

# 服务业外资开放、生产外包与减排表现\*

李筱乐 张席斌 张 军

**内容提要:**随着对外开放政策的不断深入,服务业中外资的角色越发多样化,除了对经济社会发展的贡献,其在环境保护方面的作用也开始受到关注。现有文献多以服务作为清洁要素嵌入中间生产为基础,讨论服务业外资开放的环境效应。然而,这些研究却忽略了全产业链背景下,制造业企业即使不增加服务投入,依然可能通过生产外包转移污染的事实。本文尝试从资产专用性这一新视角,在理论上阐释服务业外资准入政策对一体化企业和外包企业差异性冲击的内在经济学机制,并稳健地实证识别中国服务业外资开放对企业减排的影响。研究发现,服务业外资开放的减排效应在一体化企业和外包企业之间存在显著差异,并且一体化企业污染排放强度下降得更多。这一结论不仅为制造业污染防治拓展了新思路,还为服务业进一步扩大开放、推动制造业绿色转型升级提供了新的政策启示。

**关键词:**服务业外资开放 生产外包 污染排放

**作者简介:**李筱乐,华东政法大学商学院副教授,复旦大学经济学院博士后,201620;

张席斌(通讯作者),复旦大学经济学院博士研究生,200433;

张 军,复旦大学经济学院院长,文科一级教授,200433。

**中图分类号:**F062.2,F062.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2024)02-0122-19

## 一、引言

党的二十大报告把“推进高水平对外开放”作为“加快构建新发展格局,着力推动高质量发展”的重要内容。外资流入对东道国经济社会发展的作用有目共睹,但是外资流入对东道国生态环境的影响却一直备受争议(Tirole, 2017)。值得注意的是,自2010年开始,服务业实际利用外资额就超过了制造业,并且这一差距逐年扩大。那么,相比制造业,服务业扩大开放是否更有利于推动制造业企业绿色转型?其机制如何?正确识别这一影响并探寻以服务业扩大开放积极推动绿色发展的路径,对扩大高水平对外开放具有重要意义。

\* 基金项目:国家社会科学基金重大项目“‘双循环’新格局下长三角城市群协同发展战略研究”(21&ZD105);北京市属高等学校优秀青年人才培养计划项目“‘双碳目标’背景下中国环境信息披露制度的有效性研究”(BPHR202203054)。感谢匿名审稿人提出的有益建议,文责自负。张席斌电子邮箱:xbzhang21@m.fudan.edu.cn。

已有研究表明,一国制造业污染物排放下降的原因大致可分为三类。一是通过制造业贸易,将钢铁、水泥等重污染行业的生产转移到其他国家,导致东道国的环境质量恶化(即“污染天堂”假说);二是通过制定清洁环保的法案法规,要求企业安装减排装置,投入减排技术控制污染排放;三是通过提升生产效率,在相同产量下减少造成污染的投入,降低单位产出的污染排放量(Chichilnisky, 1994; Copeland 和 Taylor, 1994; Becker 和 Henderson, 2000; Chay 和 Greenstone, 2005)。不同于制造业,服务业外资进入并不会形成“污染天堂”,反而更有可能带来东道国环境质量的改善。因为服务相对于原材料、机器、设备等物质资本更清洁、能耗更少(黄玉霞、谢建国, 2019),作为中间要素投入生产,有利于推动现有生产范式革新,减少对环境的损耗(Johnson, 2014; 祝树金等, 2020)。同时,服务业外资开放可以促进服务市场竞争并产生技术溢出效应(张艳等, 2013),降低中间服务成本,扩大利润空间,从而激励企业增加减排投入,提升环境绩效(苏丹妮、盛斌, 2021; 吕越、陈泳昌, 2022)。

但是,上述研究并不意味着服务业外资开放一定有助于制造业污染减排。因为制造业企业既可以改进生产,增加中间服务进行减排,也可以将产生污染的制造环节外包给产业链上的其他企业,转移污染。所以,要想全面认识服务业外资开放带来的减排效应,就需要识别出企业是否通过“外包污染”实现了减排,只有这样才能避免高估这一减排效应。具体地,本文尝试做出以下补充和创新。(1)在理论模型中,将制造业企业投入的中间服务划分为专用性和通用性两类,其中一体化企业对专用性服务需求较高,外包企业对通用性服务需求较高。当面临服务业外资开放冲击时,两类服务相对价格发生变动,一体化和外包企业会产生不同的减排表现。(2)在实证分析中,利用服务业外资准入政策调整这一准自然实验,采用三重差分法(DDD)考察服务业外资开放对企业减排的影响。本文的研究发现:服务业外资开放后,外包企业产出和污染排放量同时下降,据此推断外包企业极有可能通过“污染外包”实现了减排。服务业外资开放的减排效果在一体化企业和外包企业之间存在明显差异。因为资产专用性水平高的企业通常倾向于一体化生产,而资产专用性水平低的企业往往将生产外包,二者对专用性和通用性服务的不同需求最终表现为一体化企业减排力度更强,而外包企业减排效果有限。进一步研究发现,面对高专用性服务业外资开放,一体化企业相对外包企业减排更多;而考虑一体化企业的协调成本和外包企业的后向溢出效应后,包含高技术服务的低专用性服务业外资开放会导致一体化企业相对外包企业排放更多。此外,无论是清洁还是非清洁服务业的外资开放,均会使一体化企业较外包企业排污强度下降更多。上述研究结论不仅补充了现有文献,为全产业链背景下识别服务业外资开放的环境绩效问题提供了理论依据,还为进一步扩大服务业外资开放,转变污染防治思路、推动制造业绿色转型升级提供了政策启示。

## 二、服务业外资准入政策与特征事实

### (一)服务业外资准入政策

1995年,《外商投资产业指导目录》(下文简称《目录》)首次颁布,将三次产业的外资准入资格具体划分为鼓励、限制和禁止三个类别。自此,对不同产业实行差异化引资成为外商投资管理的基本政策。在1995年的《目录》中,鼓励开放的服务行业仅有国际经济、科技信息咨询和精密仪器设备维修及售后服务,而交通运输、邮电通信业、批发零售、旅游、房地产、金融、印刷、音像制品等服务行业均为限制类。1999年,中美达成《关于中国加入世界贸易组织的双边协议》,中国的外资准入政策开始了一系列调整。2002年起,根据中国加入WTO的承诺,服务业有限制地放开了运

输、电信、金融、保险、批发零售、租赁等行业。2007年,服务业基本实现了全面开放(部分有控股和外资形式限制)。此后,《目录》分别于2011年、2015年、2017年进行了修订。特别地,《目录》中的鼓励类又于2019年、2020年做出深入细分和完善。因此,《目录》不仅是外资的准入基础,也是外商投资的核心政策。

## (二)特征事实

相关研究表明,加入WTO、签署贸易协定和颁布外资准入政策均会影响外资的流入(Büthe和Milner,2008;Haftel,2010;李志远等,2022)。但是吸引外资进入东道国并引导外资在东道国的实际使用去向,却难以通过完备的政策实现。按照加入WTO的承诺,从2002年起,中国服务业开始有序开放。由图1可知,2005年后,我国外商直接投资(FDI)的增长主要来自服务业;从2010年开始,服务业外商直接投资额就超过了制造业,并且二者之间的差距呈扩大趋势。一方面,这可能与我国加入WTO兑现服务业外资开放的承诺有关;另一方面,这可能与2006年过渡期结束后,我国有意识地吸引清洁、高技术外资的导向密切相关。

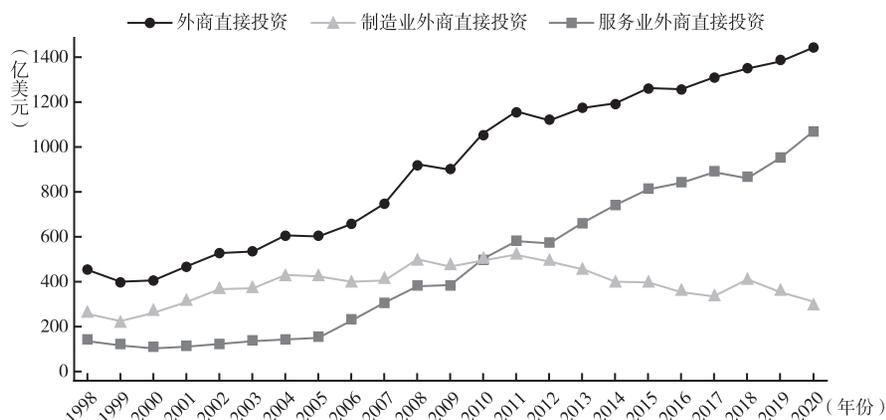


图1 1998—2020年分行业外商直接投资

注:2018年,美国税制改革,美国公司从国外子公司大量撤回资金,导致全球外商直接投资大幅下降。

资料来源:国家统计局。

进一步地,本文剔除房地产行业FDI,将生产性服务业<sup>①</sup>FDI合并,得到服务业细分行业实际利用外资情况,如图2所示。不难看出,外资几乎全部进入了生产性服务业。因此,本文可以直接将服务业外资开放与制造业生产联系起来。

基于上述事实,本文使用2003—2012年工业企业污染排放数据,绘制二氧化硫(SO<sub>2</sub>)平均排放强度和服务业FDI与制造业FDI比值(以下简称“服务业-制造业FDI比值”)的关系,如图3所示。其中,服务业FDI是剔除房地产行业后的数据,二氧化硫平均排放强度是在制造业四位数行业层面计算的均值。可以看出,随着服务业-制造业FDI比值增加,制造业污染排放强度呈现下降趋势。这意味着,制造业企业污染排放强度下降,既有可能来自服务业FDI的增加,也有可能源自制造业FDI的减少。从整个生产链来看,企业既可以选择产品升级,增加服务投入,减少中间实物消耗,使

<sup>①</sup> 生产性服务业具体包括:交通运输、仓储和邮政业,信息传输、计算机服务和软件业,批发和零售业,金融业,租赁和商务服务业,科学研究、技术服务和地质勘查业。

整个生产过程更加环保,也可以将一部分产生污染的环节外包,降低相关投资,直接转移污染。能否在一定程度上识别出服务业外资开放后制造业企业产生的污染外包是评估服务业外资开放产生的减排效应的关键。

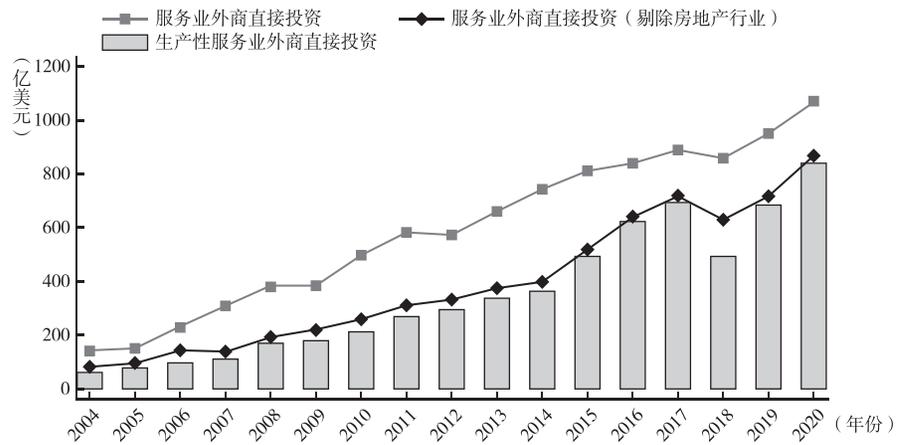


图2 2004—2020年服务业细分行业外商直接投资

资料来源:国家统计局。

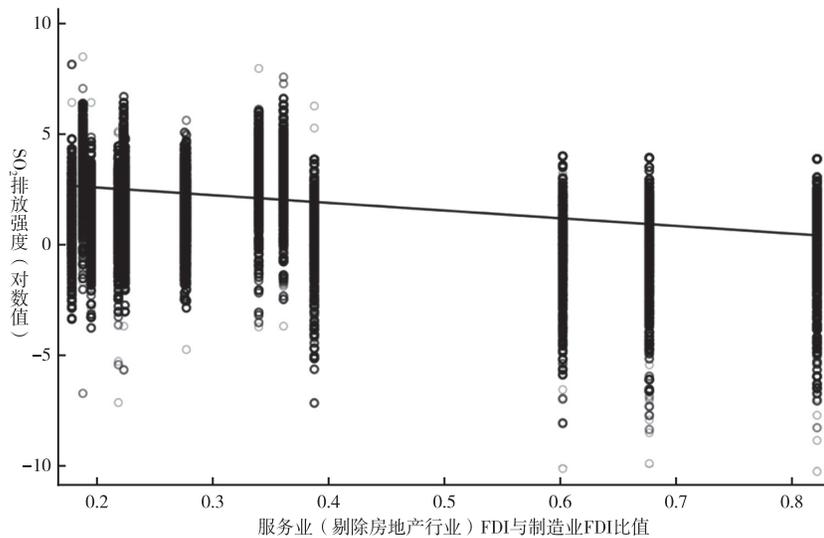


图3 2003—2012年制造业企业污染排放和服务业-制造业FDI比值

注:每一个圆圈代表一个四位数行业。

资料来源:国家统计局、中国工业企业数据库、中国工业企业污染排放数据库。

### 三、理论模型

本文将污染物、服务和制造品作为中间投入要素纳入制造业企业的生产函数,并进一步将中间服务分为专用性和通用性两类,构建了服务业外资开放冲击下,两类服务相对价格发生变动,进

而影响企业污染排放决策的理论模型,并据此提出本文的研究假说。

根据对中间服务的不同需求,假设有两类制造业企业:对专用性服务需求高的企业(一体化型的生产企业)和对通用性服务需求高的企业(外包型的生产企业)。<sup>①</sup>其生产函数分别为:

$$y_1 = z^{\gamma_1} s_1^{\alpha_1} s_2^{\beta_1} m^{1-\gamma_1-\alpha_1-\beta_1} \quad (1)$$

$$y_2 = z^{\gamma_2} s_1^{\alpha_2} s_2^{\beta_2} m^{1-\gamma_2-\alpha_2-\beta_2} \quad (2)$$

其中, $y_1, y_2$ 分别表示两类企业的产出, $z$ 表示污染排放, $s_1, s_2$ 分别为对专用性服务中间品与通用性服务中间品的需求, $m$ 表示对制造业中间品的需求。一体化企业对专用性服务中间品的需求大于外包企业,而对通用性服务中间品的需求小于外包企业,即 $\alpha_1 > \alpha_2, \beta_1 < \beta_2$ 。<sup>②</sup>因为中间制造环节的资产专用性程度较高,需要投入与其专用性水平相适用的服务。<sup>③</sup>

污染物既可以作为中间投入要素,也可以作为产出,二者是等价的(Copeland和Taylor,2004)。所以考虑到表述方便,这里将污染物视为生产投入要素,设其价格为 $p_z$ 。 $p_z$ 既可以被看作排污税,也可以被看作支付排污许可的费用,均由政府外生决定。进一步可得两类企业污染排放强度为:

$$e_i = \frac{z}{y_i} = \frac{\gamma_i p_i}{p_z}, \quad i = 1, 2 \quad (3)$$

由此可知,当产品 $i$ 的价格 $p_i$ 下降时,排污的机会成本降低,企业减排动力增加,污染排放强度下降。式(3)含义的直观性还体现在污染排放强度随着污染税的增加而下降。

同时,假设两类企业最终产品都是完全竞争市场定价,则产品价格等于其边际成本。为简化分析,这里进一步假设服务业外资开放前通用性服务为完全竞争市场,而专用性服务市场为垄断竞争市场。通用性服务按照完全竞争市场价格 $p_2$ 外包,专用性服务按垄断竞争市场的价格 $p_{s1}$ 由企业内部提供。<sup>④</sup>企业如果内部生产通用性服务,则内部成本等于完全竞争价格。因为若服务专用性程度较高,则意味着其在市场的交易价值较低,可能存在服务供应商前期投资激励不足的问题。此

<sup>①</sup> Rauch(1999)通过交易方式和参考价格区分了同质性和异质性商品,Nunn(2007)在此基础上又将同质性商品和异质性商品分别与不同的资产专用性水平相联系。资产专用性高,差异较大,一般无法用于其他用途,对应异质性;资产专用性低,更为通用,对应同质性。本文将资产专用性程度较低的一类服务归为通用性服务,将资产专用性程度较高的一类服务归为专用性服务。资产专用性不仅指实物资产,也包括人力资本、地点、时间、专项资产和品牌专用性。由于专用性资产一般无法用于其他用途的生产,所以影响了交易双方身份和关系的持久性(Williamson,1971;Klein等,1978)。当企业的资产专用性水平较高时,潜在的机会主义行为会增加交易成本,此时以一体化形式生产更有利于降低投资风险;反之,则可以通过签订合同规范产品或服务,实现生产外包(Williamson,1996;Helpman,2006;Cuypers等,2021)。

<sup>②</sup> 根据交易费用理论,专用性资产无论为何种形式,都无法重新配置到其他用途而不丧失其生产性的价值。在更换供应商时,企业向供应商购买产品或服务中的专用性投资越高,双方都需付出的适应性成本越多,或导致实际损失越大。如果这一问题无法通过完备的合同进行缓解,一体化则可能成为最优选择。但是,对于多个生产阶段而言,企业垂直整合上游或下游供应商的决策受最终产品需求弹性和各生产阶段中间产品替代弹性相对大小的影响(Bajari和Tadelis,2001;Alfaro等,2019;Ryan,2020)。在宏观层面,缔约成本较高的国家,其垂直一体化程度相应更高。这与资产专用性水平越高,契约越复杂,企业倾向于采取一体化形式生产的逻辑相一致(Acemoglu等,2009;Antràs和Chor,2013)。为控制生产流程或者监督生产质量,企业垂直一体化也体现在诸如组织管理、专有技术、知识产权、研发等无形资产沿企业内部生产链的转移,而非从市场采购(Atalay等,2014)。这亦可视为一体化企业对专用性中间服务需求更高的表现,即 $\alpha_1 > \alpha_2, \beta_1 < \beta_2$ 。

<sup>③</sup> 譬如以生产为导向的服务(会计、管理咨询、数据处理等)专用性程度越高,越需要具有专用技能、知识的组织和人力,为特定生产环节提供服务(Erramilli和Rao,1993;Brouthers和Brouthers,2003)。

<sup>④</sup> 也可假设两类产品都是垄断竞争,而服务业外资开放后能够更大程度地提高专用性服务的竞争程度,从而导致专用性服务中间品的价格较通用性服务中间品价格下降得更加明显,这种设定并不会改变本文结论。故简单起见,这里直接假设通用性服务中间品生产环境是完全竞争市场。

外,由于外包合同难以被详尽规范,企业倾向于将专用性服务纳入一体化生产,从而更好地控制和监督生产流程,以降低不确定性和生产成本;如果服务更易标准化、更为通用,则可以外包给服务供应商,通过市场采购获得(Horstmann和Markusen,1989;Hortaçsu和Syverson,2007;Bernard等,2010)。由此可得:<sup>①</sup>

$$p_i = c_i p_z^{\lambda_i} p_{s1}^{\alpha_i} p_{s2}^{\beta_i} p_m^{1-\gamma_i-\alpha_i-\beta_i}, i = 1, 2 \quad (4)$$

服务业外资开放带来了能够提供专用性服务的知识和人力资本,提高了专用性服务市场的竞争程度,而对通用性服务竞争程度没有影响。用 $\eta$ 表示服务业外资开放的程度,其值越大,表示开放程度越高,故服务业外资开放对于两类服务价格的影响可表示为 $\frac{dp_{s1}}{d\eta} < 0, \frac{dp_{s2}}{d\eta} = 0$ 。此时,一体化企业和外包企业相对污染排放强度为:

$$e_{12} = \frac{e_1}{e_2} = \frac{\gamma_1 p_1}{\gamma_2 p_2} = \frac{\gamma_1 c_1}{\gamma_2 c_2} p_z^{\gamma_1-\gamma_2} p_{s1}^{\alpha_1-\alpha_2} p_{s2}^{\beta_1-\beta_2} p_m^{\gamma_2-\gamma_1+\alpha_2-\alpha_1+\beta_2-\beta_1} \quad (5)$$

服务业外资开放对两类企业相对污染排放强度的影响可表示为:<sup>②</sup>

$$\frac{de_{12}}{d\eta} = (\alpha_1 - \alpha_2) \frac{e_{12}}{p_{s1}} \frac{dp_{s1}}{d\eta} < 0 \quad (6)$$

式(6)的证明利用了一体化企业对专用性服务中间品的需求大于外包企业,即 $\alpha_1 > \alpha_2$ ,且服务业外资开放导致专用性服务价格降低,即 $\frac{dp_{s1}}{d\eta} < 0$ 。<sup>③</sup>这两个条件决定了服务业外资开放能够更大程度地降低一体化企业的产品价格,从而更大程度地降低一体化企业的污染排放强度。

由此,本文提出研究假说如下。

**研究假说:**服务业外资开放,一体化企业比外包企业减排效果更明显,排放强度下降更多。

## 四、实证分析

### (一)模型设定

为检验服务业外资开放对制造业企业污染减排的影响,本文参考Nunn和Qian(2014)的方法,

<sup>①</sup> 这里 $c_i = \lambda_i^{-\gamma_i} \alpha_i^{-\alpha_i} \beta_i^{-\beta_i} (1 - \gamma_i - \alpha_i - \beta_i)^{-(1-\gamma_i-\alpha_i-\beta_i)}$ ,  $i = 1, 2$ 。

<sup>②</sup> 不难证明,服务业外资开放,尤其是专用性服务业外资开放会同时降低两类企业的排放强度,即 $\frac{de_1}{d\eta} < 0, \frac{de_2}{d\eta} < 0$ 。只不过一体化企业排放强度的降低程度高于外包企业的排放降低程度,而低专用性服务业外资开放不具备这种效应。这一推论为机制检验部分提供了思路。

<sup>③</sup> 服务业外资开放,新的国外服务供应商进入国内市场,会扩大下游服务用户的供应商选择范围,即服务种类更为多样,譬如新的金融工具和现金流管理工具、多式联运服务或者电信领域的数字增值服务(Amiti和Konings,2007;Jones,2011;Arnold等,2011;Johnson,2014)。如果国内现有商品种类和进口商品种类很接近,那么进口商品种类增加对实际价格不会产生很大影响(Broda和Weinstein,2006;Broda等,2017)。所以,当服务多样性增加,与市场服务差异较大的一类服务价格更容易受到影响,即本文中的专用性服务。对于国外服务供应商来讲,进入一国市场,往往具有技术和质量上的优势。同时,为避免被国内下游客户“敲竹杠”,其有动力将技术扩散给国内其他服务供应商,这使得市场竞争加剧,从而降低了服务价格(Blalock和Gertler,2008)。随着国际服务供应商的进入,国内市场服务质量也得到提升。与低质量服务相比,高质量服务的成本降低,产出增加(Iacovone等,2015;Fieler等,2018)。而当服务存在质量溢价时,企业为了节约适应成本,会通过垂直整合来提高最终产品的产出质量(Bajari等,2014;Hansman等,2020)。这又进一步降低了一体化企业的服务成本,即与 $\frac{dp_{s1}}{d\eta} < 0$ 的假设相一致。

构建三重差分(DDD)模型:

$$\ln SO2I_{ijt} = \alpha + \beta \times SER_{jt} \times DM_{ij} + X' \delta + \lambda_i + \lambda_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (7)$$

其中,  $i, j, t$  分别表示企业、两位数行业和年份。被解释变量  $\ln SO2I_{ijt}$  表示制造业行业  $j$  中的企业  $i$  在  $t$  年的二氧化硫排放强度。核心解释变量  $SER_{jt}$  表示  $t$  年投入到行业  $j$  的中间服务受到的外管制程度, 其值越小, 说明  $j$  行业服务业外资开放程度越高。 $DM_{ij}$  是行业  $j$  中企业  $i$  的分组变量。<sup>①</sup>  $X'$  是企业层面的控制变量。 $\lambda_i, \lambda_{jt}$  分别表示企业、两位数行业  $\times$  年份的固定效应,  $\varepsilon_{ijt}$  为随机误差项。本文主要关注系数  $\beta$ , 它衡量了在服务业外资准入政策冲击下, 处理组(外包程度较高的企业)和对照组(一体化程度较高的企业)减排效果的差异, 即识别服务业外资开放对企业污染减排的作用。若  $\beta < 0$ , 说明当服务业外资开放程度增加时, 一体化企业的污染排放强度比外包企业下降更多。

## (二) 变量构造

### 1. 被解释变量

被解释变量为  $\ln SO2I_{ijt}$ , 表示行业  $j$  中的企业  $i$  在  $t$  年的二氧化硫排放强度。具体由企业单位产生的二氧化硫排放量取对数值衡量。二氧化硫既是全球主要的空气污染物, 也是中国环境污染的主要来源, 其排放一直受到政府的密切监测, 同时也是国内外学者研究环境问题的常用指标 (Antweiler 等, 2001; 盛斌、吕越, 2012)。除二氧化硫排放强度外, 本文还使用工业废水、废气、化学需氧量、氨氮、烟尘排放强度等污染指标进行稳健性检验。

### 2. 核心解释变量

核心解释变量为  $SER_{jt} = \sum_s score_{st} \times ps_{sj}$ , 受到两方面的影响。一是服务业外资准入政策调整, 二是制造业中间服务需求变动。其中,  $ps_{sj}$  代表制造行业  $j$  的服务化程度, 由投入产出表中服务行业  $s$  在制造行业  $j$  的直接消耗系数衡量。 $score_{st}$  表示服务行业  $s$  在  $t$  年对外资的限制程度, 具体参考了 OECD 服务贸易限制指数 (STRI, Services Trade Restrictiveness Index) 的构造办法: 对应  $t$  年《外商投资产业指导目录》中禁止、限制和鼓励外资进入条目, 分别将服务业细分行业赋值 1、0.5、0.25, 不在目录中的行业赋值 0, 再按行业  $s$  加总获得  $score_{st}$ 。<sup>②</sup> 这一分值越小, 说明服务行业  $s$  在  $t$  年的外资限制越少, 开放程度越高。相比直接使用服务贸易、外商直接投资等指标, 以此方法反映政府政策的调整, 信息来源更加广泛、客观, 在一定程度上可以避免经济变量之间的内生性 (苏丹妮和盛斌, 2021)。

### 3. 控制变量

一是应付账款 ( $\ln pay$ ), 用企业应付账款的对数值衡量。如果应付账款变动, 而应付账款周转率不变, 则意味着企业的采购决策或者生产进度发生变化, 在一定程度上可以反映企业的生产外包情况。二是应付账款周转率 ( $\ln turn$ ), 用企业应付账款周转率的对数值衡量。其中, 应付账款周转率等于主营业务成本除以应付账款。应付账款周转率越小, 表明企业运营能力越强, 相应对供

<sup>①</sup> 需要说明的是, 一般的 DID 模型根据观测个体是否受到政策冲击的影响来设置处理组和对照组, 通过比较两组样本在政策或法规出台前后的差异性表现来判断政策的有效性。但是, 逐步放宽服务业外资准入限制是一项面向所有企业的渐进性政策, 并无明确的处理组和对照组。由理论分析可知, 如果企业资产专用性水平较低, 则倾向于外包生产, 污染可能同时沿生产链转移, 这会造成外包企业与一体化企业在减排效果上的差异。因此, 可以根据同行业企业外包程度差异构造处理组和对照组。具体计算方法如下: 参考施炳展和李建桐 (2020) 的研究, 使用 2004—2007 年样本企业中间直接材料费用占比均值衡量外包程度, 再按照行业取三分位数, 将占比最高的 1/3 企业设为对照组, 最低的 1/3 企业设为处理组。此时, 对照组为一体化程度较高的企业, 处理组为外包程度较高的企业 (下文分别称为一体化企业和外包企业)。

<sup>②</sup> 赋值标准参照经济合作与发展组织 (OECD) 发布的外商直接投资限制指数 (FDI Restrictiveness Index) 构建 (Kalinova 等, 2010), 这一方法也被国内学者广泛采用 (孙浦阳等, 2015; 苏丹妮、盛斌, 2021; 符大海、鲁成浩, 2021)。

应商的账期就越长。三是企业规模(*size*),用企业年末从业人员数的对数值衡量。四是利润率(*pi*)用企业销售利润总额除以总产出衡量。如果企业主要为代工生产,其利润率相对更低。

### (三)数据说明

#### 1.企业数据

本文使用的微观企业数据来自中国工业企业数据库和中国工业企业污染排放数据库。这两个数据库不仅是目前学术界在企业层面研究环境问题的主要数据来源,也是中国最全面、可靠的微观数据库(陈钊、陈乔伊,2019;陈登科,2020)。本文根据 Brandt 等(2012)的方法,通过唯一的企业法人代码以及企业名称、法人姓名等相关的身份识别信息将这两个大型的微观数据库进行匹配,最终得到2003—2012年的非平衡面板数据。选择这一时间段主要有三方面原因。一是由于《国民经济行业分类》标准分别于2003年和2013年进行了调整,选择这一区间不会产生统计口径不一致的问题。二是以2003年为起始年份,可以同时排除2000年入世和2003年全面征收二氧化硫排污费这两个外生政策叠加冲击的干扰。三是2012年党的十八大以后,中国加强了环境规制,这对国内制造业减排和服务业外资进入领域均可能产生重要影响。此前,环境规制未经历剧烈变迁,相对稳定,所以更能清楚地看出服务业外资开放对减排的影响。

此外,由于2009年和2010年的观测样本缺失企业的相关财务指标,分析企业生产经营活动没有足够的信息,所以本文在实际使用数据时,剔除了这两年的数据。在实证分析前,本文进一步对数据进行了清洗,标准如下:删除非制造业、不符合会计准则、从业人员少于8人的企业,保留样本期内主要污染排放物指标和总产值、销售额、中间投入、主营业务成本等大于0的企业。

#### 2.行业数据

本文使用的行业数据来自《中国投入产出表》(2007年)和《目录》(2002年、2004年、2007年和2011年),主要用于计算制造业细分行业的中间服务投入和服务业外资开放程度。其中,2007年的《中国投入产出表》为135部门,其中行业分类代码对应《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2002)中三位数行业。2003—2004年的数据来自2002年版的《目录》,2005—2007年的数据来自2004年版的《目录》,2008年、2011年的数据来自2007年版的《目录》,2012年的数据来自2011年版的《目录》。文中主要变量的含义及描述性统计如表1所示。

表1 变量的描述性统计

变量符号	变量含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln SO_2I$	二氧化硫排放强度(对数值)	178168	-0.13	2.74	-17.18	14.00
$SER$	服务业外资开放程度	177367	0.07	0.02	0.01	0.20
$\ln pay$	应付账款(对数值)	147064	8.65	2.01	0.00	17.17
$\ln turn$	应付账款周转率(对数值)	147054	2.65	1.50	-6.34	14.88
$size$	企业规模(对数值)	175685	5.57	1.13	2.20	11.82
$pi$	利润率	178230	2.65	178.43	-3531	42485
$\ln WI$	废水排放强度(对数值)	140485	0.72	2.53	-15.76	14.48
$\ln ANI$	氨氮排放强度(对数值)	80276	-4.04	2.88	-17.59	11.00
$\ln CODI$	化学需氧量排放强度(对数值)	131767	-1.39	2.86	-16.53	13.35
$\ln SI$	烟尘排放强度(对数值)	107373	-0.30	2.65	-15.94	10.74
$\ln GI$	废气排放强度(对数值)	67476	-0.34	2.15	-12.49	11.61

## 五、实证结果

### (一) 基准回归结果

为了识别服务业外资开放的减排效应,本文根据DDD模型(7)的设定进行基准回归。其中,对对照组代表一体化企业,处理组代表外包企业。回归结果由表2给出。第(1)列的回归结果未加入控制变量,同时控制了企业和两位数行业×年份的固定效应,标准误聚类到企业。结果显示:服务业外资开放程度 $SEI$ 与分组变量 $DM$ 交互项的系数在1%水平显著为负,这意味着放松服务业外资准入限制的减排效应,在一体化企业和外包企业之间具有明显差异,一体化企业相对外包企业的减排效果更强。根据前文的解释,企业外包程度高,专用性资产占比相应较低,其所需服务多数可以通过市场购买,此时服务业外资开放带来的价格优势并不明显,因此导致减排作用被弱化。第(2)(3)列的回归结果包含控制变量,并进一步控制地区×年份固定效应<sup>①</sup>,标准误聚类到企业。可以发现,服务业外资开放与分组变量交互项的系数符号及显著性均未发生改变。与第(1)列结果相比,交互项的系数仍然为负且在1%水平显著,说明基准回归模型的结果是稳健的。第(4)(5)列给出了污染排放量( $\ln SO_2$ )和企业总产出( $\ln output$ )为因变量的回归结果。其中,相对一体化企业而言,服务业外资开放从总量上降低了外包企业的污染排放量,同时外包企业的产出水平也相应下降,这从另一个角度验证了企业外包生产可能同时转移了污染。

表2 基准回归结果

变量	(1) $\ln SO_2I$	(2) $\ln SO_2I$	(3) $\ln SO_2I$	(4) $\ln SO_2$	(5) $\ln output$
$SEI \times DM$	-2.1446* (1.1559)	-2.7332** (1.2281)	-5.1531*** (1.3748)	8.3475*** (1.2669)	13.5662*** (0.8645)
$\ln pay$		-0.1493*** (0.0164)	-0.1752*** (0.0180)	0.1417*** (0.0157)	0.3171*** (0.0123)
$\ln turn$		-0.1307*** (0.0156)	-0.1549*** (0.0170)	0.1338*** (0.0151)	0.2888*** (0.0117)
$size$		0.0269 (0.0197)	0.0141 (0.0199)	0.1021*** (0.0177)	0.0881*** (0.0120)
$pi$		0.0005*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)	0.0005*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0001)
常数项	0.6430*** (0.0434)	2.2496*** (0.1802)	2.6883*** (0.1984)	7.5231*** (0.1744)	4.8301*** (0.1364)
控制变量	否	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
两位数行业×年份固定效应	是	是	是	是	是
地区×年份固定效应	否	否	是	是	是
聚类到企业	是	是	是	是	是
调整R <sup>2</sup>	0.7978	0.8086	0.6458	0.8145	0.8965
观测值	74352	60971	56571	56571	56639

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平下显著,括号内是聚类到企业层面的标准误。下同。

<sup>①</sup> 通过控制随时间变化的行业特征和地区特征,排除产业结构调整政策、按照行业分类制定的污染物排放标准、按省份开展的排污费征收试点、按城市实施的污染双控区方案等对结果产生的干扰。

(二)稳健性检验:更换污染物指标

本文使用废水排放强度( $\ln WI$ )、氨氮排放强度( $\ln ANI$ )、化学需氧量排放强度( $\ln CODI$ )、烟尘排放强度( $\ln SI$ )、废气排放强度( $\ln GI$ )的对数值作为被解释变量进行稳健性检验。回归结果如表 3 所示,第(1)~(5)列均包含控制变量,并同时控制企业、两位数行业×年份、地区×年份的固定效应,回归标准误聚类到企业。可以看出,除了废气污染,其他几项污染物回归中交互项的符号均与基准回归中交互项符号一致,并且大多在 1% 水平下显著,说明前文结论稳健可靠。

表 3 稳健性检验:更换不同污染物指标

变量	(1) $\ln WI$	(2) $\ln ANI$	(3) $\ln CODI$	(4) $\ln SI$	(5) $\ln GI$
$SER \times DM$	-5.8636*** (1.8608)	-7.8649** (3.5432)	-6.2641*** (2.2205)	-8.3231*** (1.9357)	-1.2260 (4.7774)
$\ln pay$	-0.1023*** (0.0213)	-0.0510 (0.0359)	-0.0796*** (0.0252)	-0.1110*** (0.0232)	-0.0767*** (0.0228)
$\ln turn$	-0.0796*** (0.0202)	-0.0513 (0.0340)	-0.0689*** (0.0242)	-0.1060*** (0.0219)	-0.0743*** (0.0216)
$size$	0.0366 <sup>^</sup> (0.0214)	0.0346 (0.0356)	0.0377 (0.0252)	0.0090 (0.0282)	0.0385 (0.0314)
$pi$	0.0005*** (0.0001)	0.0004*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)	0.0006*** (0.0001)
常数项	2.6363*** (0.2444)	-2.7194*** (0.4061)	0.2757 (0.2847)	1.6534*** (0.2549)	0.3962 (0.3065)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
两位数行业×年份固定效应	是	是	是	是	是
地区×年份固定效应	是	是	是	是	是
聚类到企业	是	是	是	是	是
调整 R <sup>2</sup>	0.8167	0.7919	0.8104	0.8207	0.8054
观测值	43460	22313	40336	40428	31850

(三)稳健性检验:更换分组剂量

为了保证回归结果不受分组标准的影响,本文通过调整分组剂量进行稳健性检验,具体结果如表 4 所示。第(1)(2)列是将直接材料费占比三分位数作为分组标准,比例最高的 1/3 企业作为对照组,次高的 1/3 企业作为处理组。其中,虚拟变量  $DM32 = 0$  和  $DM32 = 1$  分别代表对照组和处理组。第(3)(4)列是将直接材料费占比中位数作为分组标准,高于中位数的企业作为对照组,低于中位数的企业作为处理组。其中,虚拟变量  $DM21 = 0$  和  $DM21 = 1$  分别代表对照组和处理组。第(5)(6)列是按直接材料费占比取四分位数作为分组标准,将比例最高的 1/4 企业作为对照组,比例最低的 1/4 企业作为处理组。其中,虚拟变量  $DM41 = 0$  和  $DM41 = 1$  分别代表对照组和处理组。从第(1)~(6)列的结果可以看出,三种划分标准下服务业外资开放程度与分组变量交互项的回归系数均显著为负,与前文基准回归结果一致。此外,与  $SER \times DM31$  组(即基准回归组)的回归系数相比, $SER \times DM32$  组和  $SER \times DM21$  组的回归系数更大,而  $SER \times DM41$  组的回归系数更小,说明当对照组和处理组的外包程度差距变大时,服务业外资开放的减排效应在两组之间的差异更强,反之更弱,剂量效应明显。也就是说,当制造业企业一体化程度提高时,服务业外资开放的减排效应增加。反之,生产外包则会弱化这种效应。

表 4 稳健性检验:更换分组剂量

变量	SER × DM32组		SER × DM21组		SER × DM41组	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
SER × DM	-2.5122** (1.2290)	-3.0076** (1.3335)	-2.3149** (0.9930)	-2.9618*** (1.0642)	-7.2070*** (1.5660)	-9.0007*** (1.6835)
lnpay		-0.1892*** (0.0180)		-0.1966*** (0.0145)		-0.1670*** (0.0217)
Inturn		-0.1678*** (0.0173)		-0.1773*** (0.0139)		-0.1431*** (0.0204)
size		-0.0294 (0.0187)		-0.0087 (0.0155)		0.0251 (0.0243)
pi		0.0005*** (0.0001)		0.0005*** (0.0001)		0.0005*** (0.0001)
常数项	0.6264*** (0.0413)	3.0224*** (0.2021)	0.5434*** (0.0356)	2.8939*** (0.1599)	0.8418*** (0.0577)	2.6888*** (0.2413)
控制变量	否	是	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
两位数行业×年份固定效应	是	是	是	是	是	是
地区×年份固定效应	是	是	是	是	是	是
聚类到企业	是	是	是	是	是	是
调整 R <sup>2</sup>	0.8260	0.8335	0.8324	0.8401	0.8179	0.8229
观测值	69798	57729	107711	88472	50019	40674

(四)稳健性检验:工具变量回归

尽管 DDD 模型显著缓解了内生性,但考虑到结果的稳健性,本文进一步使用工具变量方法进行实证分析。由于企业调整生产决策可以同时影响污染排放强度和产业分工,又因为服务业分工水平是服务业外资准入政策的重要参照,所以污染减排和服务业外资开放可能存在双向因果关系。此外,产业分工变动可能会引发相关游说活动,从而造成内生性问题。本文参照 Beverelli 等 (2017) 的方法,采用金砖四国(俄罗斯、印度、巴西、南非)服务业外资开放程度的加权值作为中国服务业外资开放的工具变量,通过两阶段最小二乘回归(2SLS)缓解上述潜在的内生性问题。具体而言,工具变量  $IV_{jt} = \sum_s \sum_v bricks_{vst} \times weight_{vt} \times ps_{sj}$ 。其中,  $bricks_{vst}$  是  $v$  国(金砖四国之一)服务行业  $s$  在  $t$  年的外资限制指数;  $weight_{vt}$  是根据余弦相似度公式计算得到的金砖国家同中国经济的相似度权重  $\left[ weight_{vt} = 1 - \left( \frac{GDP_{vt}}{GDP_{vt} + GDP_{China,t}} \right)^2 - \left( \frac{GDP_{China,t}}{GDP_{vt} + GDP_{China,t}} \right)^2 \right]$ 。由此可见,工具变量  $IV_{jt}$  与前文构造的政策变量具有一定相似性,但又不受中国国内企业生产决策的影响,满足工具变量相关性和外生性假设。2SLS 回归结果如表 5 所示,交互项的系数符号均与前文一致,并在 1% 的水平显著。同时, Kleibergen-Paap rk LM 统计量在 1% 的显著性水平拒绝了识别不足假设, Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量在 10% 的显著性水平拒绝了弱工具变量假设。上述结果说明在考虑了潜在的内生性问题之后,前文回归结论依然稳健可靠。

表5 稳健性检验:工具变量回归

变量	(1)	(2)	(3)
	lnSO2I	lnSO2I	lnSO2I
$SER \times DM$	-9.6719*** (1.2412)	-12.8657*** (1.4473)	-17.5218*** (1.7494)
lnpay		-0.1480*** (0.0112)	-0.1756*** (0.0129)
lnturn		-0.1290*** (0.0108)	-0.1547*** (0.0124)
size		0.0336*** (0.0115)	0.0180 (0.0130)
pi		0.0005*** (0.0000)	0.0005*** (0.0000)
控制变量	否	是	是
企业固定效应	是	是	是
两位数行业×年份固定效应	是	是	是
地区×年份固定效应	否	否	是
聚类到企业	是	是	是
调整的R <sup>2</sup>	-0.0044	0.0111	-0.1867
观测值	74352	60971	56571

(五)异质性检验

为检验不同所有权性质、出口特征、排污强度等差异情形下企业的减排表现,本文分别加入代表企业异质性的虚拟变量 $H_i$ ,通过三重交互项 $SER_{jt} \times DM_{jt} \times H_i$ 的系数揭示服务业外资开放的减排效应在不同企业特征下的异质表现。回归结果如表6所示。第(1)~(3)列报告了不同性质企业的估计结果(国有企业 $soe = 1$ ,反之 $soe = 0$ ;外资企业 $foe = 1$ ,反之 $foe = 0$ ;民营企业 $pri = 1$ ,反之 $pri = 0$ )。可以看出,民营企业的估计系数显著为负。这意味着服务业外资开放对民营的一体化企业减排具有显著的促进作用。可能的解释是,在获得财政补贴和融资方面,国有企业比民营企业更有优势,其中间投入成本更低,所以对服务业外资开放带来的价格变动并不敏感;而民营企业则更多遵循市场机制,对机会把握能力更强,更主动寻求与外资合作,积极加入外商在东道国的生产链布局(陈强远等,2021)。所以,民营企业更容易受惠于服务业外资准入带来的价格优势,从而明显提升环境绩效。第(4)列报告了按照企业出口特征的回归结果。其中,当企业出口交货值占销售产值的比重高于中位数时,出口特征变量 $ee = 1$ ;低于中位数时, $ee = 0$ 。可见,当一体化企业将产出更多用于出口时,服务业外资开放会对污染减排带来更大的正向冲击。一个可能的解释是,考虑到出口市场需求,如果出口市场有更高的环保要求,则产品出口比重高的企业会有更强的动机采用清洁的生产技术和工艺,减排效应更明显。第(5)列汇报了按企业污染排放特征的估计结果。其中,根据企业排污强度中位数将企业划分为高污染型( $po = 1$ )和低污染型( $po = 0$ )。结果显示,三重交互项的系数显著为正,说明低污染型企业比高污染型企业受服务业外资开放的冲击影响更大。这一结论也符合前文理论模型的解释。一体化程度高的企业生产性投融资需求相应较高,而低污染型企业减排压力较小,环保投融资需求较低(陈诗一等,2021)。低污染型的企业不需要在污染处理或者环保方面付出较大成本,主要成本集中在生产性投入上,所以生产性投入品价格变化会使这类企业的投入成本变化更明显。

表 6 异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	国有企业	外资企业	民营企业	出口企业	高污染企业
$SER \times DM \times H$	4.5095 (2.7798)	-1.6731 (8.8435)	-8.1400*** (2.5652)	-9.2495*** (2.9593)	20.3333*** (2.7610)
$SER \times DM$	-5.7212*** (1.4354)	-5.1226*** (1.3764)	-3.6109** (1.4636)	-3.3498** (1.4559)	-21.4516*** (2.6790)
$lnpay$	-0.1755*** (0.0180)	-0.1753*** (0.0180)	-0.1773*** (0.0180)	-0.1743*** (0.0180)	-0.1760*** (0.0180)
$Inturn$	-0.1552*** (0.0170)	-0.1549*** (0.0170)	-0.1568*** (0.0170)	-0.1537*** (0.0170)	-0.1553*** (0.0170)
$size$	0.0136 (0.0199)	0.0141 (0.0199)	0.0132 (0.0199)	0.0150 (0.0199)	0.0148 (0.0199)
$pi$	0.0005*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)
常数项	2.6855*** (0.1984)	2.6887*** (0.1984)	2.7015*** (0.1988)	2.7238*** (0.1985)	2.8202*** (0.1992)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
两位数行业×年份固定效应	是	是	是	是	是
地区×年份固定效应	是	是	是	是	是
聚类到企业	是	是	是	是	是
调整的 R <sup>2</sup>	0.8314	0.8313	0.8314	0.8314	0.8317
观测值	56571	56571	56571	56571	56571

(六)进一步讨论:机制检验

本文的核心机制为,服务业外资开放引发的竞争效应改变了通用性和专用性服务的相对价格,使得外包企业和一体化企业的减排效果存在差异。由于专用性服务一般由企业内部提供,所以无法获得其价格和数量信息,也就无法直接计算两种服务的相对价格。但是,如果高专用性服务业外资开放对一体化企业和外包企业都有减排作用,而对低专用性服务业不具备这种效应,就可以证明上述机制。

本文参照 Nunn(2007)的方法,构造衡量中间服务专用性的指标: $speci_s = \sum_k \varphi_{jk} R_k^{neither} \times ps_s$ 。其中, $\varphi_{jk} \equiv \frac{v_{jk}}{v_j}$ ,  $v_j$  是制造行业  $j$  中间投入的总和,  $v_{jk}$  是制造行业  $k$  用于生产  $j$  的投入,  $R_k^{neither}$  是制造行业  $k$  中既不在有组织的市场进行交易,也没有市场参考价格的产出比重,所以  $\sum_k \varphi_{jk} R_k^{neither}$  可以看作是对制造业  $j$  中间投入专用性的衡量。 $ps_s$  表示服务行业  $s$  在制造行业  $j$  的中间投入占比,与  $\sum_k \varphi_{jk} R_k^{neither}$  之积则可以用来衡量中间服务的专用性程度。按这一指标的中位数,本文又进一步划分了高专用性和低专用性服务,回归结果分别由表 7 第(1)、(2)列给出。高专用性服务业外资开放的分组变量交互项系数在 1% 的水平下显著为负,而低专用性服务业外资开放的分组变量交互项系数符号为正。这一结果验证了前文的结论,由于企业一体化程度高,对专用性服务需求相应也较高,所以在面对高专用性服务业外资开放时,一体化企业的反应更敏感,减排效果明显;反之,外

包企业减排效果较弱。但是,面对低专用性服务开放时,一体化企业相对外包企业排放更多。可能的解释是,低专用性服务会包含一部分高技术服务<sup>①</sup>,当一体化企业使用这部分技术时,可能会增加中间协调成本(张陈宇等,2020),降低减排动力;而当外包企业恰好处于通用性高技术服务业的上游时,则可能获得较大的后向溢出效应(杨红丽、陈钊,2015),减排激励增加,排放相对更少。表7第(3)列给出的高技术服务回归结果进一步验证了这一推断。

此外,通常观点认为,服务业比制造业更为清洁。但是从投入产出的视角来看,服务的生产过程也需要制造业参与。如果充分考虑到不同产业中间生产联系的复杂性,则放松服务业外资准入限制有可能会引起新的污染。因此,本文根据 Levinson(2010)提供的服务业细分行业直接排放和间接排放的污染总量排序,将服务划分为清洁服务和非清洁服务两类。<sup>②</sup>回归结果分别由第(5)、(6)列给出。可以看到,无论是清洁服务还是非清洁服务的外资开放,一体化企业相对外包企业减排更多,与前文结论一致。

表7 机制检验

变量	按服务专用性水平		按服务科技含量		按服务清洁程度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高专用性	低专用性	高技术	非高技术	清洁	非清洁
$SER \times DM$	-5.4284*** (1.3685)	215.2406*** (27.3329)	68.0898*** (8.0354)	-6.6929*** (1.3156)	-4.7512*** (1.4068)	-39.7794*** (10.9639)
$\ln pay$	-0.1751*** (0.0180)	-0.1774*** (0.0180)	-0.1777*** (0.0179)	-0.1755*** (0.0180)	-0.1753*** (0.0180)	-0.1747*** (0.0180)
$\ln turn$	-0.1547*** (0.0170)	-0.1573*** (0.0170)	-0.1578*** (0.0170)	-0.1551*** (0.0170)	-0.1550*** (0.0170)	-0.1543*** (0.0170)
$size$	0.0134 (0.0199)	0.0161 (0.0199)	0.0209 (0.0199)	0.0154 (0.0199)	0.0138 (0.0199)	0.0133 (0.0199)
$pi$	0.0005*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)
常数项	2.6929*** (0.1980)	2.1953*** (0.1960)	2.3000*** (0.1936)	2.7201*** (0.1971)	2.6265*** (0.1956)	2.9138*** (0.2231)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
两位数行业×年份固定效应	是	是	是	是	是	是
地区×年份固定效应	是	是	是	是	是	是
聚类到企业	是	是	是	是	是	是
调整 R <sup>2</sup>	0.8314	0.8316	0.8318	0.8314	0.8313	0.8313
观测值	56524	56524	56571	56571	56571	56571

① 因为只有具备一定通用性,高技术服务才会在东道国获得市场。按照《高技术产业(服务业)分类》(2013)标准,高技术服务具体包括信息服务、电子商务服务、检验检测服务、专业技术服务业中的高技术服务、研发设计服务、科技成果转化服务、知识产权及相关法律服务、环境监测及治理服务和其他高技术服务,其余为普通技术服务。

② 非清洁服务包括运输服务、仓储服务、房地产及租赁服务,剔除非清洁服务后的行业归为清洁服务。

## 六、结论及建议

随着中国服务业外资准入限制放松和制造业向服务化转型,服务业 FDI 与企业污染减排的关系也成为新的关注点。虽然大量文献讨论了制造业服务化和服务业 FDI 的环境绩效问题,但是这些文献均没有考虑企业可能通过“污染外包”来转移污染。因此,本文尝试识别服务业 FDI 对不同企业类型产生的污染减排效应以及是否存在“污染外包”的现象。

理论上,本文以 Copeland 和 Taylor(2004)的模型为基础,将服务作为中间要素纳入生产函数,并根据企业资产专用性水平,进一步考虑一体化和外包企业对专用性和通用性服务需求的差异,分析服务业外资开放冲击下两类服务相对价格发生变动时,一体化企业和外包企业不同的减排表现。实证中,本文通过中间直接材料费用占比区分一体化企业和外包企业,构造对照组和处理组;以《外商投资产业指导目录》(2002年、2004年、2007年和2011年)的发布作为服务业外资开放这一政策冲击的代理变量,结合2003—2012年中国工业企业数据库和中国工业企业污染排放数据库,运用DDD方法识别服务业外资开放和企业减排之间的因果关系。实证结果表明,服务业外资开放的减排效果在一体化企业和外包企业之间存在明显差异。因为资产专用性水平高的企业通常倾向于一体化生产,而资产专用性水平低的企业往往将生产外包,二者对专用性和通用性服务的不同需求最终表现为一体化企业减排力度更强,而外包企业减排效果有限。并且,服务业外资开放后,外包企业产出和污染排放量同时下降,据此推断外包企业极有可能通过“污染外包”实现了减排。进一步研究发现,面对高专用性服务业外资开放,一体化企业相对外包企业减排更多;而考虑一体化企业的协调成本和外包企业的后向溢出效应后,包含高技术服务的低专用性服务业外资开放会导致一体化企业相对外包企业排放更多。此外,无论是清洁还是非清洁服务业的外资开放,均会使一体化企业较外包企业排污强度下降更多。

鉴于我国服务业外资开放程度与世界平均水平仍有不小差距,环境保护的总体压力尚未根本缓解,本文的研究结论具有清晰的政策含义。第一,污染防治应从重视末端治理转向对产业链上的关联企业进行有效监督。中国作为拥有全产业链的国家,国内企业能够较容易地沿产业链实现污染转移。企业生产模式不同,服务业 FDI 导致的减排效果存在较大差异。一体化程度高的企业更有动力降低排放,而外包程度高的企业由于可以通过“外包污染”达到环保要求,所以减排激励有限。这为我国转换环境治理思路提供了理论依据。在坚持总量控制下,我国应借鉴欧盟经验,建立上下游企业之间可追溯的污染责任制度,强化对上游供应商的环保评估。第二,服务业外资开放要为我国制造业绿色转型升级提供支撑。在2021年 OECD 公布的22个服务行业贸易限制指数(STRI)中,我国仅建筑服务、工程服务、铁路货运和分销服务业限制指数低于世界平均水平,其中有3个属于非清洁型服务行业。清洁型服务业和非清洁型服务业外资开放均对一体化企业减排产生更多影响,但是清洁型服务业外资开放会导致清洁服务业价格降低,增加企业对清洁服务业的投入,从而减少污染排放,产生更多外溢效应。所以,在引入服务业外资时,要更加注重清洁性和生产性,促进制造业服务化,推动制造业高质量发展。第三,实现绿色发展不能忽视制造业基础,需要适度推进服务业外资开放。2010年以来,服务业 FDI 和制造业 FDI 的差距逐年加大,更多外资流向服务业领域。以制造业快速服务化为特征的中国产业结构调整是这一趋势的主要推动力量。在面对高技术服务业外资开放时,一体化企业由于内部协调成本上升,相对外包企业排放更多。因此,在推动高技术服务业

外资开放的同时,更应注重引导国内企业组织管理和内部协调能力的提升,推进服务业和制造业更高层次的合作。

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》,《经济研究》2020年第12期。
2. 陈强远、钱则一、陈羽、施贞怀:《FDI对东道国企业的生存促进效应——兼议产业安全与外资市场准入》,《中国工业经济》2021年第7期。
3. 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》,《金融研究》2021年第9期。
4. 陈钊、陈乔伊:《中国企业能源利用效率:异质性影响因素及政策含义》,《中国工业经济》2019年第12期。
5. 符大海、鲁成浩:《服务业开放促进贸易方式转型——企业层面的理论和中国经济》,《中国工业经济》2021年第7期。
6. 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》,《财贸经济》2019年第8期。
7. 李志远、刘丹、方枕宇:《外资准入政策和外商直接投资的流入——一个准自然实验的证据》,《中国经济问题》2022年第1期。
8. 吕越、陈泳昌:《上游服务业开放与制造业企业的环境污染》,《财贸经济》2022年第6期。
9. 盛斌、吕越:《外国直接投资对中国环境的影响——来自工业行业面板数据的实证研究》,《中国社会科学》2012年第5期。
10. 施炳展、李建桐:《互联网是否促进了分工:来自中国制造业企业的证据》,《管理世界》2020年第4期。
11. 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》,《中国工业经济》2021年第6期。
12. 孙浦阳、蒋为、陈淮:《外资自由化、技术距离与中国企业出口——基于上下游产业关联视角》,《管理世界》2015年第11期。
13. 杨红丽、陈钊:《外商直接投资水平溢出的间接机制:基于上游供应商的研究》,《世界经济》2015年第3期。
14. 张陈宇、孙浦阳、谢娟娟:《生产链位置是否影响创新模式选择——基于微观角度的理论与实证》,《管理世界》2020年第1期。
15. 张艳、唐宜红、周默涵:《服务贸易自由化是否提高了制造业企业生产效率》,《世界经济》2013年第11期。
16. 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》,《财贸经济》2020年第11期。
17. Acemoglu, D., Johnson, S., & Mitton, T., Determinants of Vertical Integration: Financial Development and Contracting Costs. *The Journal of Finance*, Vol.64, No.3, 2009, pp.1251-1290.
18. Alfaro, L., Chor, D., Antras, P., et al., Internalizing Global Value Chains: A Firm-level Analysis. *Journal of Political Economy*, Vol.127, No.2, 2019, pp.508-559.
19. Amiti, M., & Konings, J., Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia. *American Economic Review*, Vol.97, No.5, 2007, pp.1611-1638.
20. Antràs, P., & Chor, D., Organizing the Global Value Chain. *Econometrica*, Vol.81, No.6, 2013, pp.2127-2204.
21. Antweiler, W., Copeland, B. R., & Taylor, M. S., Is Free Trade Good for the Environment? . *American Economic Review*, Vol.91, No.4, 2001, pp.877-908.
22. Arnold, J. M., Javorcik, B. S., & Mattoo, A., Does Services Liberalization Benefit Manufacturing Firms?: Evidence from the Czech Republic. *Journal of International Economics*, Vol.85, No.1, 2011, pp.136-146.
23. Atalay, E., Hortaçsu, A., & Syverson, C., Vertical Integration and Input Flows. *American Economic Review*, Vol.104, No.4, 2014, pp.1120-1148.
24. Bajari, P., Houghton, S., & Tadelis, S., Bidding for Incomplete Contracts: An Empirical Analysis of Adaptation Costs. *American Economic Review*, Vol.104, No.4, 2014, pp.1288-1319.
25. Bajari, P., & Tadelis, S., Incentives Versus Transaction Costs: A Theory of Procurement Contracts. *Rand Journal of Economics*, Vol.32, No.3, 2001, pp.387-407.
26. Becker, R., & Henderson, V., Effects of Air Quality Regulations on Polluting Industries. *Journal of Political Economy*, Vol.108, No.2, 2000, pp.379-421.
27. Bernard, A. B., Jensen, J. B., Redding, S. J., & Schott, P.K., Intrafirm Trade and Product Contractibility. *American Economic Review*, Vol.100, No.2, 2010, pp.444-448.
28. Beverelli, C., Fiorini, M., & Hoekman, B., Services Trade Policy and Manufacturing Productivity: The Role of Institutions.

*Journal of International Economics*, Vol. 104, 2017, pp.166–182.

29. Blalock, G., & Gertler, P. J., Welfare Gains from Foreign Direct Investment through Technology Transfer to Local Suppliers. *Journal of International Economics*, Vol.74, No.2, 2008, pp.402–421.

30. Brandt, L., Van Biesebroeck, J., & Zhang, Y., Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing. *Journal of Development Economics*, Vol.97, No.2, 2012, pp.339–351.

31. Broda, C., Greenfield, J., & Weinstein, D. E., From Groundnuts to Globalization: A Structural Estimate of Trade and Growth. *Research in Economics*, Vol.71, No.4, 2017, pp.759–783.

32. Broda, C., & Weinstein, D. E., Globalization and the Gains from Variety. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.121, No.2, 2006, pp.541–585.

33. Brouthers, K. D., & Brouthers, L. E., Why Service and Manufacturing Entry Mode Choices Differ: The Influence of Transaction Cost Factors, Risk and Trust. *Journal of Management Studies*, Vol.40, No.5, 2003, pp.1179–1204.

34. Büthe, T., & Milner, H. V., The Politics of Foreign Direct Investment into Developing Countries: Increasing FDI through International Trade Agreements? *American Journal of Political Science*, Vol.52, No.4, 2008, pp.741–762.

35. Chay, K. Y., & Greenstone, M., Does Air Quality Matter? Evidence from the Housing Market. *Journal of Political Economy*, Vol.113, No.2, 2005, pp.376–424.

36. Chichilnisky, G., North–south Trade and the Global Environment. *American Economic Review*, Vol.84, No.4, 1994, pp. 851–874.

37. Copeland, B. R., & Taylor, M. S., North–South Trade and the Environment. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No.3, 1994, pp.755–787.

38. Copeland, B. R., & Taylor, M. S., Trade, Growth, and the Environment. *Journal of Economic Literature*, Vol.42, No.1, 2004, pp.7–71.

39. Cuypers, I. R. P., Hennart, J. F., Silverman, B. S., & Ertug, G., *Academy of Management Annals*, Vol.15, No.1, 2021, pp.111–150.

40. Erramilli, M. K., & Rao, C. P., Service Firms' International Entry-mode Choice: A Modified Transaction-cost Analysis Approach. *Journal of Marketing*, Vol.57, No.3, 1993, pp.19–38.

41. Fieler, A. C., Eslava, M., & Xu, D. Y., Trade, Quality Upgrading, and Input Linkages: Theory and Evidence from Colombia. *American Economic Review*, Vol.108, No.1, 2018, pp.109–146.

42. Haftel, Y. Z., Ratification Counts: US Investment Treaties and FDI Flows into Developing Countries. *Review of International Political Economy*, Vol.17, No.2, 2010, pp.348–377.

43. Hansman, C., Hjort, J., León, G., & Teachout, M., Vertical Integration, Supplier Behavior, and Quality Upgrading among Exporters. *Journal of Political Economy*, Vol.128, No.9, 2020, pp.3570–3625.

44. Helpman, E., Trade, FDI, and the Organization of Firms. *Journal of Economic Literature*, Vol.44, No.3, 2006, pp.589–630.

45. Horstmann, I. J., & Markusen, J. R., Firm-specific Assets and the Gains from Direct Foreign Investment. *Economica*, Vol.56, No.221, 1989, pp.41–48.

46. Hortaçsu, A., & Syverson, C., Cementing Relationships: Vertical Integration, Foreclosure, Productivity, and Prices. *Journal of Political Economy*, Vol.115, No.2, 2007, pp.250–301.

47. Iacovone, L., Javorcik, B., Keller, W., & Tybout, J., Supplier Responses to Walmart's Invasion in Mexico. *Journal of International Economics*, Vol.95, No.1, 2015, pp.1–15.

48. Johnson, R. C., Five Facts about Value-added Exports and Implications for Macroeconomics and Trade Research. *Journal of Economic Perspectives*, Vol.28, No.2, 2014, pp.119–142.

49. Johnson, R. C., Trade in Intermediate Inputs and Business Cycle Comovement. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol.6, No.4, 2014, pp.39–83.

50. Jones, C. I., Intermediate Goods and Weak Links in the Theory of Economic Development. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol.3, No.2, 2011, pp.1–28.

51. Kalinova, B., Palerm, A., & Thomsen, S., OECD's FDI Restrictiveness Index: 2010 Update. <https://dx.doi.org/10.1787/5km91p02zj7g-en>, 2010.

52. Klein, B., Crawford, R. G., & Alchian, A. A., Vertical Integration, Appropriable Rents, and the Competitive Contracting

Process. *The Journal of Law and Economics*, Vol.21, No.2, 1978, pp.297-326.

53. Levinson, A., Pollution and International Trade in Services. *International Environmental Agreements: Politics, Law and Economics*, Vol.10, No.2, 2010, pp.93-105.

54. Nunn, N., Relationship-specificity, Incomplete Contracts, and the Pattern of Trade. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.122, No.2, 2007, pp.569-600.

55. Nunn, N., & Qian, N., US Food Aid and Civil Conflict. *American Economic Review*, Vol.104, No.6, 2014, pp.1630-1666.

56. Rauch, J. E., Networks Versus Markets in International Trade. *Journal of International Economics*, Vol. 48, No.1, 1999, pp.7-35.

57. Ryan, N., Contract Enforcement and Productive Efficiency: Evidence from the Bidding and Renegotiation of Power Contracts in India. *Econometrica*, Vol.88, No.2, 2020, pp.383-424.

58. Tirole, J., *Economics for the Common Good*. New Jersey: Princeton University Press, 2017.

59. Williamson, O. E., The Vertical Integration of Production: Market Failure Considerations. *American Economic Review*, Vol.61, No.2, 1971, pp.112-123.

60. Williamson, O. E., *The Mechanisms of Governance*. Oxford: Oxford University Press, 1996.

## Opening up to Foreign Investment, Production Outsourcing, and Emissions Reduction Performance in the Service Sector

LI Xiaole (East China University of Political Science and Law, 201620)

ZHANG Xibin, ZHANG Jun (Fudan University, 200433)

**Summary:** Foreign investment inflows play an evident role in the economic and social development of host countries, but their impact on the ecological environment of host countries remains controversial. It is worth noting that the growth of China's foreign direct investment (FDI) after 2005 mainly came from the service sector. Since 2010, the actual amount of FDI in the service sector has exceeded that in the manufacturing sector, with a gap widening year by year. Compared with the manufacturing sector, is the wider opening up of the service sector more conducive to promoting the green transformation of manufacturing enterprises? If yes, how does that work? It is of great significance to correctly identify this impact and explore ways to actively promote green development by opening the service sector wider up, in order to expand high-level opening up.

From the perspective of the entire industry chain, enterprises can choose to upgrade their products, increase service investment, reduce intermediate physical consumption, and make the entire production process more environmentally friendly. The manufacturing process that generates pollution can also be outsourced to other enterprises in the industry chain to transfer pollution. Therefore, excluding the latter scenario is overwhelmingly necessary to accurately identify the true impact of opening up to foreign investment on emissions reduction in the service sector. Specifically, this paper attempts to make the following additions and innovations. (1) In the theoretical model, this paper divides the intermediate services invested by manufacturing enterprises into two categories: specialized and general services. Between them, integrated enterprises have a higher demand for specialized services, while outsourcing enterprises have a higher demand for general services. When facing the impact of opening up to foreign investment in the service sector, the relative prices of these two types of services change, and the emissions reduction performance of integrated and outsourcing enterprises will be different. (2) In empirical analysis,

this paper adopts a quasi-natural experiment of adjusting foreign investment access policies in the service sector, uses the Triple Difference Method (DDD) to examine the impact of the opening up to foreign investment in the service sector on corporate emissions reduction, and combines integrated and outsourced production modes to further exclude the situation of achieving emissions reduction through “pollution outsourcing”, and more rigorously identifies the impact of opening up to foreign investment in the service industry on corporate emissions reduction.

The study finds a significant difference in the emissions reduction effect of opening up to foreign investment in the service sector between integrated enterprises and outsourcing enterprises. Companies with a high level of asset specificity tend to integrate production, while companies with a low level of asset specificity often outsource production. Therefore, the different demands for specialized and general services ultimately result in the stronger emissions reduction efforts of integrated companies, but less of the outsourcing companies. Further research found that in the face of the opening up to foreign investment in highly specialized service industries, integrated enterprises reduce more emissions than outsourcing enterprises. Taking into account the coordination costs of integrated enterprises and the backward spillover effects of outsourcing enterprises, the opening up to foreign investment in less specialized service industries that include high-tech services will lead to more emissions from integrated enterprises compared to outsourcing enterprises. In addition, the opening up to foreign investment in both clean and non-clean service industries will lead to a greater decrease in the pollution intensity of integrated enterprises than that of outsourcing enterprises.

Since China’s service sector’s FDI openness still lags behind the global average, and environmental pressures remain high, this paper’s findings have clear policy implications. First, pollution control should shift focus from end-of-pipe treatment to regulation over enterprises in the industrial chain. Integrated firms are more motivated to reduce emissions, while outsourcing firms may rely on pollution outsourcing. This provides a theoretical basis for China to transform its environmental governance approach and establish a traceable pollution accountability system between upstream and downstream enterprises while adhering to total control. Second, the service sector’s FDI opening-up should support the green transformation of manufacturing. With non-clean service industries significantly impacting integrated firms’ emissions reduction effort, foreign investment should prioritize cleanliness and productivity to promote service-oriented manufacturing and enhance corporate asset specificity. Third, green development should balance manufacturing with a cautious opening of services to FDI. With FDI favoring services since China’s industrial shift, opening high-tech services could raise emissions from integrated firms due to higher coordination costs, unlike outsourcing firms. Thus, improving domestic firms’ management is key to ensuring efficient service-manufacturing collaboration during this transition.

**Keywords:** Opening up to Foreign Investment in the Service Sector, Production Outsourcing, Emissions Reduction

**JEL:** F21, Q52

责任编辑:世 晴