

服务型制造如何影响企业环境绩效^{*}

张 远¹ 李焕杰²



(1. 闽江学院经济与管理学院,福建 福州 350108;
2. 福建农林大学经济与管理学院,福建 福州 350002)

内容提要:推进微观企业减排是贯彻新发展理念、实现绿色发展的微观基础。以服务要素投入为主要形式的服务型制造为企业环境绩效提升提供了新的途径。本文通过匹配OECD世界投入产出数据库、中国工业企业数据库和中国工业企业污染排放数据库,探究了服务型制造对企业环境绩效的影响。研究发现:(1)服务型制造对微观企业具有显著的污染减排效应。从服务类型来看,金融服务、分销销售、交通运输、商业服务和研发设计服务投入均有利于降低企业污染排放强度,而信息通信服务投入则无此影响;从服务来源来看,相对于国外服务要素,国内服务要素投入的减排效应更加显著。(2)机制分析表明,生产端的要素结构效应、技术创新效应和资源配置效应是服务型制造发挥减排效应的有效机制,而末端治理的作用机制并不明显。(3)服务型制造的减排效应因不同行业、企业特征而异,在污染密集度较高、环境标准较严格的行业和国有企业中的影响更加突出。(4)拓展分析表明,“双循环”新发展格局下,国内统一大市场建设和服务业对外开放均能进一步提升服务型制造的微观环境效应。研究结论为我国持续推进制造业企业转型升级和经济绿色发展提供了经验支撑与政策依据。

关键词:服务型制造 企业环境绩效 清洁生产 末端治理

中图分类号:F424 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2022)11—0167—21

一、引言

2018年生态环境部发布的《中国生态环境状况公报》显示,在纳入统计的338个城市中,有217个城市环境空气质量超标,超标城市比例高达64.2%。以二氧化碳为例,根据2020年的《BP世界能源统计年鉴》,中国2019年二氧化碳排放量为98.1亿吨,在全球中的比重约为28.82%。如何驱动经济绿色化转型,统筹兼顾发展速度和发展质量,是当前推动中国经济高质量发展面临的重要议题。与此同时,随着产业分工不断深化,制造业和服务业融合逐步加深,作为“两业”融合发展的新业态,服务型制造成为制造业迈向价值链高端的重要途径(祝树金等,2021)^[1],并展现出了巨大的污染减排潜力,祝树金等(2020)^[2]、Li等(2021)^[3]从区域层面验证了服务型制造对污染减排的重要作用。那么,就微观企业而言,服务型制造对污染减排的促进效应是否存在?如果存在,该影响的作用机制是什么?对该问题的探讨不仅可以在理论上加深对制造业转型升级的理解,而且能

收稿日期:2022-06-16

^{*} 基金项目:国家社会科学基金重点项目“中国制造业关键技术缺失、成因及创新突破路径研究”(19AZD015);福建省社会科学基金一般项目“数字技术赋能福建省绿色低碳发展研究”(FJ2022B090);福建省社会科学基金青年项目“福建省区域经济与生态质量的时空耦合及其发展路径研究”(FJ2021C090)。

作者简介:张远,男,副教授,经济学博士,研究领域为服务经济、环境经济,电子邮箱:845722449@qq.com;李焕杰,女,副教授,经济学博士,研究领域为产业经济、环境经济,电子邮箱:huanjieli2020@163.com。通讯作者:李焕杰。

够为企业环境绩效的提升提供有借鉴价值的指导方案。

服务型制造是制造业企业在生产运营过程中不断增加金融、信息通信、交通运输、商业服务、研发设计等服务要素在投入和产出中的比重,从产品主导逻辑向“制造+服务”和“产品+服务”转型的过程(祝树金等,2021)^[1]。作为先进制造业和现代服务业深度融合的重要方向,服务型制造成为推动中国制造业迈向高质量发展的重要途径。现有研究分别考察了服务型制造对制造业企业创新能力(Robinson等,2002^[4];刘维刚和倪红福,2018^[5])、生产率水平(Karaomerlioglu和Carlsson,1999^[6];Grossman和Rossi-Hansberg,2008^[7])、国际价值链分工(刘斌等,2016)^[8]、产品出口(刘斌和王乃嘉,2016)^[9]等重要影响。遗憾的是,当前对于服务型制造环境效应的研究较为匮乏,尤其是对其是否存在微观环境效应缺乏系统性的理论分析框架。鉴于此,本文匹配OECD世界投入产出数据库、中国工业企业数据库和工业企业污染排放数据库,从生产端减排行为和末端污染治理的双重视角探究了服务型制造与企业环境绩效之间的内在联系。

本文可能的边际贡献为:(1)将企业生产端的要素结构效应、技术创新效应、资源配置效应以及末端的污染排放治理机制共同纳入到服务型制造环境效应的分析框架中,更加全面系统地剖析了服务型制造影响企业环境绩效的理论机制;(2)从微观企业层面检验了服务型制造对制造业污染减排的影响,弥补了现有研究局限于地区和产业层面的不足,并基于行业和企业特征揭示了服务型制造对异质性企业的差异化影响,有助于对服务型制造的微观环境效应形成全景式认知;(3)将“双循环”新发展格局的时代背景纳入到分析框架中,探究了国内统一大市场建设、服务业对外开放与服务型制造在影响企业环境绩效上的互动关系,深化了对服务型制造与企业环境绩效提升之间关系的理解。

二、文献回顾与研究假设

1. 文献回顾

服务型制造是制造与服务融合发展的新型制造模式和产业形态,其产生的经济效应引起了学者们的广泛关注。相关研究主要聚焦于以下两个方面:一是服务型制造对技术创新和生产率的影响。在技术创新方面,Robinson等(2002)^[4]基于产品创新的视角,发现服务战略能够有效增强传统标准化产品间的差异化程度,构建企业新型竞争优势;刘维刚和倪红福(2018)^[5]、陈伟等(2021)^[10]利用中国经验数据分析表明,服务要素投入不仅可以优化企业分工,而且能够增加研发资本、人力资本和创新设施资本,进而成为中国制造业及企业创新发展的重要驱动力。在生产率方面,Karaomerlioglu和Carlsson(1999)^[6]发现,生产性服务业与制造业的融合对制造业生产率和附加值的提升发挥着有益作用;Arnold等(2008)^[11]利用世界银行的1000多家非洲微观企业数据分析发现,以通信、电力和金融服务为代表的服务投入能显著改善下游制造业企业的生产效率;吕越等(2017)^[12]基于中国的微观企业数据发现,在全球价值链中嵌入程度越高的企业,中间服务要素投入对制造生产率的提升效应相对越强;彭继宗和郭克莎(2022)^[13]利用2000—2014年国家或地区层面的数据研究发现,服务要素投入降低了制造业的技术进步效率和规模经济优势,从而抑制了制造业生产率增长。二是服务型制造对国际贸易的影响。Lodefalk(2014)^[14]基于2001—2007年瑞典企业层面数据分析发现,服务要素投入显著提升了企业出口能力;刘斌等(2016)^[8]发现服务要素投入不仅提升了中国企业价值链的参与程度和在国际价值链体系中的分工地位,而且还有效促进了企业出口产品质量和技术复杂度提升;刘斌和王乃嘉(2016)^[9]进一步研究发现,服务要素投入有助于提升企业出口概率、扩大企业出口产品种类和市场范围,并对出口产品价格产生更强的提升效应;考虑到贸易类型的差异,许连和等(2017)^[15]研究发现服务型制造对一般贸易企业出口国内增加值率(DVAR)呈正向影响,而对加工贸易和混合贸易企业出口DVAR呈现U型影响,从而导

致其与总体企业出口 DVAR 之间呈 U 型关系;戴翔等(2019)^[16] 根据要素来源差异将服务要素区分为国内服务要素和国外服务要素,发现前者对国内制造业价值链攀升促进作用明显,后者并无此影响。

与本文主题直接相关的研究仍较为匮乏,仅有的少数研究中,Li 等(2021)^[3] 基于全球价值链视角,探讨了服务型制造对区域出口污染减排的影响;黄玉霞和谢建国(2019)^[17]、祝树金等(2020)^[2] 分别利用 WIOD 的世界投入产出表及中国 30 个省级分行业面板数据,考察了制造业服务化对污染减排的影响及其内在机制。这些研究为本文探究服务型制造的微观减排效应提供了一定的理论支撑和方法启示,但至少存在以下三点不足:一是基于国家、区域及行业层面数据进行讨论与验证,不仅尚未将研究维度细化至微观企业生产过程中的污染减排行为,也难以进一步深入考察异质性企业的减排行为如何对服务型制造做出反应;二是理论分析上仅基于生产端探讨服务型制造影响地区或行业污染减排的路径,未能将“清洁生产”与“末端治理”这两类主要污染控制模式相结合,服务型制造影响环境绩效的理论分析框架有待进一步完善;三是忽略了影响服务要素配置效率和交易成本的市场开放环境对服务型制造环境效应的深刻影响。这些不足为本文留下了进一步探讨的空间。

2. 假设提出

企业污染减排主要源于两条渠道:一是在生产端进行“清洁生产”以降低生产过程中单位产出的污染物产生量,包括提升能源效率或采用新技术等;二是污染物的“末端治理”,包括通过增加污染处理设备数量或提升污染处理设备运行能力来去除污染物,以降低最终污染排放量(韩超等,2021)^[18]。鉴于此,本文基于生产端与末端两个维度细致探讨服务型制造影响企业环境绩效的路径机制。

(1)服务型制造与企业生产端减排行为。第一,服务型制造能够通过“要素结构效应”提升企业环境绩效。服务要素蕴含着丰富的技术、知识、人力资本等,是典型的绿色、清洁型生产要素(Rothenberg,2007)^[19],其在制造业生产过程中的投入能有效替代部分污染程度高、生产效率低的能源要素,促使企业直接减少对传统低效能源的使用(祝树金等,2020)^[2]。同时,服务型制造本质上是制造业将内部服务职能“外部化”的过程,这一过程会产生“涟漪效应”,有助于产业链上下游资源的整合,使企业能够以模块化的方式将服务与生产相互结合,促进服务要素与人力资本、原材料等要素优化重组,从而提升资源利用效率、减少高污染能源使用(祝树金等,2021)^[1]。在能源结构上,服务型制造有助于促进其他清洁能源的使用。一方面,蕴含着先进知识水平、人力资本的商业服务、研发设计服务等有利于提升企业对清洁能源的使用能力和研发水平,从而增加对清洁能源的使用(石大千等,2018)^[20];另一方面,金融服务等对企业流动性约束的缓解作用有利于提高企业对清洁能源利用的价格承受力,对冲清洁能源使用的高成本,从而促使企业使用更多的清洁能源替代传统的煤炭等高污染能源,降低污染排放强度(孙博文和张政,2021)^[21]。概言之,服务型制造能够推动制造业企业减少对高污染能源要素的使用,进而降低污染排放强度。

第二,服务型制造能够通过“技术创新效应”提升企业环境绩效。技术创新是降低企业污染排放的重要方式,尤其是以能源替代和节能减排为主要目的的绿色技术创新是减少污染等非期望产出的重要途径(Färe 等,2007)^[22],而服务型制造正是促进制造业企业技术创新水平提升的有效途径。服务型制造能够通过技术溢出和学习效应影响企业创新(刘维刚和倪红福,2018)^[5]。如信息通信服务、研发设计服务等知识和技术密集型服务要素与制造业企业的互动融合,不仅能将先进的技术知识直接溢出到企业生产各个环节,而且为企业提供了学习比较优势和经验技术的机会,促进人力资本和创新知识在企业中的积累。服务型制造也能为企业提供良好的创新条件,如金融服务

通过“储蓄动员”功能缓解企业融资约束,降低创新成本(刘斌等,2016)^[8];交通运输服务和信息通信服务分别在物理空间和虚拟空间提升企业创新知识获取能力及创新协同能力,有助于企业形成分布式和开放式的创新模式;分销销售服务能加速新产品市场化、扩大产品市场规模,缩短企业研发成本回收周期,拉动企业进行技术创新;商业服务承担了技术知识传播的中介角色,是知识转移的“桥梁”(Czarnitzki 和 Spielkamp,2003)^[23]。

第三,服务型制造能够通过“资源配置效应”提升企业环境绩效。资源再配置是影响污染减排的重要途径,包括在位企业间的资源配置(集约边际)和企业进入退出引起的资源转移(广延边际)(Shapiro 和 Walker,2018^[24];韩超等,2021^[18])。具体而言,服务型制造主要通过以下两条途径促进资源优化配置:一是学习效应。知识密集型服务嵌入生产活动所产生的技术和知识外溢有利于低效率企业通过“干中学”提高自身生产效率,从而促进整体制造业企业生产率提高和趋同,一定程度缓解资源错配(Antonelli,1998^[25];胡晓丹和顾乃华,2020^[26])。二是竞争效应。服务要素的嵌入提高了制造业企业服务供给的能力,使企业能够由产品的大规模加工制造向价值链上游的产品研发设计和下游的产品营销、售后服务等环节延伸,即采用全新的服务主导逻辑来取代传统的产品主导逻辑。这种生产范式的革新能重塑制造业分工体系,打造新型业态和提升企业间产品的差异化程度,打破原有竞争态势,促进行业内企业优胜劣汰,引致要素资源由低效率企业流向高效率企业,从而有效促进资源优化配置(李兰冰等,2019)^[27]。

基于上述分析,本文提出如下假设:

H₁:服务型制造可以通过生产端的要素结构效应、技术创新效应和资源配置效应降低企业污染排放强度。

(2)服务型制造与末端污染治理。末端污染治理是指企业在末端环节通过对已产出污染物的治理来降低最终污染排放量,从而达到提升环境绩效的目的。由于末端污染治理主要通过购置污染处理设备来实现,因此企业提升末端污染治理能力主要源于两个途径:一是增加原有污染处理设备数量;二是提高污染处理设备单位时间内的污染处理能力,即使用更高质量的污染处理设备。但是,污染处理设备数量和质量的提升涉及大量的环境投资,具有周期长、前期收益低和风险大的特征,将会使企业面临较大的现金流压力与经营风险(陈诗一等,2021)^[28],从而抑制企业的末端污染治理行为。同时,中国制造业普遍面临着金融资源的“领域错配”问题,即金融机构秉承盈利准则和风控要求,与制造业转型升级在考核次序和风险监管上出现错位,制造业企业难以获得金融机构的青睐(唐松等,2020)^[29],由此引致的融资约束困境致使企业缺乏充足的资金投入于污染治理。

服务型制造能在一定程度上缓解制造业企业面临的资金困境,促使其增加环境投资,提升末端污染治理水平。一方面,作为制造业服务职能“外部化”的重要形式,服务型制造能够有效提升服务业的专业化程度和服务产出效率,在降低制造业企业服务要素投入成本的同时,也有助于其专注于具有比较优势的产品生产环节,提升自身专业化程度,从而降低企业生产成本(Grossman 和 Rossi-Hansberg,2008^[7];Schwörer,2013^[30]);另一方面,制造业企业通过“产品+服务”的方式提高了服务化产品的质量和附加值,从而获得提升产品价格的空间(祝树金等,2021)^[1],由此进一步提高了企业经营利润,为其末端污染治理提供充足的资金支持。此外,以金融为代表的服务要素在制造业中的投入也可以在较大程度上缓解企业外源融资约束,为企业污染治理提供资金来源,分担企业末端污染治理的成本和风险(陈诗一等,2021)^[28]。因此,服务型制造能够通过增强企业资金实力,促使企业购买更多污染处理设备以及提高高质量污染处理设备占比,即增加环境投资,从而提升企业末端污染治理水平。因此,本文提出如下假设:

H₂:服务型制造能够在末端环节促使企业增加污染处理设备数量和提升污染处理设备运行能

力,进而降低污染排放强度。

综上,本文提出如下假设:

H₀:服务型制造能够有效促进制造业企业污染减排,提升其环境绩效。

三、计量模型、变量与数据说明

1. 计量模型

依据以上理论分析,为检验服务型制造对企业环境绩效的影响效应,本文设定了如下回归模型:

$$lnei_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 service_{jt} + \beta H_{jt} + \gamma E_{it} + \delta_i + \eta_j + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中,下标 *i* 表示企业,下标 *j* 表示行业,下标 *t* 表示时间;*lnei_{ijt}* 表示 *t* 年 *j* 行业 *i* 企业的环境绩效水平;*service_{jt}* 表示 *t* 年 *j* 行业的服务型制造水平;*H_{jt}* 表示行业层面的控制变量;*E_{it}* 表示企业层面的控制变量。 δ_i 为企业固定效应, η_j 为行业固定效应, λ_t 为时间固定效应; ε_{ijt} 表示随机扰动项。

2. 变量选取和说明

(1)被解释变量。参照陈登科(2020)^[31]、苏丹妮和盛斌(2021)^[32]的做法,本文主要采用二氧化硫(SO₂)排放强度来刻画企业环境绩效水平(*lnei*),具体采用SO₂排放量与工业总产值^①之比的对数值来测度。选择SO₂作为主要污染物衡量指标的原因在于:①中国是世界上SO₂排放最多的国家,且SO₂是被政府纳入到污染减排目标中的主要污染物之一;②SO₂具有较强的危害性,不仅受到各国政府的严格监控,国内外学者在研究环境污染问题时也常用这一污染物指标(苏丹妮和盛斌,2021)^[32]。此外,为增强估计结果的可靠性,本文会进一步采用其他污染物排放强度作为企业环境绩效的代理指标进行稳健性检验。

(2)核心解释变量。关于服务型制造水平(*service*),现有研究通常采用两类指标:一是基于要素投入视角,利用投入产出表测度的制造业各细分行业的服务要素消耗系数来衡量(刘斌等,2016^[8];祝树金等,2021^[1]);二是基于服务产出视角,利用企业服务收入占营业收入比重来衡量(Josephson等,2016)^[33]。鉴于本文旨在探讨要素投入视角的服务型制造对企业环境绩效的影响,因此采用第一类方法来测度服务型制造水平。具体地,利用中间服务投入的直接消耗系数和完全消耗系数来构建指标。直接消耗系数计算公式如下:

$$service_{ij}^{direct} = S_{ij}/T_j \quad (2)$$

其中,*service_{ij}^{direct}* 表示制造业 *j* 对服务业 *i* 的直接消耗系数,*S_{ij}* 表示制造业 *j* 对服务业 *i* 的投入,*T_j* 表示制造业 *j* 的总投入。

除对服务要素的直接消耗外,制造业中间品投入也会带来大量服务要素的间接消耗。因此,制造业对服务业的直接消耗和间接消耗之和构成了制造业对服务要素的完全消耗,具体公式如下:

$$service_{ij}^{complete} = \alpha_{ij} + \sum_{k=1}^n a_{ik} a_{kj} + \sum_{s=1}^n \sum_{k=1}^n a_{is} a_{sk} a_{kj} + \dots \quad (3)$$

其中,*service_{ij}^{complete}* 表示制造业 *j* 对服务业 *i* 的完全消耗系数; α_{ij} 表示制造业 *j* 对服务业 *i* 的直接消耗系数, $\sum_{k=1}^n a_{ik} a_{kj}$ 和 $\sum_{s=1}^n \sum_{k=1}^n a_{is} a_{sk} a_{kj}$ 分别表示制造业 *j* 对服务业 *i* 的第一轮、第二轮间接消耗系

① 此处使用的工业总产值数据来源于中国工业企业数据库。在稳健性分析部分,本文进一步采用中国工业企业污染排放数据库中的工业总产值数据来构建指标,以规避统计口径差异可能造成的估计结果偏差。

数,以此类推,第 $n+1$ 项为第 n 轮间接消耗系数(刘斌等,2016)^[8]。由于完全消耗系数比直接消耗系数能更全面地刻画制造业对各服务业的依存度,故本文主要采用完全消耗系数来测度服务型制造,将直接消耗系数用于稳健性检验。

(3)控制变量。参照苏丹妮和盛斌(2021)^[32]、邵朝对等(2021)^[34]的研究,企业层面的控制变量包括:企业规模(*scale*),用企业总资产的对数刻画;企业年龄(*age*),用考察年份减去企业开业年份加一后的对数值表示;固定资产占比(*ppe*),用固定资产占总资产的比重表征;政府补贴(*sub*),用补贴收入占企业销售值的比重刻画;融资能力(*finance*),用利息支出占固定资产的比重表示;税率(*tax*),用企业应缴税收与主营业务收入的比值刻画;国有企业虚拟变量(*soe*),若企业国有资本或集体资本占实收资本的比重超过 50%,则取值为 1,否则为 0;出口企业虚拟变量(*export*),若企业出口交货值大于 0,则取值为 1,否则为 0。行业层面的控制变量包括:行业资本密集度(*capital*),用平减后的行业固定资产与从业人数比值的对数表征;行业竞争强度(*hhi*),用赫芬达尔指数测度,即行业内企业市场份额的平方和。

3. 描述性统计与相关性检验

表 1 列示了各变量的描述性统计结果。由表 1 可知,企业 SO₂ 排放强度表征的企业环境绩效水平(*lnei*)的均值为 7.040,标准差为 3.720,最小值为 0,最大值为 13.050,说明制造业企业污染排放水平存在较大差异。其中,SO₂ 排放强度为 0 的考察样本数占全部样本的 16.8%,表明有部分企业并未排放 SO₂ 污染物,环境绩效水平较高。服务型制造(*service*)的均值为 4.080,标准差为 0.496,最小值为 2.918,最大值为 5.216,说明不同制造业间的服务要素投入水平存在差异,整体处于中等水平。其他变量分布特征与现有文献相一致,处于合理范围内。

表 1 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnei</i>	257347	7.040	3.720	0	13.050
<i>service</i>	256917	4.080	0.496	2.918	5.216
<i>scale</i>	257344	10.615	1.524	7.628	14.933
<i>age</i>	257072	2.330	0.936	0	4.094
<i>ppe</i>	257344	0.398	0.205	0.016	0.910
<i>sub</i>	257274	0.005	0.017	0	0.110
<i>finance</i>	257347	0.051	0.084	-0.020	0.549
<i>tax</i>	257229	0.048	0.039	-0.006	0.202
<i>soe</i>	257347	0.156	0.363	0	1
<i>export</i>	257347	0.301	0.459	0	1
<i>capital</i>	257347	4.562	0.614	2.934	6.101
<i>hhi</i>	257347	0.002	0.002	0.000	0.011

相关性检验表明^①,服务型制造(*service*)与企业环境绩效水平(*ln_{ei}*)的相关系数为 -0.18,且在 1%的水平上显著,说明服务型制造与制造业企业污染排放强度负相关,与本文的预期相吻合,假设 H_0 初步得以验证。企业规模(*scale*)、企业年龄(*age*)、出口企业虚拟变量(*export*)、行业竞争强度(*hhi*)与企业环境绩效水平(*ln_{ei}*)的相关性系数显著为负,初步表明这些变量有利于企业污染减排;而固定资产占比(*ppe*)、政府补贴(*sub*)、融资能力(*finance*)、税率(*tax*)、国有企业虚拟变量(*soe*)、行业资本密集度(*capital*)与企业环境绩效水平(*ln_{ei}*)的相关性系数显著为正,说明这些因素可能会降低企业环境绩效。

4. 数据来源及处理

(1)数据来源。本文投入产出数据来自 OECD 于 2016 年发布的世界投入产出数据库(WIOD)。该数据库涵盖了 2000—2014 年 43 个国家 56 个行业(其中制造业 18 个)消耗的本国和其他国家各行业的中间品数据,能够有效测度制造业对服务业中间投入的直接消耗和间接消耗,刻画出服务型制造水平。企业污染排放数据来自国家统计局发布的 1998—2012 年中国工业企业污染排放数据库。该数据库统计了全国排污占比 85% 以上的工业企业,包括企业法人代表、企业名称等基本信息以及二氧化硫等国家实行总量控制的各种污染物排放指标,是目前可获得的最全面的中国企业层面污染排放数据(邵朝对等,2021)^[34]。企业生产数据来自国家统计局发布的 1998—2012 年中国工业企业数据库。本文参照 Brandt 等(2012)^[35]的做法对工企数据库进行如下处理:第一,对 2003 年前后工业部门全部四位数产业的统计口径进行统一;第二,剔除工业增加值、工业总产值、总资产、固定资产原价/净值小于等于 0 及企业成立年限、政府补助等小于 0 的观测值,剔除从业人数小于 8 的观测值;第三,剔除非制造业行业,选择两位数行业代码为 13~42 的 29 个制造业行业企业作为本文的观测值;第四,对连续变量在 1%水平上缩尾处理。

(2)数据库合并。①WIOD 数据库与中国工业企业数据库合并。由于 WIOD 数据库中的制造业分类与中国工业企业数据库中的制造业分类并不一致,因此本文参照祝树金等(2021)^[1]的做法将二者进行合并。②中国工业企业污染排放数据库与中国工业企业数据库合并。首先根据企业代码和年份进行匹配,然后进一步根据企业名称和年份进行匹配,最终得到同时包含生产和污染排放信息的企业数据。由于 2007 年之后的工业企业数据质量较差,可能会造成估计结果偏误,本文参照邵朝对等(2021)^[34]的做法,主要使用 2000—2007 年的匹配数据进行分析,用 2000—2012 年的数据进行稳健性检验。

四、实证分析

1. 基准回归

表 2 列出了服务型制造对企业 SO_2 排放强度的估计结果。第(1)列为未纳入控制变量的估计结果;第(2)列为纳入企业层面控制变量的估计结果;第(3)列进一步纳入了行业层面的控制变量。结果显示,无论是否纳入企业和行业层面控制变量,服务型制造的估计系数均在 1%的水平上显著为负,假设 H_0 得以验证。这表明服务型制造水平越高,越有利于降低制造业企业 SO_2 排放强度。以第(3)列的估计结果为例,服务型制造水平每提升 1%,制造业企业的 SO_2 排放强度约下降 0.273%。考虑到估计结果可能受固定效应和标准误聚类层级的影响,第(4)列列示了未控制行业固定效应对回归系数的影响,第(5)列~第(7)列分别考察了未对标准误进行聚类、将标准误聚类到行业层面以及行业一时间层面对回归系数的影响。第(4)列~第(7)列的估计结果表明,服务型

① 受篇幅限制,相关性检验部分结果略去,备案。

制造能够降低企业 SO₂ 排放强度这一结论具有较强的稳健性。基准回归结果表明,服务型制造能够显著提升制造业企业的环境绩效,是中国制造业摆脱传统的高能耗、高污染发展路径进而实现转型升级的重要驱动力量。

表 2 服务型制造影响企业环境绩效的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>service</i>	-0.297 *** (0.041)	-0.273 *** (0.041)	-0.273 *** (0.041)	-0.209 *** (0.027)	-0.273 *** (0.030)	-0.273 *** (0.076)	-0.273 *** (0.057)
<i>scale</i>		-0.178 *** (0.015)	-0.180 *** (0.015)	-0.179 *** (0.011)	-0.180 *** (0.011)	-0.180 *** (0.019)	-0.180 *** (0.015)
<i>age</i>		0.045 *** (0.011)	0.042 *** (0.011)	0.042 *** (0.009)	0.042 *** (0.009)	0.042 *** (0.012)	0.042 *** (0.011)
<i>ppe</i>		0.040 (0.041)	0.044 (0.042)	0.043 (0.035)	0.044 (0.036)	0.044 (0.048)	0.044 (0.041)
<i>sub</i>		1.691 *** (0.391)	1.770 *** (0.392)	1.809 *** (0.330)	1.770 *** (0.330)	1.770 *** (0.463)	1.770 *** (0.492)
<i>finance</i>		-0.208 *** (0.079)	-0.216 *** (0.080)	-0.210 *** (0.067)	-0.216 *** (0.067)	-0.216 ** (0.095)	-0.216 *** (0.077)
<i>tax</i>		1.095 *** (0.186)	1.107 *** (0.187)	1.113 *** (0.160)	1.107 *** (0.160)	1.107 *** (0.334)	1.107 *** (0.203)
<i>soe</i>		0.066 *** (0.024)	0.064 *** (0.024)	0.065 *** (0.020)	0.064 *** (0.020)	0.064 ** (0.029)	0.064 *** (0.022)
<i>export</i>		-0.025 (0.020)	-0.024 (0.020)	-0.024 (0.018)	-0.024 (0.018)	-0.024 (0.025)	-0.024 (0.020)
<i>capital</i>			-0.099 *** (0.030)	-0.083 *** (0.018)	-0.099 *** (0.025)	-0.099 * (0.054)	-0.099 ** (0.045)
<i>hhi</i>			-4.024 (3.061)	-3.990 * (2.377)	-4.024 (2.718)	-4.024 (4.506)	-4.024 (3.450)
常数项	8.306 *** (0.166)	9.929 *** (0.227)	18.486 *** (6.115)	18.068 *** (4.764)	18.486 *** (5.436)	18.486 ** (8.956)	18.486 *** (6.853)
行业/企业/ 时间固定效应	是	是	是	否	是	是	是
聚类到行业	否	否	否	否	否	是	否
聚类到行业 × 时间	否	否	否	否	否	否	是
聚类到企业	是	是	是	否	否	否	否
观测值	232137	231693	229143	229146	229143	229143	229143
调整 R ²	0.804	0.804	0.804	0.803	0.804	0.804	0.804

注:表中圆括号内为聚类到不同层面的稳健标准误;*、**、*** 分别表示在 10%、5%与 1%的水平上显著,下同^①

① 如无特别说明,下文实证分析表格中圆括号内的数值均为聚类到企业层面的稳健标准误。

2. 不同服务要素投入的微观环境效应

前文分析了总体服务要素投入对企业环境绩效的影响效应。但从服务类型来看,服务要素可分为金融服务(*fin*)、信息通信服务(*ict*)、分销销售服务(*retail*)、交通运输服务(*traffic*)、商业服务(*business*)和研发设计(*innovate*)六类;从服务来源来看,可分为国内服务投入(*ser_dom*)和国外服务投入(*sere_abr*)。这些不同类别的服务要素投入可能因本身的清洁程度不同而对微观企业环境绩效的影响存在较大差异。

表3列示了不同类型和不同来源的服务要素投入对制造业企业SO₂排放强度影响的回归结果。第(1)列—第(6)列的结果表明,除信息通信服务外,其他五类服务投入均能有效降低企业的SO₂排放强度,假设H₀进一步得到验证。对此可能的解释是:尽管信息通信服务可以通过知识溢出和技术溢出促进企业污染减排,但该服务的投入需要相应的信息化设备与之相匹配。而信息化设备(如数据中心、服务器、网络设备等)的安装和使用会增加能源消耗,加剧环境污染(Collard等,2005)^[36]。因此,信息通信技术的环境效应取决于正向效应和负向效应的总和(Lange等,2020)^[37]。在本文考察期内,电信业存在较强的垄断性,信息通信服务提供商的“先占优势”和“在位优势”抑制了市场竞争和产品创新,并且通过“投入—产出”关系所产生的“涟漪效应”波及下游制造业的资源配置(刘斌等,2016)^[8],从而对企业环境绩效的正向促进效应相对较弱,最终导致信息通信服务对企业环境绩效的总效应不显著。第(7)列和第(8)列的估计结果表明,国内来源的服务投入要素对制造业企业环境绩效具有显著的提升作用,而国外服务投入要素的影响则并不显著。成因可能是:国外发达国家依托先进的知识资本、人力资本和技术水平等高端服务要素往往占据着国际价值链高端,并主导和控制着全球价值链,对下游制造环节进行资源“掠夺”(戴翔等,2019^[16];祝树金等,2021^[1]),导致发展中国家的制造业不仅本身面临着“低端锁定”困境,而且缺乏资源进行绿色化改造和产业升级。

表3 区分不同服务类型和不同服务来源的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>fin</i>	-0.728 ** (0.266)							
<i>ict</i>		0.738 (0.344)						
<i>retail</i>			-0.530 *** (0.130)					
<i>traffic</i>				-0.416 *** (0.135)				
<i>business</i>					-0.735 *** (0.118)			
<i>innovate</i>						-4.346 *** (0.468)		
<i>ser_dom</i>							-0.221 *** (0.043)	

续表 3

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ser_abr</i>								0.621 (0.809)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/企业/ 时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	229143	229143	229143	229143	229143	229143	229143	229143
调整 R ²	0.804	0.804	0.804	0.804	0.804	0.804	0.804	0.804

3. 内生性检验

尽管本文在基准模型估计中加入了不同层级的控制变量,并控制了行业、企业和时间固定效应,但仍难以完全避免内生性问题。原因有以下两点:一是可能存在一些难以观测到的变量同时对服务型制造和企业环境绩效产生影响,即存在遗漏变量问题;二是污染减排强度较大的企业迫于生存压力可能有着更强的转型动机,从而投入更多的服务要素向价值链上游和下游延伸,即存在逆向因果问题。基于此,本文采用以下方法进行内生性检验。

第一,将核心解释变量滞后一期处理。相对于当期,滞后期的解释变量已经发生,难以受当期冲击的影响,因而其与同期随机干扰项不相关,能在一定程度上缓解基准模型估计中的内生性问题。估计结果如表 4 第(1)列所示。第二,采用核心解释变量的滞后一期作为工具变量。滞后期的核心解释变量具有较强的外生性,而又与当期的核心解释变量密切相关,满足选取工具变量的要求。估计结果如表 4 第(2)列所示。第三,参考刘斌和王乃嘉(2016)^[9]的做法,采用印度的服务型制造水平作为中国服务型制造的工具变量。选取该工具变量的原因在于,作为世界上人口数量最多、地理位置毗邻的两个亚洲国家,中国和印度的经济和产业发展呈相互借鉴、相互影响的态势(张晴和于津平,2021)^[38]。一方面,中国的改革开放以及一些产业政策对印度的社会发展和相关政策改革产生一定影响,如 21 世纪初中国以引入外部竞争和打破国有垄断为主要目的的服务业开放政策对印度服务业开放产生重要影响,使得两国服务型制造进程具有一定相似性;另一方面,印度服务外包产业发达,信息技术、金融保险等外包服务的发展模式对中国制造业产业链重构以及服务业发展具有重要示范作用和借鉴价值(刘斌和王乃嘉,2016)^[9]。概括而言,印度的服务型制造发展水平既与中国服务型制造发展具有较强的相关性,又难以对中国的制造业企业污染排放产生直接影响,满足作为工具变量的相关性和排他性要求。回归结果如第(3)列所示。此外,为排除当期因素的影响,进一步采用滞后一期的印度服务型制造水平作为工具变量。结果如第(4)列所示。根据表 4 的估计结果,在采用多种方法进行内生性分析后,服务型制造对企业 SO₂ 排放强度的估计系数依然显著为负。同时,三个工具变量的 Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 *p* 值均小于 0.01, Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量均大于 *Stock-Yogo* 在 10% 水平上的临界值,拒绝了识别不足和弱工具变量假设,表明本文选取的工具变量是合理的。

表 4 内生性分析估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>service</i>		-0.174 ** (0.710)	-0.947 *** (0.340)	-1.624 *** (0.405)
<i>L. service</i>	-0.095 ** (0.039)			

续表 4

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Kleibergen-Paap rk LM</i> 统计量		2906.324***	1932.022***	975.313***
<i>Kleibergen-Paap rk Wald F</i> 统计量		7588.560 [16.38]	1973.608 [16.38]	932.484 [16.38]
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/企业/时间 固定效应	是	是	是	是
观测值	150563	150560	229143	150560

4. 稳健性检验

(1) 企业污染排放的其他衡量指标。首先,由于工业企业污染排放数据库中也统计了企业工业总产值,但部分数值与工业企业数据库略有差异。因此,为避免统计口径差异造成的估计结果偏差,本文采用 SO₂ 排放量与工业企业污染排放数据库中的工业总产值之比来刻画企业污染排放强度。其次,为确保估计结果不受污染排放指标选取的影响,本部分进一步选取化学需氧量、氨氮、氮氧化物、烟粉尘四种污染物排放强度来刻画企业的污染排放强度,数据来源于工业企业污染排放数据库。最后,采用五种污染物的综合排放强度来测度企业污染排放强度。具体地,考虑到不同种类污染物的量纲不同及其对环境的危害程度存在差异,难以进行简单加总,本文根据 2003 年国家发展计划委员会、财政部等部门联合发布的《排污费征收使用管理条例》,将每种污染物的排放量转换为污染当量数后再进行加总,以此来刻画企业的综合污染排放强度。结果显示^①,在采用不同的企业污染排放测度指标后,服务型制造对企业污染排放强度的估计系数依然显著为负,验证了本文结论的稳健性。

(2) 服务型制造的其他衡量指标。一是采用未考虑服务业间接投入的直接消耗系数作为服务型制造的衡量指标。二是采用服务业投入的完全依赖度作为代理指标。由于制造业不同细分行业的增加值率存在明显差异,可能会导致完全消耗系数高估了低增加值率企业对服务要素投入的依赖程度,从而难以客观反映出制造业企业对服务要素的真实依赖程度(黄玉霞和谢建国,2019)^[17],因此进一步采用服务业投入的完全依赖度来测度服务型制造水平。三是采用企业层面的服务型制造指标。制造业企业的销售费用、管理费用和财务费用主要用于服务支出,能在一定程度上刻画企业在研发、金融、销售、运输等服务上的投入,克服行业层面数据与微观企业数据匹配带来的数据过度加总问题。因此,本文借鉴刘斌和王乃嘉(2016)^[9]的做法,使用这三种费用的总和占工业总产值的比重来测度企业层面的服务型制造水平。估计结果表明,无论采取何种衡量指标,服务型制造对企业污染排放强度的估计系数均显著为负,进一步支持了研究结论的稳健性。

(3) 剔除异质性样本和更新数据区间。一是剔除未排放二氧化硫的企业。工业企业污染数据库中有部分企业 SO₂ 排放量为零,如果这些企业本身所处的产业链生产环节并不产生 SO₂ 或企业在污染信息上报过程中存在隐瞒和疏忽,且其服务型制造水平也较低,则基准回归结果可能存在偏差,故剔除二氧化硫排放量为零的企业进行稳健性检验。二是剔除 2004 年的样本。由于工业企业数据库中 2004 年的数据指标均值与其他年份相比存在较大波动,如各类产值、财务指标等出现较大跌幅,与中国在该阶段处于经济上行周期的事实严重不符(陈林,2018)^[39],故本文剔除 2004 年

① 受篇幅限制,稳健性检验部分结果略去,备案。

的数据重新进行回归。三是更新考察样本区间。为增强研究结果对现实的解释力度,本文使用2000—2012年的工业企业样本进行检验。结果显示,剔除异质性样本及延长样本考察区间后,服务型制造对企业环境绩效具有提升效应这一结论依然成立。

(4)排除同期政策影响。在本文的考察期内,一些同期政策可能会对估计结果产生较大干扰。一是环境管控政策。如1998年出台的针对酸雨和二氧化硫排放控制的“两控区”政策以及“十一五”期间将二氧化硫减排目标纳入到官员考核体系的制度设计,都在一定程度上降低了企业SO₂排放强度(韩超等,2021)^[18]。二是贸易自由化冲击。2001年中国加入世界贸易组织(WTO),贸易自由化引致的进口竞争效应会诱使中国企业加大污染减排力度(邵朝对,2021)^[40]。鉴于此,本文采用政府工作报告中的环境相关词汇占总词频的比重作为地区环境治理的代理变量^①(陈诗一和陈登科,2018)^[41];采用中间品进口关税和最终品进口关税来表征中国加入WTO的冲击(Brandt等,2017)^[42]。估计结果显示,在排除同期政策干扰后,服务型制造对企业环境绩效仍具有明显的促进作用,验证了本文研究结论的稳健性。

五、机制分析

1. 生产端机制检验

检验企业是否存在生产端的减排行为,最直接的方式是考察单位产值中SO₂产生量的变化情况。鉴于此,本文以SO₂产生量与工业总产值比值的对数值 $production$ 作为被解释变量,考察服务型制造对单位产值SO₂产生量的影响。表5第(1)列估计结果显示,服务型制造的估计系数在1%的水平上显著为负,表明服务型制造能够促使企业在生产端采取更为清洁的生产方式,进而从源头上减少SO₂的产生。但据此难以判断服务型制造是通过何种路径促进企业在生产端的减排行为,有必要进一步检验产生上述影响背后的具体作用机制。

表5 生产端机制检验:要素结构效应估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>production</i>	<i>fuel</i>	<i>coal</i>	<i>oil</i>	<i>gas</i>
<i>service</i>	-0.326*** (0.045)	-0.249*** (0.069)	-0.748*** (0.069)	0.047 (0.050)	0.006** (0.003)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业/企业/ 时间固定效应	是	是	是	是	是
观测值	194255	151689	219145	184932	151689
调整 R ²	0.821	0.830	0.776	0.767	0.673

根据前文的理论分析,服务型制造在生产端对企业环境绩效的提升作用首先源于要素结构的改善。鉴于化石能源的使用会产生大量SO₂,本文首先检验服务型制造对化石能源消费强度*fuel*的影响。参考万攀兵等(2021)^[43]的做法,将企业的煤炭、燃料油和天然气消费量根据《中国能源统计年鉴(2020)》中的各种能源折标准煤参考系数折算成标准煤,再将其加总后除以工业总产值,以此作为化石能源消费强度的测度指标。第(2)列结果显示,服务型制造能够显著降低企业的化石能源消费强度,即服务要素投入的增加有助于减少单位产值中化石

① 政府工作报告中与环境相关词汇包括生态、环境、污染、环保、能耗、绿色、排污、减排、空气、低碳保护、二氧化碳、化学需氧量、二氧化硫、PM2.5、PM10等。

能源消耗量,优化能源要素结构。考虑到中国工业部门的 SO₂ 主要由煤炭中的燃料煤和燃料油燃烧产生,本文进一步检验服务型制造对燃料煤消费强度 *coal* 和燃料油消费强度 *oil* 的影响。第(3)列和第(4)列结果显示,服务型制造能够有效降低燃料煤的消费强度,但对燃料油消费强度的削弱作用则并不明显,这表明服务要素投入能够通过降低企业单位产值的燃料煤消耗量来改善能源要素结构。除直接替代效应和能源效率提升效应外,理论上,服务要素投入还可以通过增强企业对清洁能源的使用力度来优化能源要素结构。鉴于此,本文采用相对清洁的天然气在化石能源消耗量中的比重 *gas* 来刻画企业清洁能源使用率(万攀兵等, 2021)^[43]。根据第(5)列回归结果,服务型制造显著提升了企业的天然气消耗比重,表明服务型制造的确有利于促使企业在生产过程中使用更加清洁的能源。概括而言,表 5 第(2)列~第(5)列的估计结果证实,服务型制造能够通过降低高污染能源使用和增加清洁能源占比来减少生产端的污染物产生量,从而提升企业环境绩效,即要素结构效应是服务型制造促进企业生产端污染减排的有效路径。

技术创新是服务型制造在生产端提升企业环境绩效的重要方式。为检验服务型制造对技术创新的影响效应,首先,使用服务型制造变量 *service* 对以企业研发费用占工业销售值的比重 *rd_ratio* 表征的创新投入水平进行回归。表 6 第(1)列估计结果表明,服务型制造显著促进了企业创新投入的增加。其次,在控制企业创新投入的情况下,检验服务型制造对企业创新产出的影响,分别采用企业新产品产值与工业总产值之比 *newper* 和专利申请数量的对数值 *patent* 来刻画企业创新水平。第(2)列和第(3)列估计结果表明,服务型制造显著促进了新产品占比和专利申请数量的增加,初步验证了服务型制造的技术创新效应。

表 6 生产端机制检验:技术创新效应和资源配置效应估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>rd_ratio</i>	<i>newper</i>	<i>patent</i>	<i>patent_gre</i>	<i>tfplp_sd</i>	<i>tfpop_sd</i>	<i>tfplp_cv</i>	<i>tfpop_cv</i>
<i>service</i>	0.001 ** (0.000)	0.018 ** (0.007)	0.103 *** (0.024)	0.027 ** (0.010)	-0.012 *** (0.004)	-0.020 ** (0.008)	-0.024 ** (0.011)	-0.036 * (0.021)
<i>rd_ratio</i>		0.392 *** (0.153)	0.933 * (0.513)	0.208 (0.186)				
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/时间 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	否	否	否	否
观测值	81736	81736	81736	81508	2727	2727	2727	2727
调整 R ²	0.588	0.717	0.597	0.375	0.663	0.656	0.891	0.887

鉴于绿色创新是与污染减排联系最为密切的创新类型,本部分进一步考察服务型制造对企业绿色创新的影响。具体地,将世界知识产权组织(WIPO)在 2010 年发布的“国际专利分类绿色清单”与中国工业企业专利分类号相匹配,识别企业申请的每项专利是否为绿色发明专利或绿色实用新型专利,从而得到企业绿色专利总数,并将其加一后取对数处理,以此来测度企业绿色创新水平。第(4)列汇报了服务型制造对企业绿色创新的影响。结果显示,服务型制造对企业绿色专利 *patent_gre* 的估计系数均显著为正,这表明服务型制造有利于制造业企业绿色创新水平提升。总体而言,表 6 第(1)列~第(4)列的回归结果证实服务型制造的确能够促进企业技术创新,由此对企

业环境绩效提升产生有益影响。

本部分进一步检验生产端资源配置效应的机制作用。参照李兰冰等(2019)^[27]的做法,采用行业内企业全要素生产率的离散度来测度资源配置效率^①。采用该测度方法的原因在于,生产率离散度是产品差异、竞争程度、范围经济等诸多因素的综合作用结果,要素资源从低生产率企业流向高生产率企业以及由此带来的生产率离散度降低是资源配置效率优化的重要标志(Foster等,2018^[44];李兰冰等,2019^[27])。为确保估计结果的稳健性,本部分首先利用LP法和OP法测算了企业全要素生产率,进而采用标准误、变异系数来测量行业内企业全要素生产率的离散度。表6第(5)列和第(6)列列示了服务型制造对标准误测量的生产率离散度 $tfplp_sd$ 和 $tfpop_sd$ 的估计结果,结果显示服务型制造的估计系数分别在1%和5%的水平上显著为负,表明服务型制造有助于降低企业间生产率的离散程度,服务型制造对资源配置效率的促进作用初步得到验证。表6第(7)列和第(8)列列示了服务型制造对变异系数测量的生产率离散度 $tfplp_cv$ 和 $tfpop_cv$ 的回归结果,结果显示服务型制造的估计系数分别在5%和10%的水平上显著为负,进一步验证了服务型制造能够有效提升资源配置效率这一结论。表6第(5)列~第(8)列的结果表明^②,服务型制造能显著降低企业间的资源错配程度,提高资源配置效率,由此成为驱动企业环境绩效提升的重要途径。综上,假设H₁得以验证。

2. 末端治理机制检验

企业加强末端环境治理最直观的表现就是提高污染物的去除率(污染去除率=污染物去除量/污染物产生量)。因此,为检验服务型制造能否在末端环节促进企业减排,本部分将服务型制造对SO₂去除率 $tretrate$ 进行回归。表7第(1)列回归结果显示,变量 $service$ 的回归系数为负,但在10%的水平上并不显著,表明服务型制造可能并未驱动企业进行末端污染治理行为。为验证这一结论的可靠性,本部分进一步对企业末端污染治理行为的两条路径——污染处理设备的数量和运行能力进行检验^③。首先,采用企业脱硫设施数量除以工业总产值后的对数值 $equip_invest$ 表征污染处理设备数量。第(2)列估计结果显示,服务型制造对脱硫设施 $equip_invest$ 的影响系数为正,但未通过10%的显著性检验,说明服务型制造并未引致企业加大以污染处理设备数量为主的末端污染治理投资。其次,采用企业脱硫设施质量来刻画企业污染处理设备运行能力,具体用企业脱硫设施每小时脱硫量的对数值 $desulphur$ 表示。第(3)列回归结果显示,服务型制造对污染处理设备运行能力 $desulphur$ 的回归系数在10%的水平上并不显著,说明服务型制造也并未促使企业购买质量更高、具有更强脱硫能力的脱硫设备。第(2)列和第(3)列的结果进一步证明了服务型制造对企业污染排放并不具有末端治理效应,生产端的“清洁生产”行为才是服务型制造提升企业环境绩效的主要途径。这一结论与前文的H₂并不相符。成因可能是,服务型制造并非“免费的午餐”,服务要素投入引致的企业运营模式重塑对组织结构、资源识别及整合能力等提出了更高的要求(祝树金等,2021)^[1],会引致较高的经营成本、管理成本和竞争成本(徐振鑫等,2016)^[45],由此可能抵消服务型制造所带来的生产成本降低效应和融资约束缓解效应,进而导致服务型制造对企业环境绩效提升的末端治理机制并未显现。

① 行业内企业过少可能会引致估计偏差,因此本文只对企业数量大于5的行业进行考察。

② 由于行业内企业全要素生产率离散度为行业层面的数据,因此本部分回归模型仅控制了相应的行业和时间层面的控制变量和固定效应,并将稳健标准误聚类到行业-时间维度。

③ 企业脱硫设施数量和脱硫设施每小时脱硫量数据均来自工业企业污染排放数据库。

表 7 末端治理机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>tretrate</i>	<i>equip_invest</i>	<i>desulphur</i>
<i>service</i>	-0.003 (0.005)	0.001 (0.001)	-0.027 (0.071)
控制变量	控制	控制	控制
行业/企业/时间固定效应	是	是	是
观测值	155839	165177	164461
调整 R ²	0.551	0.597	0.659

六、进一步分析

1. 异质性分析

基准回归显示了服务型制造对企业环境绩效的平均影响效应,但由于行业和企业异质性的存在,服务型制造的环境效应可能在不同类型的行业和企业中存在较大差异。鉴于此,本部分根据行业污染密集度、行业环境规制和企业所有制特征,来考察服务型制造对微观企业环境绩效的异质性影响。

(1)行业污染密集度的异质性。制造业不同细分行业的污染密集度存在较大差异。对于污染密集度较高的行业而言,服务要素的嵌入可能更有利于其环境效应提升。本文参照苏丹妮和盛斌(2021)^[32]的做法,依据行业 SO₂ 排放强度均值将样本划分为高污染密集度行业 and 低污染密集度行业两个子样本。表 8 第(1)列和第(2)列的结果显示,服务型制造对两类行业的影响系数均在 5% 的水平上显著为负,说明服务型制造能够同时降低这两类行业的污染排放水平。进一步对比发现,服务型制造对高污染密集度行业的估计系数绝对值大于低污染密集度行业,表明服务型制造对高污染密集度行业企业的污染减排效应更为明显。这可能是由于污染密集度较高的行业企业在生产过程中不仅使用更多的高污染能源,而且技术水平相对落后,因此服务要素投入引致的要素结构改善和技术创新水平提升对污染密集度较高行业企业的污染减排效应更为突出。

表 8 异质性分析回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	高污染行业	低污染行业	强环境规制行业	弱环境规制行业	外资企业	本土企业	国有企业	民营企业
<i>service</i>	-0.186 ** (0.076)	-0.125 ** (0.054)	-1.297 ** (0.660)	-0.267 *** (0.042)	-0.037 (0.108)	-0.334 *** (0.045)	-0.527 *** (0.098)	-0.200 *** (0.053)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/企业/时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	117154	105670	8044	209265	29259	196975	55121	134367
调整 R ²	0.705	0.807	0.752	0.808	0.842	0.784	0.796	0.786

(2)行业环境规制的异质性。微观企业的污染排放行为与环境规制强度密切相关,因此服务型制造的微观环境效应可能因环境规制的强弱不同而存在差异。本文参考万攀兵等(2021)^[43]

的研究,采用2003年发布的《清洁生产标准》这一政策冲击来识别行业环境规制强度。具体地,在本文考察期间内,若某行业在某一年实施清洁生产标准,则将当年及以后年份的该行业划分为强环境规制行业^①,否则为弱环境规制行业。表8第(3)列和第(4)列的估计结果表明,尽管服务型制造对强环境规制行业和弱环境规制行业的污染排放强度均具有弱化效应,但从影响系数的绝对值来看,其对前者的影响更为显著。这一现象的成因可能是:一方面,严格的环境规制有利于“倒逼”企业更加充分、高效地利用服务要素进行清洁生产;另一方面,受到较强环境规制的行业往往也是污染密集度较高的行业,因此服务型制造对该类行业企业环境绩效的边际提升效应更大。

(3)企业所有制异质性。已有研究表明,相对于中国本土企业,外资企业往往表现出更高的能源使用效率和更低的污染排放强度(Bu等,2019^[46];邵朝对等,2021^[34])。鉴于此,本文首先依据股东资本占实收资本的比重是否大于50%,将企业划分为外资企业和本土企业。表8第(5)列和第(6)列结果显示,服务型制造能显著降低本土企业的污染排放强度,而对外资企业的污染排放强度并无影响。对此可能的解释是:外资企业本身通常拥有更绿色的生产技术、更有效的环境管理系统和更强的环保意识(邵朝对等,2021)^[34],并且其中间服务品的投入主要来自海外母公司,因此,外资企业污染排放强度基本不受东道国本土和进入东道国市场外商投资的服务业影响(苏丹妮和盛斌,2021)^[32]。

鉴于本土企业中的国有企业和民营企业在制度上也存在较大差异,本文进一步将本土企业划分国有企业和民营企业进行分析。表8第(7)列和第(8)列的结果表明,服务型制造更有效地降低了国有制造业企业的污染排放强度。成因可能是,作为与政府有着天然联系的市场主体,国有企业不仅会更加遵守政府制定的各种环境法律法规,而且也会积极进行绿色化转型为国家倡导的经济绿色发展树立榜样。因此,相对于民营企业,国有企业对于降低污染排放强度有着更强的诉求,更具通过增加服务要素投入来提升环境绩效的动力。

2. 扩展分析:“双循环”新发展格局背景下服务型制造的微观环境效应

服务型制造是制造业内部服务供给“外部化”的过程,这一过程的实现隐含着服务贸易自由化以及由此引致的服务业中间品交易成本较低的前提假设。事实上,近年来,伴随着“逆全球化”趋势的日益凸显和新冠肺炎疫情在全球范围蔓延,高度分工的国际产业链、供应链受到严重冲击,服务等中间要素在全球范围内优化配置的趋势受阻,交易成本上升,“投入—产出”的“涟漪效应”增加了制造业的生产成本(刘斌和赵晓斐,2020)^[47],势必会进一步影响服务型制造对微观企业环境绩效提升作用的有效性。对此,党中央明确提出要构建“以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进”的新发展格局,以“更好利用国际国内两个市场、两种资源”。从资源供给视角看,“双循环”强调通过扩大国内市场和实行更加开放的经济政策,以达到更加有效地使用国内和国外两种生产要素的目的(江小涓和孟丽君,2021)^[48]。那么,在“双循环”新发展格局背景下,构建国内统一大市场 and 实行更加开放的经济政策能否优化服务要素质量,进而激发服务型制造的环境效益?本部分将对此进行详细探讨。

本部分参考卿陶和黄先海(2021)^[49]的做法,采用国内市场整合程度来刻画国内统一大市场建设水平,具体使用相对价格法来测度^②;采用服务业对外开放程度来表征服务业对外开放水平,用OECD FDI管制指数中的中国服务业FDI限制指数构建服务业开放指标(Matthias等,2015)^[50],由于该指数介于0和1之间,为便于观察,用1减去中国服务业FDI限制指数来刻画服

① 若某行业在当年的8月1日之后实施清洁生产标准,则从下一年开始将该行业划分为强环境规制行业。

② 受篇幅限制,国内市场整合程度指标测度方法未列示,备索。

务业对外开放水平,该变量的值越大,服务业对外开放水平越高。具体地,本文构建以下调节效应模型进行分析:

$$lnei_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 service_{jt} + \alpha_2 service_{jt} \times M + \alpha_3 M + \sum \varphi control_{ijt} + \delta_i + \eta_j + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中, M 代表国内统一大市场建设水平 $integ$ 和服务业对外开放水平 $open$, 其余变量与式(1)一致。

表 9 第(1)列和第(2)列分别列示了国内统一大市场建设和服务业对外开放对服务型制造微观环境效应影响的回归结果。结果显示,国内统一大市场建设与服务型制造的交互项 $service \times integ$ 、服务业对外开放与服务型制造的交互项 $service \times open$ 对企业污染排放强度的影响系数均在 1% 的水平上为显著负,表明“双循环”新发展格局背景下国内统一大市场建设和服务业对外开放均能有效提升服务型制造对企业环境绩效的促进作用。一方面,在服务要素种类上,国内统一大市场建设和服务业对外开放丰富了服务要素种类的供给,扩大了制造业企业对中间服务品的搜寻范围,提高了企业内其他要素与服务要素的匹配程度;另一方面,在服务要素质量上,国内国外两个市场的开放不仅增强了服务业市场的竞争程度,使得制造业企业可以获得成本更低、更加优质的服务要素,而且具有先进知识资本和技术水平的服务业 FDI 还能够通过知识和技术的溢出效应进一步提升国内服务业质量,从而对企业技术进步、资源配置等带来更加有益的影响。

表 9 扩展分析回归结果

	(1)	(2)
<i>service</i>	-0.267*** (0.041)	-0.272*** (0.042)
<i>open</i>	-3.155*** (0.030)	
<i>service × open</i>	-0.709*** (0.150)	
<i>integ</i>		-0.159*** (0.030)
<i>service × integ</i>		-0.197*** (0.037)
控制变量	控制	控制
行业/企业/时间固定效应	是	是
观测值	253893	239011
调整 R ²	0.043	0.035

七、结论与对策建议

1. 结论

随着中国经济由高速增长向高质量发展转型和“双碳”目标约束日趋严格,作为制造业未来发展的新型模式和产业形态,服务型制造会对环境产生何种影响成为当前亟需解答的新命题。本文基于中国制造业发展的典型事实,力图从微观企业视角解答这一命题。理论上,服务要素投入的增

加可能从两个方面影响企业污染减排,一是生产端的要素结构改善、技术创新和资源配置优化,二是末端治理的环境治理投资增加;实证中,使用 OECD 世界投入产出数据库构建服务型制造指标,使用中国工业企业数据库与工业企业污染排放数据库相匹配,以 SO₂ 这一典型的大气污染物作为企业污染强度衡量指标。实证检验表明:服务型制造能够显著降低企业污染排放强度。从服务类型来看,金融服务、分销销售、交通运输、商业服务和研发设计五类要素投入均能实现企业污染排放强度的降低,而信息通信服务投入则无此影响;从服务来源来看,本土企业的服务要素投入的减排效应显著,外资企业的服务要素投入并无显著的减排效应。服务型制造的减排效应主要来源于生产端的要素结构优化、技术水平提升和资源配置优化,末端治理的渠道作用并未显现。异质性分析表明,在污染密集度较高和环境标准较为严格的行业以及国有企业中,服务型制造对企业污染排放强度的弱化效应更加突出。“双循环”新发展格局背景下,国内统一大市场构建和服务业开放可以提升服务型制造对企业环境绩效的促进效应。

2. 对策建议

根据以上研究结论,本文提出以下政策建议:

一是提高制造业服务要素投入,推进制造业与服务业深度融合。服务要素在制造业中的投入能有效促进企业要素结构优化、提升技术创新水平和改善资源配置,从而提升企业环境绩效。制造业企业应加强服务要素投入,尤其是处于价值链分工低端的高污染、高能耗制造业企业应加大金融、研发、交通、商务咨询等服务要素投入力度,加强服务要素对高污染能源的替代,增强服务要素与企业创新链的融合力度,促进要素资源在产业内合理流动,驱动制造业企业向价值链高端攀升,从而提升企业环境绩效。

二是多措并举、综合施策,提高服务要素供给质量,增强国内服务业竞争力。本文研究表明,本土企业的服务要素是促进企业环境绩效提升的主导性力量,而外资企业服务要素的环境效应并不显著。基于此,政府应通过财税优惠、金融制度改革、知识产权保护、人才队伍培育等多项措施形成支持生产性服务业发展的政策体系,打造以国内为市场为主导、具有核心技术和先进商业模式的现代服务业体系,为制造业绿色化转型提供支撑。同时,通过提高服务要素供给质量来提升我国服务业竞争力,打破国外高端服务要素供给对我国制造业的低端锁定困境,激发国外服务要素投入拉动我国国内制造业转型升级和绿色发展的促进作用。

三是深化信息领域改革,有序推进服务型制造。本文研究表明,与其他服务要素相比,信息通信服务对企业环境绩效的提升作用不显著。这要求政府深化信息通信领域改革,放宽电信增值业务经营许可,大力培育信息通信服务商,在供给侧提高信息通信服务质量。同时,企业应合理配置信息设备,提高信息设备与企业生产、管理的匹配度,提升其运行效率,减少能源消耗,增强信息设备运行的绿色化和清洁化程度。此外,实证结果表明服务型制造对企业末端污染治理并无影响。这意味着制造业企业在加大服务要素投入的同时,也要加快变革组织结构体系、提升资源整合能力和重塑产业链上下游企业合作关系,以减少推进服务型制造过程中的“摩擦”,提升服务型制造降低企业生产成本和资金成本的有效性,为企业实施末端污染治理提供资金支持。

四是充分考虑行业和企业的异质性特征,差异化推进服务型制造。本文研究表明,服务型制造对企业环境绩效的提升作用在污染密集度较高行业、环境标准较严格行业和国有企业中更加突出。因此,应重点在钢铁、冶金、化工等重污染行业企业中布局服务型制造,充分发挥服务型制造在制造业节能减排中的作用;加强环境规制与服务型制造相结合,强化二者的相互促进作用,充分激发服务型制造提升企业环境绩效的有效性。同时,本土制造业企业应积极学习外资企业的先进绿色技术及环境管理系统,加大高级服务要素投入力度。在此过程中,国有制造业企业要充分发挥示范作

用,为民营企业有序推进服务型制造提供经验借鉴。

五是充分利用国内国际两个市场、两种资源,提升服务要素质量,优化服务要素配置。本文研究表明,“双循环”背景下畅通国内大市场和服务业开放有利于提升服务要素质量、优化服务要素配置,强化服务型制造促进企业污染减排的有效性。政府一方面应通过构建更加便利的交通网络、建立地方政府协同机制、完善户籍制度等破除地方保护壁垒,营造统一、开放、公平的国内市场;另一方面,也要进一步降低服务外资进入门槛、扩大服务业开放领域、打造公平竞争的制度环境,努力提升服务业对外开放水平,形成国内国际相互促进的生产性服务业市场,推动中国制造业绿色升级。

参考文献

- [1] 祝树金,罗彦,段文静.服务型制造、加成率分布与资源配置效率[J].北京:中国工业经济,2021,(4):62-80.
- [2] 祝树金,谢煜,吴德胜.制造业服务化的节能效应及其中介机制研究[J].北京:财贸经济,2020,(11):126-140.
- [3] Li, X. Z., X. G. Wang, Y. Zhang, and X. Miao. Spatial Differences in Emission Reduction Effect of Servitization of Manufacturing Industry Export in China[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2021, 57, (8): 2331-2355.
- [4] Robinson, T., C. M. Clarke-Hill, and R. Clarkson. Differentiation through Service: A Perspective from the Commodity Chemicals Sector[J]. *Service Industries Journal*, 2002, 22, (3): 149-166.
- [5] 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].北京:财贸经济,2018,(8):126-140.
- [6] Karaomerlioglu, D. C., and B. Carlsson. Manufacturing In Decline? A Matter Of Definition[J]. *Economics of Innovation and New Technology*, 1999, 8, (3): 175-196.
- [7] Grossman, G. M., and E. Rossi-Hansberg. Trading Tasks: A Simple Theory of Offshoring[J]. *The American Economic Review*, 2008, 98, (5): 1978-1997.
- [8] 刘斌,魏倩,吕越,祝坤福.制造业服务化与价值链升级[J].北京:经济研究,2016,(3):151-162.
- [9] 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].北京:中国工业经济,2016,(9):59-74.
- [10] 陈伟,陈银忠,杨柏.制造业服务化、知识资本与技术创新[J].北京:科研管理,2021,(8):17-25.
- [11] Arnold, J. M., M. Aaditya, and N. Gaia. Services Inputs and Firm Productivity in Sub-Saharan Africa: Evidence from Firm-Level Data[J]. *Journal of African Economies*, 2008, 17, (4): 578-599.
- [12] 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].天津:南开经济研究,2017,(3):88-110.
- [13] 彭继宗,郭克莎.制造业投入服务化与服务投入结构优化对制造业生产率的影响[J].武汉:经济评论,2022,(2):17-35.
- [14] Lodefalk, M. The role of services for manufacturing firm exports[J]. *Review of World Economics*, 2014, 150, (1): 59-82.
- [15] 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].北京:中国工业经济,2017,(10):62-80.
- [16] 戴翔,李洲,张雨.服务投入来源差异、制造业服务化与价值链攀升[J].上海:财经研究,2019,(5):30-43.
- [17] 黄玉霞,谢建国.制造业投入服务化与碳排放强度——基于WIOD跨国面板的实证分析[J].北京:财贸经济,2019,(8):100-115.
- [18] 韩超,王震,田蕾.环境规制驱动减排的机制:污染处理行为与资源再配置效应[J].北京:世界经济,2021,(8):82-105.
- [19] Rothenberg, S. Sustainability Through Servicizing[J]. *Mit Sloan Management Review*, 2007, 48, (2): 83-91.
- [20] 石大千,丁海,卫平,刘建江.智慧城市建设能否降低环境污染[J].北京:中国工业经济,2018,(6):117-135.
- [21] 孙博文,张政.国有企业混合所有制改革的碳减排效应及其机制分析——基于中国工业企业污染数据库的微观证据[J].重庆:改革,2021,(7):75-90.
- [22] Färe, R., S. Grosskopf, and C. A. Pasurka. Environmental Production Functions and Environmental Directional Distance Functions[J]. *Energy*, 2007, 32, (7): 1055-1066.
- [23] Czarnitzki, D., A. Spielkamp. Business Services in Germany: Bridges for Innovation[J]. *The Service Industries Journal*, 2003, 23, (2): 1-30.
- [24] Shapiro, J. S., and R. Walker. Why Is Pollution from US Manufacturing Declining? The Roles of Environmental Regulation, Productivity, and Trade[J]. *American Economic Review*. 2018, 108, (12): 3814-3854.

- [25] 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.
- [26] 胡晓丹, 顾乃华. 制造业服务化改善了资源错配吗? ——基于中国 309 个城市面板数据的经验研究 [J]. *杭州: 商业经济与管理*, 2020, (8): 45 - 56.
- [27] 李兰冰, 阎雨, 黄玖立. 交通基础设施通达性与非中心城市制造业成长: 市场势力、生产率及其配置效率 [J]. *北京: 经济研究*, 2019, (12): 182 - 197.
- [28] 陈诗一, 张建鹏, 刘朝良. 环境规制、融资约束与企业污染减排——来自排污费标准调整的证据 [J]. *北京: 金融研究*, 2021, (9): 51 - 71.
- [29] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异 [J]. *北京: 管理世界*, 2020, (5): 52 - 66, 9.
- [30] Schwörer, T. Offshoring, Domestic Outsourcing and Productivity: Evidence for a Number of European Countries [J]. *Review of World Economy*, 2013, 149, (1): 131 - 149.
- [31] 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]. *北京: 经济研究*, 2020, (12): 98 - 114.
- [32] 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]. *北京: 中国工业经济*, 2021, (6): 61 - 79.
- [33] Josephson, B. W., J. L. Johnson, B. J. Mariadoss, and J. Cull. Service Transition Strategies in Manufacturing Implications for Firm Risk [J]. *Journal of Service Research*, 2016, 19, (2): 1 - 16.
- [34] 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]. *北京: 世界经济*, 2021, (3): 32 - 60.
- [35] Brandt, L., V. B. Johannes, and Y. F. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity growth in Chinese Manufacturing [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97, (2): 339 - 351.
- [36] Collard, F., P. Fève, and F. Portier. Electricity Consumption and ICT in the French Service Sector [J]. *Energy Economics*, 2005, 27, (3): 541 - 550.
- [37] Lange, S., J. Pohl, and T. Santarius. Digitalization and Energy Consumption. Does ICT Reduce Energy Demand? [J]. *Ecological Economics*, 2020, 176, (10): 1 - 14.
- [38] 张晴, 于津平. 制造业投入数字化与全球价值链中高端跃升——基于投入来源差异的再检验 [J]. *上海: 财经研究*, 2021, (9): 93 - 107.
- [39] 陈林. 中国工业企业数据库的使用问题再探 [J]. *武汉: 经济评论*, 2018, (6): 140 - 153.
- [40] 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]. *北京: 经济学(季刊)*, 2021, (5): 1615 - 1638.
- [41] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展 [J]. *北京: 经济研究*, 2018, (2): 20 - 34.
- [42] Brandt, L., V. B. Johannes, L. H. Wang, and Y. F. Zhang. WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms: Corrigendum [J]. *The American Economic Review*, 2017, 107, (9): 2784 - 2820.
- [43] 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]. *北京: 中国工业经济*, 2021, (9): 118 - 136.
- [44] Foster, L., C. Grim, J. C. Haltiwanger, and Z. Wolf. Innovation, Productivity Dispersion, and Productivity Growth [R]. NBER Working Paper, 2018.
- [45] 徐振鑫, 莫长炜, 陈其林. 制造业服务化: 我国制造业升级的一个现实性选择 [J]. *成都: 经济学家*, 2016, (9): 59 - 67.
- [46] Bu, M. L., S. Li, and L. Jiang. Foreign Direct Investment and Energy Intensity in China: Firm-level Evidence [J]. *Energy Economics*. 2019, 80, (5): 366 - 376.
- [47] 刘斌, 赵晓斐. 制造业投入服务化、服务贸易壁垒与全球价值链分工 [J]. *北京: 经济研究*, 2020, (7): 159 - 174.
- [48] 江小涓, 孟丽君. 内循环为主、外循环赋能与更高水平双循环——国际经验与中国实践 [J]. *北京: 管理世界*, 2021, (1): 1 - 19.
- [49] 卿陶, 黄先海. 国内市场分割、双重市场激励与企业创新 [J]. *北京: 中国工业经济*, 2021, (12): 88 - 106.
- [50] Mathias, A. J., J. Beata, L. Molly, and M. Aaditya. Services Reform and Manufacturing Performance: Evidence from India [J]. *The Economic Journal*, 2015, 126, (590): 1 - 39.

Service-Oriented Manufacturing and Enterprise Environmental Performance

ZHANG Yuan¹, LI Huan-jie²

(1. School of Economics and Management, Minjiang University, Fuzhou, Fujian, 350108, China;

2. School of Economics and Management, Fujian Agriculture and Forestry University, Fuzhou, Fujian, 350002, China)

Abstract: With the transformation of China's economy from high-speed growth to high-quality development and the increasingly stringent "double carbon" target constraints, the impact of service-oriented manufacturing on environmental pollution, as a new model and industrial form for the future development of manufacturing, has become a new question that needs to be answered. The current research on service-oriented manufacturing mainly focuses on enterprise innovation, productivity and international trade, but there is a lack of research on the relationship between service-oriented manufacturing and environmental pollution.

Based on the typical facts of China's manufacturing development, this paper attempts to seek a complete theoretical interpretation and empirical evidence for this proposition from the perspective of micro enterprises. By matching the OECD World Input-Output Database, Chinese Industrial Enterprise Database and Industrial Enterprise Pollution Emission Database, this paper explores the impact of service-oriented manufacturing on the environmental performance of enterprises. The findings of this paper are as follows. service-oriented manufacturing can significantly reduce the pollution emission intensity of enterprises, and the SO₂ emission intensity of manufacturing enterprises decreases by about 0.273% for every 1% increase in the level of service-oriented manufacturing. In terms of service types, financial services, distribution and sales, transportation, business services and R&D and design can achieve the reduction of enterprise pollution emission intensity, while information and communication service inputs have no such effect. In terms of service sources, the emission reduction effect of service factor inputs from domestic sources is significant, while service factor inputs from foreign sources do not have a significant emission reduction effect. The emission reduction effect of service-oriented manufacturing mainly comes from the optimization of factor structure, technology level and resource allocation at the production end, and the role of the channel of end-of-pipe governance is not revealed. Heterogeneity analysis shows that the weakening effect of service-oriented manufacturing on the pollution emission intensity of enterprises is more prominent in industries with higher pollution intensity and stricter environmental standards, as well as in state-owned enterprises. In the context of the new development pattern of "double cycle", the construction of a unified domestic market and the opening up of service industry can greatly enhance the promotion effect of service-oriented manufacturing on the environmental performance of enterprises.

The marginal contributions of this paper are as follows. (1) The factor structure effect, technological innovation effect, resource allocation effect and end-of-pipe pollution emission control mechanism are incorporated into the analysis framework of the environmental effects of service-oriented manufacturing, and the theoretical mechanism of service-oriented manufacturing affecting the environmental performance of enterprises is analyzed more systematically; (2) The paper examines the impact of service-oriented manufacturing on pollution reduction in the manufacturing industry from the micro-enterprise level, which makes up for the shortcomings of existing studies limited to the regional and industrial levels. It also reveals the differentiated impact of service-oriented manufacturing on heterogeneous enterprises based on industry and enterprise characteristics, which helps to form a panoramic perception of the micro-environmental effects of service-oriented manufacturing. (3) By incorporating the background of the new "double-cycle" development pattern into the analysis framework, the interaction between the construction of a unified domestic market, the opening up of the service industry and service-oriented manufacturing on the environmental performance of enterprises is explored, which deepens the understanding of the relationship between service-oriented manufacturing and the improvement of the environmental performance of enterprises. The research in this paper not only deepens the understanding of manufacturing transformation and upgrading in theory, but also provides valuable guidance solutions for enterprises to improve their environmental performance in practice.

Key Words: service-oriented manufacturing; enterprise environmental performance; clean production; end treatment

JEL Classification: O14, Q53, D21

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2022.11.009

(责任编辑:李先军)