
<i>foreign</i>		-0.008 (0.029)	0.095*** (0.016)	0.025 (0.017)
<i>lnhhi</i>		-0.002 (0.006)	0.017* (0.010)	-0.018** (0.009)
<i>lnindscale</i>		-0.002 (0.006)	-0.005 (0.014)	0.031** (0.013)
常数项	2.656*** (0.065)	2.692*** (0.148)	6.232*** (0.233)	0.324** (0.153)
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
调整的R ²	0.727	0.727	0.912	0.739
观测值	302 494	298 862	351 366	301 699

注：表中（ ）内为聚类在GB2位码行业一年份层面的稳健标准误，***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。下表同。

由指标测度可知,企业污染排放强度等于企业工业废水排放量除以企业产出,那么企业污染排放强度的变化既有可能是由工业废水排放量或企业产出的变化引起,也有可能是由于两者同时发生变化。为此,本文将企业产出的对数值和企业工业废水排放量的对数值作为被解释变量来考察其对制造业服务化的反应,结果报告于列(3)—(4)。在将企业产出作为被解释变量时,制造业服务化的估计系数在10%水平上显著为正;在将企业工业废水排放量作为被解释变量时,制造业服务化估计系数在1%的水平上显著为负。由此可见,制造业服务化对企业污染排放强度的抑制作用可归结于制造业服务化在提高企业产出的同时降低了企业工业废水排放量,且对企业废水排放量的抑制作用更明显,这一结论与陈登科(2020)相一致。

(二) 稳健性检验^①

1. 内生性问题的处理

本文意在考察制造业服务化对中国制造业企业污染排放强度的影响,在指标方面,使用我国国民经济二分位行业层面的完全消耗系数表征企业所在行业的制造业服务化水平,使用企业层面的工业废水排放强度表征企业的污染排放情况,因而在实证层面面临“错维”问题。这种情形下同行业内企业排放的差异性很难被完全捕捉,因而本文所面临的潜在内生性问题主要会导致结果负向偏误,也就是说内生性使得估计结果只会处于“低估”状态,并不影响本文结论。但为了更严谨地得到制造业服务化对企业污染排放强度的作用程度,借鉴Bai等(2021)^[38]、刘斌和王乃嘉(2016)的做法,选择印度各行业的制造业服务化水平和中国其他行业的制造业服务化水平均值作为中国制造业服务化的工具变量。考虑到工具变量的有效性直接影响到估计和推断的一致性,本文采用多种统计检验进行评判,结果如表2列(1)—(2)所示。一是工具变量与解释变量的相关性。中国和印度是世界上最大的两个发展中国家,两者之间的竞争关系正在潜移默化地改变着世界的经济布局。中国改革开放战略对印度的社会发展和相关政策实施产生了一定的影响(周念利,2014)^[39],印度以第三产业为主的发展模式同样对中国服务业发展具有重要的借鉴意义。因此,中国与印度在制造业服务化水平方面具有较强的相关性。同理,采用其他行业的制造业服务化水平的均值作为另一个工具变量则是因为各行业之间存在一定的上下游联系,某一行业制造业服务化水平和与其相关行业的制造业服务化水平存在较强的相关性。实证检验结果表明:Kleibergen-Paap rk LM 统计量的P值均为0,有效拒绝了工具变量识别不足假定,Kleibergen-Paap rk Wald F 检验中最小特征统计值均大于Stock-Yogo 检验10%的临界值,排除存在弱工具变量的可能性,同样说明工具变量与内生变量之间具有较强的相关性。二是工具变量的外生性。一个国家(行业)的制造业服务化水平对本国(本行业)企业污染排放的影响较大,而对其他国家(行业)企业的影响微乎其微,即印度或中国其他行业的制造业服务化水平对中国制造业企业污染排放强度的影响十分有限。因此,印

^①限于篇幅,以下表格不再汇报控制变量的估计结果,固定效应包括企业固定效应和时间固定效应。

度制造业服务化水平和中国其他行业制造业服务化水平均值作为工具变量具有一定的外生性。进一步，Sargan-Hansen 过度识别检验的伴随概率大于 0.1，不能在 10% 的显著性水平上拒绝工具变量过度识别的原假设，即本文所选取的工具变量是外生的。综上可知，本文选取的工具变量是有效的。

第二阶段的检验结果显示，制造业服务化的估计系数均为负数，且均通过了 5% 显著性水平上的检验，表明在克服模型存在的内生性问题之后，制造业服务化仍有利于抑制企业污染排放强度、优化环境绩效，再次验证了基准回归结果的稳健性。

表 2 解决内生性问题、解决遗漏变量问题、改变实证样本

项目	处理内生性问题		剔除遗漏变量的影响				改变实证样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ser</i>	-0.283 ** (0.132)	-0.293 ** (0.134)	-0.293 ** (0.143)	-0.308 ** (0.142)	-0.293 ** (0.143)	-0.308 ** (0.141)	-0.275 * (0.159)	-0.697 * (0.413)
<i>dudt</i>			0.001 (0.036)			-0.002 (0.036)		
<i>Insoeshare</i>				-0.494 ** (0.221)		-0.494 ** (0.222)		
<i>wto</i>					-0.366 *** (0.033)	-0.446 *** (0.042)		
控制变量	否	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	79.91 *** [0.0000]	79.80 *** [0.0000]						
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	2.1e+15 {19.93}	2.0e+15 {19.93}						
过度识别检验	0.2695	0.1666						
调整的 R ²			0.727	0.727	0.727	0.727	0.729	0.626
观测值	263 084	259 225	298 862	298 862	298 862	298 862	275 418	224

注：[] 内数值为 P 值，{ } 内数值为 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值。

2. 剔除遗漏变量的影响

2003 年以来，生态环境部陆续发布了 56 项生产的行业标准。与没有发布清洁生产标准的行业相比，发布清洁生产标准的行业面临更高的环境技术要求和更严格的准入限制。为剔除遗漏该政策变量对实证结果的干扰，本文以万攀兵等 (2021)^[40] 的做法为基础，在模型中加入“是否为清洁行业”与“行业发布清洁生产标准的时间”交互项变量 (*dudt*)。表 2 列 (3) 显示，制造业服务化的估计系数为 -0.293，在 5% 的显著性水平上通过了检验，表明制造业服务化有利于减少企业污染排放强度。国企改革作为针对国有企业发展的一项措施，会对企业的行为及绩效产生一定的影响。为剔除遗漏该政策对实证结果的干扰，列 (4) 中加入各行业国有企业占比 (*Insoeshare*)，发现制造业服务化的估计系数仍显著为负。列 (5) 控制了加入 WTO 的影响，加入了 *wto* 变量 (2001 年之后取值为 1，否则

取值为0),发现实证结果未发生实质性变化。进一步,列(6)同时剥离上述三个事件对企业污染排放的影响,发现制造业服务化估计系数同样通过了5%显著性水平上的负向检验,说明基准检验结果并未受到干扰。

3. 改变实证样本

2008年金融危机席卷全球,制造业行业服务化水平受到影响,进一步对中国企业污染排放行为产生作用。表2列(7)剔除了2008年样本,对其余数据进行重新估计,发现制造业服务化对企业污染排放强度的估计系数为-0.275,通过了10%显著性水平上的检验,表明核心结论依旧成立。另外,考虑到解释变量和被解释变量存在“错维”现象,同行业内企业污染排放的差异不能被制造业服务化所解释,为此本文进一步对行业层面数据重新进行检验^①,结果见列(8),制造业服务化的估计系数仍显著为负,验证了基准检验结果的稳健性。

4. 改变核心变量测度方式

首先,改变被解释变量的测度方式。采用企业工业废气排放强度、二氧化硫排放强度和化学需氧量强度作为被解释变量进行回归,相应结果依次汇报于表3前3列,发现制造业服务化只显著降低了企业二氧化硫污染物的排放强度。进一步,列(4)选取水污染的典型代表工业废水、化学需氧量和大气污染的典型代表二氧化硫构造企业污染排放强度的综合指标^②进行稳健性检验,其结果显示,制造业服务化对企业污染排放强度的估计系数为-0.132,且通过了5%显著性水平上的检验,表明本文核心结论仍具稳健性。

其次,改变解释变量的测度方式。列(5)采用直接消耗系数来衡量制造业服务化,发现制造业服务化的估计系数为-0.382,通过了10%显著性水平上的检验,表明制造业服务化对企业污染排放强度具有抑制作用。此外,测度制造业服务化的服务业投入包括国内服务投入和国外服务投入,列(6) — (7)分别采用对国内服务业和对国外服务业的完全消耗系数作为替代变量进行检验,发现制造业服务化的估计系数分别为-0.071和-0.429,且后者在10%的水平上显著,与已有研究结论相一致(刘维刚和倪红福,2018)^[42]。

综合表3结果可知,无论是改变被解释变量还是解释变量的测度,制造业服务化对企业污染排放强度具有抑制作用这一结论在大部分情况下是成立的,这也说明本文实证结果具有一定的稳健性。^③

①感谢审稿专家就该问题提出宝贵意见。控制变量包括行业资本密集度($\ln indkl$)、行业中国有企业占比($soeration$)、行业中外资企业占比($foration$)、行业竞争($\ln hhi$)和行业规模($\ln indscale$)等,固定效应包括时间和行业固定效应。限于篇幅,不再汇报测算过程。

②借鉴苏丹妮(2020)^[41]的做法,综合指标表示为: $ei_{it} = \frac{1}{n} \sum_{\omega=1}^n (W_{\omega it} \times UP_{\omega it})$ 。其中, ω 表示污染物种类; n 表示污染物种类数;由于企业各类污染物排放量的单位不同, UP 表示经过线性标准化处理后无量纲的企业各类污染物排放强度,具体公式为: $UP = \frac{x - \min x}{\max x - \min x}$,其中 x 为企业各类污染物的排放强度; W 为调整系数,用企业各类污染物排放强度与全国平均水平的比值表示。

③本文还进行了改变聚类方式的稳健性检验,发现结论依然成立,检验结果查阅同前。

表3 改变核心变量测度方式

项目	改变被解释变量测度方式				改变解释变量测度方式		
	工业废气	二氧化硫	化学需氧量	综合指标	直接消耗系数	国内服务	国外服务
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>ser</i>	-0.010 (0.111)	-0.218* (0.123)	-0.476 (0.309)	-0.132** (0.060)	-0.382* (0.232)	-0.071 (0.131)	-0.429* (0.226)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是
调整的 R ²	0.718	0.738	0.715	0.274	0.233	0.727	0.727
观测值	176 049	270 392	296 154	160 590	298 862	298 862	298 862

四、制造业服务化的差异化环境效应

为考察制造业服务化对企业污染排放的影响是否会因其他因素而存在差异，本文借鉴 Wright (1976)^[43] 的方法，构建如下模型：

$$\ln ei_{it} = \chi_0 + \sum_{k \in K} \chi_1 H_k \times ser_{jt} + \sum_{k \in K-1} \chi_2 H_k + \sum \chi_3 \vec{X} + v_i + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中， H_k 表示差异化样本虚拟变量，包括微观（企业所有制形式、是否为出口企业以及是否为污染型企业）和宏观（行业类型、时间段以及服务投入来源地）两个层面。 K 为分组总数， χ_1 为本文最为关注的系数，其余变量含义均与式（1）一致。实证结果汇报于表4。

（一）微观层面的差异化分析

1. 企业所有制形式

为考察制造业服务化对不同类型所有制企业污染排放强度的差异化影响，本文将样本企业划分为国有企业（*soe*）、外资企业（*foreign*）和私营企业（*private*），然后与制造业服务化（*ser*）相乘得到三个交互项，检验结果见列（1）。其中，制造业服务化对外资企业的污染排放强度表现出一定的负向影响，而对国有和私营企业的抑制作用十分有限。可能的解释是，外资企业大多属于资本密集型和技术密集型行业企业，对金融业、电信业等生产性服务业的依赖性较强，通过投入—产出关系受服务投入的影响相对较大（吕越等，2017）^[44]。

2. 是否为出口企业

根据“污染天堂假说”，相对于非出口企业而言，出口企业污染物的排放更多。而另一支文献则认为贸易通过技术效应显著降低了发展中国家的环境污染，即出口企业较非出口企业污染排放强度更低，这一结论也得到了陈登科（2020）的验证。为检验上述两种观点的合理性，本文进一步考察制造业服务化对出口和非出口企业污染排放的差异化影响，结果见列（2）。*expser* 和 *nexpser* 的估计系数表明制造业服务化对出口和非出口企业的污染排放均具有显著的抑制作用，但对后者的作用更大。说明非出口企业的污染排放更多，因此受制造业服务化的影响更大，从侧面验证了陈登科（2020）的研究结论。

3. 企业污染程度

为比较制造业服务化对低污染型企业和高污染型企业污染排放的差异化影响,本文按照企业污染排放强度将样本企业划分为两组,将企业污染排放高于中位数的企业称为高污染型企业 ($hwr=1$),反之称为低污染型企业 ($lwr=1$),并将两个虚拟变量分别与制造业服务化相乘得到的交互项纳入模型(4)进行检验。列(3)发现相比于低污染型企业,制造业服务化对高污染型企业污染排放强度的抑制作用更为明显。这是因为制造业服务化更大幅度地降低了高污染型企业的经营成本,进而增加了其对减排设备的投资,降低了高污染型企业的污染排放强度。

表4 制造业服务化的差异化环境效应

项目	所有制	是否出口	污染程度	行业类型	时间段	服务来源
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>soeser</i>	-0.566 (0.506)					
<i>forser</i>	-0.334* (0.190)					
<i>priser</i>	0.013 (0.033)					
<i>expser</i>		-0.285* (0.151)				
<i>nexpser</i>		-0.300* (0.160)				
<i>hwser</i>			-0.408** (0.166)			
<i>lwser</i>			-0.132 (0.164)			
<i>capitalser</i>				-0.419** (0.185)		
<i>ncapitalser</i>				-0.246 (0.180)		
<i>year1ser</i>					-0.313** (0.141)	
<i>year2ser</i>					-0.245 (0.175)	
<i>hincomeser</i>						-0.290 (0.592)
<i>lincomeser</i>						-0.294** (0.143)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
调整的 R ²	0.727	0.727	0.853	0.727	0.727	0.727
观测值	298 862	298 862	298 862	298 862	298 862	298 862

(二) 宏观层面的差异化分析

1. 行业类型

企业的污染排放行为可能会因为所在行业类型的不同而存在差异, 一般来讲, 资本密集型行业的污染密集度更高 (Cole and Elliott, 2003)^[45]。列 (4) 汇报了资本密集型行业企业、非资本密集型行业企业与制造业服务化交互项的估计结果, 发现制造业服务化显著地激励了资本密集型行业企业降低污染排放强度, 而对非资本密集型行业企业的作用较小, 说明制造业服务化显著抑制了污染排放程度较高的资本密集型行业企业的污染排放, 这一结论与按照企业污染程度划分的异质性检验结果相呼应。

2. 区分时间段

2008 年全球金融危机使得各国制造业遭受了不同程度的冲击, 继而推动制造业发展路径的改变, 制造业服务化逐渐成为制造业转型新的突破口。为考察金融危机发生前后制造业服务化对企业污染排放强度的差异化影响, 本文构建 *year1* 和 *year2* 两个虚拟变量, 若在 2008 年之后, 则 *year1* 取值为 1; 若在 2009 年之前, 则 *year2* 取值为 1。然后将两个虚拟变量分别与制造业服务化指标相乘得到 *year1ser* 和 *year2ser*, 检验结果报告于列 (5)。结果表明 2008 年之后制造业服务化更加抑制了企业的污染排放强度。

3. 区分服务投入来源

为区分服务投入来源对企业污染排放的差异化影响, 本文进一步构建来自发达国家 (*hincomeser*) 和发展中国家 (*lincomeser*) 服务投入所组成的制造业服务化, 结果如列 (6) 所示。*hincomeser* 的估计系数不显著, *lincomeser* 的估计系数为 -0.294, 在 5% 的水平上显著, 表明制造业使用发展中国家的服务投入更有利于我国企业减少污染排放。可能的原因是, 相比于发达国家, 发展中国家的服务业发展水平与我国更为接近, 我国制造业更容易与之融合, 从而对我国企业污染排放强度的降低产生更大影响。

五、影响渠道检验

理论分析表明, 制造业服务化主要通过污染减排效应和技术进步效应影响企业污染排放。本文首先构建模型 (5) 验证制造业服务化的污染减排效应:

$$\ln ei_{it} = \vartheta_0 + \vartheta_1 ser_{jt} \times channel_i + \vartheta_2 ser_{jt} + \vartheta_3 \vec{X} + v_i + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

式 (5) 中, *channel_i* 包括制造业服务化通过增加减排设备投资和提高污染处理能力减少污染排放强度两种路径。为避免交互项估计中的内生联动, 本文将机制变量的基期值与核心解释变量 (*ser*) 相乘得到交互项 *ser_{jt} × channel_i*。若 $\vartheta_1 < 0$, 则表明制造业服务化通过增加减排设备投资和提高污染处理能力减少污染排放强度; 反之, 则增加污染排放强度。企业减排设备投资变量采用企业废水治理设施数的对数值 (*lnequip*) 来衡量 (苏丹妮和盛斌, 2021c)^[46], 企业拥有的废水污染处理设施越多, 表明企业用于减排的固定设备投资越多; 污染处理能力采用废水治理设施

处理能力的对数值 ($\ln procapa$) 来衡量, 该值越大, 说明企业对污染物的处理能力越强。

进一步, 借鉴陈登科 (2020) 的做法, 对技术进步效应进行检验, 实证模型构建如下:

$$\ln Zo_{it} = \delta_0 + \delta_1 ser_{jt} + \delta_2 \vec{X} + v_i + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

本文将技术进步 ($\ln Zo$) 分为中性技术进步和有偏技术进步。其中, 中性技术进步 ($\ln Zp$) 采用 OP 方法测算, 有偏技术进步用企业工业废水排放量与资本要素之比的对数值 ($\ln Zk$) 以及企业工业废水排放量与劳动要素之比的对数值 ($\ln Zl$) 衡量。

依次对式 (5) 和式 (6) 进行检验, 结果见表 5。列 (1) 显示, 制造业服务化与企业污染减排设备投资交互项 ($ser \times \ln equip$) 的估计系数显著为负, 说明制造业服务化可以促使企业增加减排设备投资, 进而有利于企业减少污染排放强度。这是因为制造业服务化产生了直接的成本降低效应, 使得企业生产规模扩张, 进而能够分摊减排设备投资的固定成本, 有助于企业进行更多的减排设备投资 (Forslid et al., 2018), 且减排设备越多, 企业污染排放强度越低。列 (2) 显示, 制造业服务化与企业污染处理能力交互项 ($ser \times \ln procapa$) 的估计系数亦显著为负, 表明制造业服务化通过提高企业污染处理能力抑制了企业污染排放强度。原因是, 制造业与服务业融合发展有利于制造业产品价值链的延伸, 促进制造业经济增长从依靠资源投入向依靠效率提升转变, 从而提高其污染处理能力, 减少企业污染排放强度, 假说 2 的合理性得以验证。列 (3) — (5) 结果显示, 制造业服务化对中性技术进步的影响并不显著, 而对有偏技术进步产生了显著影响, 说明在制造业服务化影响企业污染排放强度的技术进步效应中, 有偏技术进步而非中性技术进步占主导地位, 验证了假说 3。

表 5 影响渠道检验

项目	污染减排效应		技术进步效应		
	减排设备	处理能力	$\ln Zp$	$\ln Zk$	$\ln Zl$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$ser \times \ln equip$	-0.793 *** (0.294)				
$ser \times \ln procapa$		-0.201 *** (0.076)			
ser	-0.067 (0.177)	0.449 (0.308)	-0.203 (0.157)	-0.488 *** (0.175)	-0.568 ** (0.265)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
调整的 R ²	0.720	0.720	0.699	0.814	0.769
观测值	249 064	249 260	349 034	299 497	301 699

六、拓展分析：对外开放和对内改革的作用

上述结论表明，制造业服务化对企业污染排放强度具有显著的抑制作用，那么是否存在一些措施可以强化制造业服务化对企业污染排放的抑制作用，从而减轻环境污染？本部分对该问题进行了回答，主要从国内环境和对外开放两个角度入手，分别探究制度环境和服务业开放对制造业服务化与企业污染减排关系的作用，以期为国家从改革和开放两方面制定相应的战略决策提供现实依据。

（一）制度环境的作用

North (1991)^[47]认为，制度环境是企业经营环境的重要构成要素之一，可以通过影响企业生产和交易成本来决定企业进行某项经济活动的可行性和利润水平，进而对企业战略选择和行为模式产生重要影响。因此，本文依次按照市场化总分、《中国市场化指数》（樊纲等，2011^[48]；王小鲁等，2017^[49]）报告中的五个分指标、制度环境指数（毛其淋和许家云，2018）^[50]将样本划分为高制度环境地区企业和低制度环境地区企业，以考察制造业服务化对不同制度环境地区的企业污染排放的影响。结果表明，无论采用何种指标，相对于低制度环境组样本，制造业服务化更加显著地抑制了高制度环境组企业污染排放强度^①。因此，优化国内制度环境是未来发挥制造业服务化环境效应的重要战略。

（二）服务业开放的作用

随着全球贸易与投资新规则的重构、产业政策的调整以及中国自贸试验区的不断探索，服务业开放逐渐成为当下中国经济高质量发展的重要推动力，对制造业服务化具有深远的影响。一方面，服务业开放可以带来竞争效应、技术溢出效应和干中学效应等，激发相关制造业企业和服务企业的研发和创新投入，从而有利于各行业效率提升及深度融合发展。另一方面，服务业开放有利于降低服务外包成本，促进服务业发展，进一步提升制造业服务化水平。鉴于此，接下来考察服务业开放在制造业服务化与企业污染排放关系中的作用。

借鉴 Arnold 等 (2016)^[51]的做法，构建服务业外资自由化指标来表征服务业开放：

$$opser_{jt} = \theta \times FCI_{st} \quad (7)$$

其中， $opser_{jt}$ 为服务业外资自由化指数，该值越大，说明服务业开放程度越小。 θ 为中国服务业投入在制造业 j 的中间总投入中所占比重，该指标是利用世界投入产出表计算而得。 FCI_{st} 为服务业 s 在 t 年的FDI限制指数，原始数据来自OECD的“外商直接投资限制指数”。本文按照 $opser$ 将样本企业划分为大于75%分位、50%~75%分位、25%~50%分位和小于25%分位的企业，对四个分组样本分别考察企业污染排放受制造业服务化的影响，回归结果依次汇报于表6列（1）—（4）。可见只有列（4） ser 的估计系数显著为负，说明服务业开放在制造业服务化与企业污染排放关系中具有重要的作用，相比于对服务业开放程度较低的行业，制造业服务

^①限于篇幅，实证结果查阅同前。

化更能促使服务业开放程度较高的行业企业减少污染排放。未来可以通过提高服务业开放水平来强化制造业服务化抑制企业污染排放强度、优化企业环境绩效这一作用。

表6 服务业开放的作用

项目	大于75%分位	50%~75%分位	25%~50%分位	小于25%分位
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ser</i>	-0.2043 (0.2992)	-0.1416 (0.5505)	-0.3572 (0.5190)	-1.5437*** (0.5145)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
调整的R ²	0.7347	0.7821	0.7485	0.7654
观测值	84 427	71 958	74 751	67 726

七、结论与政策启示

本文基于2000—2013年中国工业企业数据库、中国工业企业污染排放数据库以及世界投入产出表匹配得到的微观数据库，实证考察了制造业服务化对企业污染排放行为的影响。研究表明，制造业服务化降低了企业污染排放强度，且企业污染排放强度下降的直接原因是制造业服务化在促进企业产出上升的同时抑制了工业废水的排放量，但后者的抑制作用更明显。差异性检验结果表明，制造业服务化更有利于抑制外资企业、非出口企业、高污染型企业、资本密集型行业企业的污染物排放，并且2008年之后制造业服务化以及制造业使用发展中国家的服务投入更有助于抑制企业的污染排放强度。机制检验发现，制造业服务化通过增加企业减排设备投资和提高污染处理能力产生污染减排效应，有利于企业减少污染排放强度。在技术进步效应中，有偏技术进步而非中性技术进步占据主导地位。最后，优化国内制度环境和提高服务业开放水平是发挥制造业服务化环境效应的重要战略。

本文的研究结论具有重要的政策含义：首先，目前，相关减排政策多由政府颁布和强制推动实施，对企业自身绩效可能会产生不利的影响。而制造业服务化使得制造业突破了传统的生产方式或产业边界，融合了更多的服务要素或是向服务领域延伸和拓展，不仅可以降低企业生产成本，提高企业产出水平，还有利于推动服务与资本和技术密集型制造业融合，发挥技术投入服务化的减排效应，优化企业环境绩效。其次，相关实证结果表明，相比于低制度环境地区的企业，制造业服务化更有利于高制度环境地区企业减少污染排放。因此，优化市场环境、消除区域要素市场壁垒、制定公平竞争的产业政策以清除地区之间的市场分割，是发挥制造业服务化环境效应的重要战略，也是实现绿色发展目标的关键支撑。同时，不同地区的边际治理成本具有差异性，因此要建立地区之间的转移补偿机制，为推动地方政府协同治理环境、实现绿色发展提供长效机制保障。最后，与工业或者制造业本身具有

较高污染程度存在本质区别,服务行业更多提供的是内含知识、技术、信息等高级要素的绿色、清洁产品。因此,可以提高服务业发展水平以强化制造业服务化的环境效应。而扩大服务业开放程度,会促使更多的服务业外国直接投资流入中国,进而有助于制造业企业将资源集中到优势领域,在提高自身经济绩效的同时,对环境绩效产生一定的优化效应。此外,我国还需建立一套经济绩效和环境绩效相结合的综合政绩考核体系,改变地方政府以牺牲环境换取经济发展的想法,使其更加注重当前和长远发展目标的统一。

[参考文献]

- [1] 张宇,蒋殿春. FDI、政府监管与中国水污染——基于产业结构与技术进步分解指标的实证检验 [J]. 经济学(季刊), 2014, 13(2): 491-514.
- [2] CUI J, LAOAN H, MOSCHINI G C. Productivity, Export, and Environmental Performance: Air Pollutants in the United States [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2016, 98(2): 447-467.
- [3] 邵朝对,苏丹妮,杨琦. 外资进入对东道国本土企业的环境效应:来自中国的证据 [J]. 世界经济, 2021, 44(3): 32-60.
- [4] 苏丹妮,盛斌. 产业集聚、集聚外部性与企业减排——来自中国的微观新证据 [J]. 经济学(季刊), 2021a, 21(5): 1793-1816.
- [5] 吕越,张昊天. 打破市场分割会促进中国企业减排吗? [J]. 财经研究, 2021, 47(9): 4-18.
- [6] LUCAS R E B, WHEELER D, HETTIGE H. Economic Development, Environmental Regulation, and the International Migration of Toxic Industrial Pollution, 1960-88 [M]. World Bank Publications, 1992.
- [7] 韩超,陈震,王震. 节能目标约束下企业污染减排效应的机制研究 [J]. 中国工业经济, 2020(10): 43-61.
- [8] 肖挺. “服务化”能否为中国制造业带来绩效红利 [J]. 财贸经济, 2018, 39(3): 138-153.
- [9] 许和连,成丽红,孙天阳. 制造业投入服务化对企业出口国内增加值的提升效应——基于中国制造业微观企业的经验研究 [J]. 中国工业经济, 2017(10): 62-80.
- [10] 苏杭,郑磊,牟逸飞. 要素禀赋与中国制造业产业升级——基于 WIOD 和中国工业企业数据库的分析 [J]. 管理世界, 2017(4): 70-79.
- [11] LOW P. Global Value Chains in a Changing World [M]. World Trade Organization, 2013.
- [12] CROZET M, MILET E. Should Everybody be in Services? The Effect of Servitization on Manufacturing Firm Performance [J]. *Journal of Economics & Management Strategy*, 2017, 26(4): 820-841.
- [13] BREINLICH H, SODERBERY A, WRIGHT G C. From Selling Goods to Selling Services: Firm Responses to Trade Liberalization [J]. *American Economic Journal Policy*, 2018, 10(4): 79-108.
- [14] 刘维刚,周凌云,李静. 生产投入的服务质量与企业创新——基于生产外包模型的分析 [J]. 中国工业经济, 2020(8): 61-79.
- [15] BENEDETTINI O, SWINK M, NEELY A. Examining the Influence of Service Additions on Manufacturing Firms' Bankruptcy Likelihood [J]. *Industrial Marketing Management*, 2017, 60(1): 112-125.
- [16] 刘斌,魏倩,吕越,等. 制造业服务化与价值链升级 [J]. 经济研究, 2016, 51(3): 151-162.
- [17] 钱学锋,王胜,何娟. 制造业服务化与中国出口——步入服务红利时代 [J]. 财经问题研究, 2020(5): 111-120.
- [18] 刘斌,王乃嘉. 制造业投入服务化与企业出口的二元边际——基于中国微观企业数据的经验研究 [J]. 中国工业经济, 2016(9): 59-74.
- [19] 袁征宇,王思语,郑乐凯. 制造业投入服务化与中国企业出口产品质量 [J]. 国际贸易问题, 2020(10): 82-96.

- [20] FORSLID R, OKUBO T, ULLTVEIT-MOE K H. Why are Firms that Export Cleaner? *International Trade, Abatement and Environmental Emissions* [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 91: 166-183.
- [21] 苏丹妮, 盛斌. 出口的环境效应: 来自中国企业的微观证据 [J]. *国际贸易问题*, 2021b (7): 142-158.
- [22] 刘敏仁, 陈恬. 出口行为如何影响企业环境绩效 [J]. *中国工业经济*, 2020 (1): 99-117.
- [23] 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 (12): 98-114.
- [24] 邵朝对. 进口竞争如何影响企业环境绩效——来自中国加入 WTO 的准自然实验 [J]. *经济学 (季刊)*, 2021, 21 (5): 1615-1638.
- [25] 王班班, 莫琼辉, 钱浩祺. 地方环境政策创新的扩散模式与实施效果——基于河长制政策扩散的微观实证 [J]. *中国工业经济*, 2020 (8): 99-117.
- [26] WHITE A L, STOUGHTON M, FENG L. *Servicizing: The Quiet Transition to Extended Product Responsibility* [J]. *Tellus Institute, Boston*, 1999, 97.
- [27] HOJNIK J. *Ecological Modernization through Servitization: EU Regulatory Support for Sustainable Product-Service Systems* [J]. *Review of European, Comparative & International Environmental Law*, 2018, 27 (2): 162-175.
- [28] 樊茂清, 郑海涛, 孙琳琳, 等. 能源价格、技术变化和信息化投资对部门能源强度的影响 [J]. *世界经济*, 2012, 35 (5): 22-45.
- [29] ANTONELLI C. *Localized Technological Change, New Information Technology and the Knowledge-based Economy: The European Evidence* [J]. *Journal of Evolutionary Economics*, 1998, 8 (2): 177-198.
- [30] ROTHENBERG S. *Sustainability through Servicizing* [J]. *MIT Sloan Management Review*, 2007, 48 (2): 83-91.
- [31] AMITI M, WEI S J. *Service Offshoring and Productivity: Evidence from the US* [J]. *World Economy*, 2009, 32 (2): 203-220.
- [32] SZALAVETZ A. “Tertiarization” of Manufacturing Industry in the New Economy—experiences in Hungarian Companies [R]. *Institute for World Economics—Centre for Economic and Regional Studies—Hungarian Academy of Sciences*, 2003.
- [33] SUN C, LI Z, MA T, et al. *Carbon Efficiency and International Specialization Position: Evidence from Global Value Chain Position Index of Manufacture* [J]. *Energy Policy*, 2019, 128: 235-242.
- [34] LYUBICH E, SHAPIRO J, WALKER R. *Regulating Mismeasured Pollution: Implications of Firm Heterogeneity for Environmental Policy* [C]. *AEA Papers and Proceedings*, 2018, 108: 136-142.
- [35] 许家云, 毛其淋, 胡鞍钢. 中间品进口与企业出口产品质量升级: 基于中国证据的研究 [J]. *世界经济*, 2017, 40 (3): 52-75.
- [36] ZHANG B, CHEN X, GUO H. *Does Central Supervision Enhance Local Environmental Enforcement? Quasi-experimental Evidence from China* [J]. *Journal of Public Economics*, 2018, 164: 70-90.
- [37] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. *Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing* [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2): 339-351.
- [38] BAI X, CHATTERJEE A, KRISHNA K, et al. *Trade and Minimum Wages in General Equilibrium: Theory and Evidence* [J]. *Journal of International Economics*, 2021, 133: 1-17.
- [39] 周念利. 中国服务业改革对制造业微观生产效率的影响测度及异质性考察——基于服务中间投入的视角 [J]. *金融研究*, 2014 (9): 84-98.
- [40] 万攀兵, 杨冕, 陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角 [J]. *中国工业经济*, 2021 (9): 118-136.

- [41] 苏丹妮. 全球价值链嵌入如何影响中国企业环境绩效? [J]. 南开经济研究, 2020 (5): 66-86.
- [42] 刘维刚, 倪红福. 制造业投入服务化与企业技术进步: 效应及作用机制 [J]. 财贸经济, 2018, 39 (8): 126-140.
- [43] WRIGHT J R GERALD C. Linear Models for Evaluating Conditional Relationships [J]. American Journal of Political Science, 1976, 20: 349-373.
- [44] 吕越, 李小萌, 吕云龙. 全球价值链中的制造业服务化与企业全要素生产率 [J]. 南开经济研究, 2017 (3): 88-110.
- [45] COLE M A, ELLIOTT R J R. Do Environmental Regulations Influence Trade Patterns? Testing Old and New Trade Theories [J]. World Economy, 2003, 26 (8): 1163-1186.
- [46] 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, 2021c (6): 61-79.
- [47] NORTH D C. Institutions [J]. Journal of Economic Perspectives, 1991, 5 (1): 97-112.
- [48] 樊纲, 王小鲁, 马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献 [J]. 经济研究, 2011, 46 (9): 4-16.
- [49] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告 (2016) [M]. 社会科学文献出版社, 2017.
- [50] 毛其淋, 许家云. 外资进入如何影响了本土企业出口国内附加值 [J]. 经济学 (季刊), 2018, 17 (4): 1453-1488.
- [51] ARNOLD J M, JAVORCIK B, LIPSCOMB M, et al. Services Reform and Manufacturing Performance: Evidence from India [J]. The Economic Journal, 2016, 126 (590): 1-39.

Manufacturing Servitization and Firm Pollution Emissions: Evidence from China's Manufacturing Enterprises

GUO Juanjuan XU Jiayun YANG Jun

Abstract: Based on the matching data of Chinese Industrial Enterprises Database, Chinese Industrial Enterprise Pollution Emissions Database and World Input-Output Table from 2000 to 2013, this paper examines the impact of manufacturing servitization on firm pollution emissions. It is found that manufacturing servitization significantly reduces the pollution emission intensity of Chinese firms, and that there exists heterogeneity in the results corresponding to different groups of samples. The impact channel tests show that manufacturing servitization reduces the firm pollution emission intensity by increasing firms' investments on emission control equipment and improving pollution treatment capacity, and also through biased technological progress. Finally, optimizing the domestic institutional environment and improving the openness of services are both important strategies to exert the environment effect of manufacturing servitization. This research may provide important policy implications for realizing a win-win situation of manufacturing power construction and pollution prevention and control.

Keywords: Manufacturing Servitization; Firm Pollution Emission Intensity; Pollution Reduction Effect; Technological Progress Effect

(责任编辑 张晨烨)