

制造业投入服务化对出口企业绿色生产率的影响研究

——基于贸易方式异质性的视角

王维薇，卢艺璇

(天津财经大学 经济学院, 天津 300222)

摘要：制造业投入服务化这一生产方式转型为出口企业提升出口竞争力带来了契机。本文聚焦出口企业的绿色全要素生产率，利用中国工业企业数据库、中国海关贸易数据库和区分贸易方式的 OECD 世界投入产出表匹配数据，从微观层面考察了贸易方式异质性视角下制造业投入服务化对出口企业绿色全要素生产率的影响。研究发现，制造业投入服务化与一般贸易企业绿色全要素生产率呈正相关，与加工贸易企业绿色全要素生产率呈负相关。机制研究表明：出口成本、技术创新和管理效率是制造业投入服务化影响出口企业绿色全要素生产率的重要渠道，其中出口成本降低和技术创新促进了一般贸易企业绿色全要素生产率提升；对于加工贸易企业而言，制造业投入服务化造成的成本提高会对绿色全要素生产率产生削弱作用，但管理效率的提升在一定程度上可以抵消部分负向影响。本文在“双碳”背景下拓展和深化了制造业投入服务化的经济效应，对促进中国制造业强国建设和提高出口企业国际竞争力具有一定的政策启示作用。

关键词：制造业投入服务化；出口企业绿色全要素生产率；贸易方式异质性

[中图分类号]F440 [文献标识码]A [文章编号]1002-4034(2025)05-0136-21

引言

随着全球制造业产业分工调整，各国制造业在全球价值链中占据着相应的位置。由于全球气候治理和环境压力的不断加重，贸易与环境的协调发展已经成为外

[收稿日期]2023-09-10

[基金项目]国家社会科学基金一般项目“数字技术驱动的制造业服务化对中国产业升级的影响研究”(21BJY243)

[作者简介]王维薇(1982—)，女，天津人，天津财经大学经济学院副教授、硕士生导师，研究方向：国际服务贸易与开放经济；卢艺璇(1999—)，女，河北邯郸人，天津财经大学经济学院硕士研究生，研究方向：制造业服务化与绿色发展

贸竞争力的重要体现。因此,如何实现出口企业的绿色发展成为各国关注的焦点。出口企业的绿色化转型是各国制造业转变生产方式、实现资源优化配置的重要载体,出口企业提升绿色全要素生产率不仅有利于微观企业的节能减排,而且对构建全球绿色价值链具有重要意义(户华玉和余群芝,2022)。改革开放以来,中国持续提高对外开放水平,统筹国内发展和国际合作互利共赢,参与国际产业分工。但是在改革开放初期,中国有很长一段时间位于“微笑曲线”的低端位置,制造业大而不强,给环境带来了一定的影响,出口企业的环境绩效低于非出口企业,且差距逐渐加大^①。尤其是2005年以来,非出口企业生产过程中二氧化硫去除率明显提升,表明非出口企业的环境绩效显著高于出口企业。

中国的制造业企业出口行为具有异质性的特点,主要依靠两种贸易方式:加工贸易和一般贸易。随着中国劳动力、土地等资源成本上升,传统依赖资源要素价格优势的加工贸易发展受到了一定程度冲击,一般贸易成为主要贸易方式。对无品牌、无渠道、低利润的加工贸易应该如何规划发展?对具有高附加值、高竞争力、高生命力的一般贸易应当如何推动?上述两个问题成为推动高水平对外开放面临的重要问题。2019年12月,《中共中央国务院关于推进贸易高质量发展的指导意见》明确提出要做强一般贸易,增强议价能力,提高效益和规模;提升加工贸易,鼓励向产业链两端延伸,推动产业链升级。本文致力于抓住制造业出口企业这一重要的环境污染责任主体,基于贸易方式异质性的视角,研究提高制造业生产投入要素中服务要素的占比能否提高中国出口企业绿色全要素生产率,为促进中国制造业行业发展、一般贸易企业做大做强和加工贸易企业转型升级,进而提高中国出口竞争力提供一定的理论支持,为中国实现“双碳”目标奠定事实基础。

一、文献综述

“制造业服务化”最早由Vandermerwe和Rada(1988)提出,精准界定了制造业企业通过增加服务要素的投入或服务产品的产出(刘斌和王乃嘉,2016),逐步实现由“制造”向“制造+服务”的转变,从而产生巨大经济效应的过程。近年来,中国出口企业通过转变生产方式逐渐向服务化转型,不断提高出口竞争力,主要体现在制造业投入服务化在出口企业生产效率和国内增加值率(DVAR)等方面。在对出口企业生产效率的影响方面,大部分学者认为两者之间存在显著的促进作用。Crozet和Milet(2017)认为,制造业投入服务化利用生产性服务中的技术和人力资本能够通过技术溢出效应促进制造业出口企业生产效率提升。吕越等(2017)将制造业投入服务化置于全球价值链视角,认为制造业投入服务化能够提高出口企业全要素生产率,其中全球价值链嵌入程度起到正向调节作用。耿伟和王亥园(2019)从出口企业加成率等角度进行研究,证明了制造业投入服务化有利于提高出口企业

^①参考苏丹妮和盛斌(2021)、宋跃刚和张小雨(2022)的做法,以二氧化硫去除量除以工业总产值测算出企业环境绩效指标,由于污染处理指标具有向上性,该指标越大表明企业环境绩效越好。

竞争力。在对出口企业 DVAR 的影响方面,国内学者的研究结论并不相同。龚静等(2019)发现制造业投入服务化能够增强制造业出口企业的增值能力和提升出口国内附加值率。许和连等(2017)、张体俊等(2022)则认为,制造业投入服务化与出口企业 DVAR 之间不是纯粹的正向线性关系,而是存在正 U 型曲线关系和倒 U 型曲线关系。

随着资源约束的加剧,绿色效应成为企业出口竞争力的重要来源。因此,学者们开始关注制造业投入服务化与绿色效应之间的关系,为实现经济增长和环境改善的双赢寻找新的突破点。White 和 Feng(1999)发现制造业投入服务化可以通过改进产品的环境性能来减少环境污染。当前大多数学者主要从减排效应、节能效应和环境绩效等方面展开制造业服务化的绿色效应研究,且大多为宏观层面的研究。针对减排效应的研究,吕越等(2023)认为制造业服务化能够通过企业能源利用结构优化、技术进步和管理效率提升等渠道降低污染排放。黄玉霞和谢建国(2019)、王宏森等(2022)利用国家—行业层面数据,证明制造业投入服务化可以通过产业结构优化降低碳排放强度。针对节能效应的研究,祝树金等(2020)利用省级数据研究提出,制造业服务化可以通过技术创新、资源配置优化和规模扩张促进节能减排。李碧珍和蔡云清(2021)、刘斌等(2021)将要素资源配置效应作为影响路径,从行业层面分别验证了制造业投入服务化对能源消耗和出口隐含碳的作用机制。针对环境绩效的研究,宋跃刚和张小雨(2022)考察了制造业企业投入服务化的环境绩效,并识别出“纯技术进步效应”与“转型升级效应”两条路径。对于企业绿色全要素生产率的研究,大多数学者从环境规制角度切入。例如,何凌云和祁晓凤(2022)将研究视角定位于工业企业,研究了环境规制政策与企业绿色全要素生产率之间存在的倒 U 型关系。

通过以上文献分析可以得出,制造业投入服务化转型能够产生巨大的经济效应和绿色效应。出口企业作为中国外贸发展的微观基础,是实现中国“双循环”战略的重要支撑。目前鲜有学者深入到出口企业微观层面以区分贸易方式的视角来探究制造业投入服务化的影响效应,虽然 Guangqin L 等(2021)研究发现出口贸易方式正逐步由加工贸易向一般贸易转移,环境污染会先恶化后好转,即出口贸易方式的转化与环境污染之间呈现显著的倒 U 型关系,但还有待于深入探索出两种贸易方式的差别及发展方向。制造业出口企业投入服务化转型本质上是一种生产方式的转变,但现有文献更多关注其带来的社会效益,如企业污染排放(郭娟娟等,2022),鲜有文献利用兼顾效率和可持续的绿色全要素生产率这一综合指标进行评价。因此相比已有研究,本文可能的边际贡献在于:一是研究层面上,本文将研究视角聚焦于微观企业层面,采用中国工业企业数据库、中国海关数据库的微观匹配数据,研究了出口企业生产方式的转型升级带来的绿色全要素生产率效应,丰富了相关领域的微观研究。二是研究框架上,出口贸易方式的选择决定了中国在国际产业分工中的位置,一般贸易和加工贸易以其不同的生产经营方式选择拥有截然不同的比较优势特征。本文基于贸易方式异质性视角深入分析,适应了当下中国重构国际产业分

工新形势的现实要求,体现了中国的国情。三是研究指标上,现有关于绿色全要素生产率的测算,大多采用超效率SBM-GML的研究方法,但是该方法对数据要求过于苛刻,无法解释出口企业行为。本文通过构建绿色系数指标,将非期望产出引入企业全要素生产率框架,丰富了现有企业层面绿色全要素生产率指标体系,兼顾了效率和社会福利,能够全面反映出口企业的贸易福利情况(原毅军和谢荣辉,2015),为加快先进制造业和现代服务业深度融合构建更加完善的制造业企业评价体系。

二、理论分析与研究假设

虽然制造业投入服务化的绿色效应得到了学界的普遍认可,但是基于微观视角,关于生产方式转变对出口企业构建新竞争优势的研究仍在不断丰富。鉴于此,本文梳理了贸易方式异质性视角下出口企业进行投入服务化转型对企业绿色全要素生产率的影响规律,并探索了三种可能的渠道——出口成本、技术创新和管理效率,以及其对不同贸易方式的差异化影响。

(一) 出口成本效应

异质性企业贸易理论认为,出口成本是影响出口企业经营存续的重要因素(Melitz, 2003)。首先,现代服务业蕴含着大量的高质量人力资本、管理经验、信息和技术要素,有着显著的知识密集型和技术密集型特征(吕越等, 2023)。这类服务本身就具有成本高的特点,出口企业投入这类服务将直接导致出口成本的提高。其次,服务要素的增加使得出口企业需要进行一系列为了向全球产业链两端延伸而进行的生产方式变革,包括机械设备升级、研发投入增加,以及人力资本培养、管理方式改进和国外市场考察等,助推了出口企业间接出口成本的增加。对于一般贸易企业来说,企业内部产业基础良好,资金雄厚,抵御风险的能力强,增加服务要素的投入符合公司的战略规划,加速与服务要素的深度融合,生产出具有更高附加值的产品,提高资源利用效率,进而促进企业绿色全要素生产率提升。而对于加工贸易企业来说,“两头在外”的生产模式使得这类企业长期从事流程简单、技术含量低的生产活动(包群等, 2014),导致它们更多关注产品的生产过程,注重生产环节的资源投入(祝树金等, 2019)。投入服务化导致出口成本增加,造成企业流动资金不足,以及企业现有产业基础与过度服务化不匹配。这不仅会挤压必要生产要素的投入,造成生产资料的浪费,降低生产效率,而且会影响出口企业用于污染末端治理的资金投入(刘晴和郑基超, 2013)。从全球价值链的视角来看,加工贸易企业由于其处于生产下游的特征,对价值链的控制能力较弱,由投入服务化引致的成本增加更容易体现、更难克服(王恕立和吴楚豪, 2020),不利于出口企业的绿色全要素生产率提高。基于以上分析,本文提出:

假说 1 一般贸易企业制造业投入服务化会通过出口成本效应提高企业绿色全要素生产率,加工贸易企业制造业投入服务化会通过出口成本效应降低企业绿色全要素生产率。

(二)技术创新效应

技术创新是出口企业绿色全要素生产率提升的必要条件。在技术创新中,研发创新的投入和效果代表了一个企业的自主创新能力,是技术创新的核心表现。从产业链来看,企业利用下游生产链中获得的收益为上游研发提供资金支持并反哺到下游生产链。这种良性循环有利于企业摆脱“受制于人”的窘境,取得长期利润。对于一般贸易企业来说,一方面,服务化要素带来的信息、数据和知识等高级生产要素的投入发挥了辐射带动作用,推动企业研发创新,企业借助这些技术效应的支持,改变传统生产模式,有效地促进了企业绿色化生产经营(吕越等,2023);另一方面,研发创新可以迅速打造产品的差异性,形成出口的竞争力,高技术环节在产品中比重的增加弱化了价格竞争的激烈程度。对于生产流程较为单一的加工贸易企业而言,虽然通过投入知识和技术密集型的服务要素可以实现向全球价值链高端的跃迁,但是由于生产经营决策一般受制于人,因此加工贸易企业主动获取服务要素投入的动机不明显。相比于一般贸易,加工贸易在产品开发、自主知识产权和自主品牌建设等方面意识不强,即使投入大量服务要素,所产生的技术外溢效应和收益增加效应较小(丁一兵和孙艺宁,2024),出口企业的绿色全要素生产率的提高效应较弱。基于以上分析,本文提出:

假说 2 制造业投入服务化会通过技术创新提高出口企业的绿色全要素生产率,但相对于加工贸易企业而言,对一般贸易企业的促进作用更加突出。

(三)管理效率效应

制造业投入服务化作为更先进的生产组织方式,在全球价值链的背景下能够更有效地管理“研发—生产—销售”这一价值实现过程,促进企业节能减排,从而提高了出口企业绿色全要素生产率(吕越等,2023)。对于一般贸易企业而言,大多数企业拥有独立的海外市场开拓、物流和销售体系,人力资本、技术研发和管理现代化水平较高,要素结构较为合理。由于全球市场环保意识的增强,高水平的国际经贸规则增加了对于绿色生产的约束条款,各国市场对于出口产品的环保标准等有着较严格的规定,一般贸易企业有能力投入更多资本进行环境污染治理和环保技术提升,积累了较多的绿色技术和污染治理经验,因此绿色全要素生产率基数较大,投入服务化通过改善管理质量对绿色全要素生产率的提升作用有限。而对于加工贸易企业而言,其对全球价值链的掌控能力较弱、资源投入有限,迫切需要通过投入服务优化生产的流程管理,提升在全球价值链中的分工地位,应对高标准国际经贸规则的冲击,因此服务要素的投入有助于提高生产过程中重复性任务的准确性和精确度,改善生产流程的管理质量,降低质量损失(毛其淋和石步超,2022),促进生产效率的提高,生产方式更加集约化,促进企业的绿色全要素生产率提升。基于以上分析,本文提出:

假说3 制造业投入服务化会通过优化管理质量提高出口企业的绿色全要素生产率,但相对于一般贸易企业而言,对加工贸易企业的促进作用更加明显。

三、模型构建、指标说明与数据来源

(一)模型构建

本文旨在考察不同贸易方式下制造业投入服务化对出口企业绿色全要素生产率影响的差异性及其机理,构建如下计量模型:

$$\ln gtfp_{ijkt} = \alpha_0 + \alpha_1 ser_{ijkt} + \theta X + \mu_i + \delta_k + v_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

式(1)中, i 、 j 、 k 和 t 分别表示企业、行业、省份与年份,核心解释变量 ser_{ijkt} 表示出口企业制造业投入服务化水平,被解释变量 $\ln gtfp_{ijkt}$ 表示出口企业绿色全要素生产率, X 表示控制变量集合, μ_i 、 δ_k 和 v_t 分别为企业、省份和时间固定效应。 ε_{ijkt} 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. 核心解释变量:出口企业制造业投入服务化水平(ser_{ijkt})

该变量利用中国工业企业数据库、海关数据库和OECD区分贸易方式的投入产出表的合并数据进行指标构建。本文基于不同贸易方式的出口企业制造业投入服务化水平的测算,主要参考高翔和袁凯华(2020)的做法:

$$\begin{aligned} ser_{\text{一般}} &= \underbrace{DVAR_{FIRM} \times \frac{SDVAR_1^{c1}}{DVAR_1^{c1}}}_{\text{一般贸易企业制造业国内服务化指数}} + \underbrace{FVAR_{FIRM} \times \frac{SFVAR_1^{c1}}{FVAR_1^{c1}}}_{\text{一般贸易企业制造业国外服务化指数}} \\ ser_{\text{加工}} &= \underbrace{DVAR_{FIRM} \times \frac{SDVAR_1^{c2}}{DVAR_1^{c2}}}_{\text{加工贸易企业制造业国内服务化指数}} + \underbrace{FVAR_{FIRM} \times \frac{SFVAR_1^{c2}}{FVAR_1^{c2}}}_{\text{加工贸易企业制造业国外服务化指数}} \end{aligned} \quad (2)$$

式(2)分别描述了一般贸易企业和加工贸易企业制造业服务化指数的构成,说明二者均会受到企业层面增加值率和制造业服务增加值率的影响。具体计算过程如下:

(1)企业国内(外)增加值率的测算

本文出口企业国内增加值主要参照Upward等(2013)的做法,假定加工贸易企业的进口全部用于出口,而一般贸易企业可以进口中间品、资本品和消费品,进口的中间品可被用于出口和内销,并符合“同比例假设”,用公式表述为:

$$DVAR_{FIRM} = \frac{E_p}{E} \left(1 - \frac{M_p}{E_p} \right) + \frac{E_o}{E} \left(1 - \frac{M_o}{X - E_p} \right) \quad (3)$$

式(3)中, M 为进口中间品额, E 为出口额,下标 o 和 p 分别代表一般贸易和加工贸易, X 表示企业总产出。本文参考高翔和袁凯华(2020)的做法,从以下几个方面对上述指标进行改进,使测算结果更准确:第一,识别进口产品类型。将联合

国 BEC (Broad Economic Catalog) 分类标准与海关进出口编码 6 分位码 (HS6) 进行匹配, 将 M_o 改为 $M_{o_{BEC}}$ 。第二, 参考 Ahn 等 (2011) 的做法, 剔除企业名称中包含“进出口”“贸易”“经贸”“外经”“科贸”等字样的样本, 规避中间商企业造成的偏差。第三, 参照单豪杰 (2008) 的做法, 对企业一般贸易活动中进口的资本品进行 10.96% 的折旧。因此, 出口企业国内增加值率的测算公式最终调整为:

$$DVAR_FIRM = \frac{E_p}{E} \left(1 - \frac{M_p}{E_p} \right) + \frac{E_o}{E} \left(1 - \frac{M_{o_{BEC}} + \varphi K_{o_{BEC}}}{X - E_p} \right) \quad (4)$$

(2) 制造业国内 (外) 服务增加值率的测算

参照高翔和袁凯华 (2020) 的做法, 国内增价值率和国外增价值率的计算均以一国出口需求为基础, 其中 E 为出口需求矩阵, V 为增加值率矩阵, B 为里昂惕夫逆矩阵, 假定全球仅存在外国和本国两个国家, 分别用上标 r 和 s 表示, 存在生产和服务两个部门, 分别用下标 1 和 2 表示。以一般贸易部门 $c1$ 为例, 一般贸易部门增加值 (E_1^{c1})、一般贸易部门国内增加值率 ($DVAR_1^{c1}$) 和一般贸易部门国内服务增加值率 ($SDVAR_1^{c1}$) 的公式^①为:

$$\begin{aligned} E_1^{c1} &= \underbrace{V_1^r B_{11}^{rc1} E_1^{c1}}_{\text{国外制造业增加值}} + \underbrace{V_2^r B_{21}^{rc1} E_1^{c1}}_{\text{国外服务业增加值}} + \underbrace{\sum_{s \in \omega} V_1^s B_{11}^{sc1} E_1^{c1}}_{\text{国内制造业增加值}} + \underbrace{V_2^s B_{22}^{sc1} E_1^{c1}}_{\text{国内服务业增加值}} \\ DVAR_1^{c1} &= \frac{\sum_{s \in \omega} V_1^s B_{11}^{sc1} E_1^{c1} + V_2^s B_{22}^{sc1} E_1^{c1}}{E_1^{c1}} \\ SDVAR_1^{c1} &= \frac{V_2^s B_{22}^{sc1} E_1^{c1}}{E_1^{c1}} \end{aligned} \quad (5)$$

同理, 可得加工贸易部门增加值 (E_1^{c2})、加工贸易部门国内增加值率 ($DVAR_1^{c2}$)、加工贸易部门国内服务增加值率 ($SDVAR_1^{c2}$)、一般贸易部门国外增加值率 ($FVAR_1^{c1}$)、一般贸易部门国外服务增加值率 ($SFVAR_1^{c1}$)、加工贸易部门国外增加值率 ($FVAR_1^{c2}$) 和加工贸易部门国外服务增加值率 ($SFVAR_1^{c2}$)。

2. 被解释变量: 出口企业绿色全要素生产率 ($\ln gtfp_{ijkt}$)

该指标构建主要参考 Yuegang S 等 (2021) 的做法, 公式为:

$$\ln gtfp_{ijkt} = \ln (GC_{jt} \times tfp_{ijkt}) \quad (6)$$

(1) 绿色系数的测算

式 (6) 中, GC_{jt} 表示绿色系数。首先利用 2000—2013 年环境统计年鉴中行业层面的“三废”数据^②与中国工业企业数据库进行匹配, 然后参考刘巧玲等 (2012) 的做法, 对原始指标数据进行几何平均标准化以削弱不同量纲的影响, 进而得到绿色系数 (GC) 指标。

^① $c1$ 、 $c2$ 和 $c3$ 分别代表一般贸易、加工贸易和服务行业, 利用 $\omega = \{c1, c2\}$ 代表中国所有制造业生产类型的集合。

^②“三废”为工业废水 (万吨)、工业废气 (亿立方米) 和工业二氧化硫 (万吨)。

$$GC_{jt} = (A_{jt})^{-1} = \frac{1}{(\overline{E}_{jt} \times \overline{P}_{jt})^{1/2}} \quad (7)$$

$\overline{E}_{jt}$ 为 j 行业的污染排放强度, 等于单个行业的污染排放量除以单个行业的工业增加值, $\overline{P}_{jt}$ 为 j 行业的污染排放规模, 等于单个行业的污染排放量除以所有行业的污染排放量。

(2) 企业全要素生产率的测算

tfp_{ijkt} 代表企业全要素生产率。由于本文的数据时间区间为 2000—2013 年, 然而 2008 年之后中国工业企业数据库没有提供工业增加值和工业中间投入, 无法采用 LP 方法计算全要素生产率, 因此本文借鉴蒋冠宏和蒋殿春(2014)以及李磊等(2018)的做法, 利用工业总产值、固定资产净值^①以及从业人数等指标, 采用固定效应法计算企业全要素生产率。为了保证研究结果的稳健性, 本文采用 LP 法计算出 2000—2007 年的企业全要素生产率作为稳健性检验。

3. 控制变量

为了避免遗漏变量偏差等问题, 本文的控制变量选取包含企业、行业、省份等三个层面。借鉴苏丹妮和盛斌(2021)、宋跃刚和张小雨(2022)、吕越等(2023)的做法, 引入出口企业存续时间、规模、融资约束、资本劳动比和行业密集度等控制变量, 具体定义与测度方法见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量名称	测算方法	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
绿色全要素生产率	$\ln(GC \times tfp)$	418 723	5.305	1.524	-0.615	11.18
制造业投入服务化水平	贸易增加值核算方法	418 723	0.300	0.065	0.055	0.44
出口企业规模	$\ln(\text{工业总产值}/\text{企业员工总数的对数})$	418 723	5.587	1.065	-1.660	15.05
出口企业存续时间	当年年份-企业开业时间+1	418 723	10.030	8.282	1	170
出口企业资本劳动比	$\ln(\text{固定资产年平均余额}/\text{企业员工总数})$	418 723	3.573	1.497	-7.541	13.65
出口企业利润率	$\ln(\text{利润总额}/\text{工业总产值})$	418 562	0.033	1.001	-501.1	224.80
出口企业融资约束	SA 指数的绝对值	418 723	3.039	1.005	0	12.230
行业密集度	(企业销售额/行业销售额)的平方和	418 723	0.0120	0.053	0.001	1
财政支出力度	地区财政支出/收入	418 723	0.761	0.138	0.053	0.951

^①2009 年后缺少了固定资产净值指标, 采用固定资产合计减折旧进行替代。

(三) 数据来源

本文共使用四套数据：2000—2013 年中国工业企业数据库、2000—2013 年中国海关数据库、2021 版 OECD 投入产出表以及 2000—2013 年《中国环境统计年鉴》^①。首先，本文参考田巍和余森杰(2013)、聂辉华等(2012)、许家云等(2015)的做法，对中国工业企业数据库进行处理，主要包括：①删除不符合“通用会计准则”的数据，如流动资产、固定资产合计和固定资产净值年平均余额等指标大于总资产等情况。②删除重复记录的法人单位代码和法人单位名称。③删除异常值，如总资产、全年营业收入合计、工业总产值、工业销售产值、工业增加值、流动资产合计、流动资产年平均余额、固定资产净值年平均余额、本年应付工资总额、工业中间投入合计、固定资产合计和职工人数缺失的观测值，以及主要使用指标存在小于或等于 0 的观测值，开业时间月份大于 12 或小于 1 的观测值，企业存续时间小于 0 的观测值。其次，对于中国工业企业数据库和中国海关数据库的匹配方法选择，本文参考田巍和余森杰(2013)的做法，成功匹配得到 577 705 条数据。最后，由于本文的研究样本是微观企业数据，样本区间内国民经济行业分类标准经过多次调整，而本文计算制造业投入服务化所依据的经济合作与发展组织公布的 2021 版区分中国贸易方式的国家区域间投入产出表(OECD ICIOT)所采用的行业分类标准为《国际标准行业分类》修订本第 4 版(ISICRev4.0)，因此本文将国民经济行业分类的历次标准统一到 2017 版本，即 GB/T47542017，并依据国家统计局公布的国民经济行业分类 GB/T47542017 与 ISICRev4.0 对照表，对企业的行业分类与制造业投入服务化的行业分类进行客观匹配，以克服手动匹配的主观性。

四、实证结果分析

(一) 基准估计结果

为了实证检验异质性视角下制造业投入服务化对绿色全要素生产率的影响，根据上文构建的计量模型，同时控制时间层面固定效应、省份层面固定效应和企业层面固定效应，回归结果如表 2 所示。列(1)和列(2)为仅加入企业层面的控制变量，解释变量制造业投入服务化对一般贸易企业绿色全要素生产率提升呈显著正相关、与加工贸易企业呈显著负相关。列(3)和列(4)为加入企业、行业层面控制变量的回归结果，结果仍显示出一般贸易企业制造业投入服务化与绿色全要素生产率具有显著正相关关系，而加工贸易企业制造业投入服务化与绿色全要素生产率具有显著负相关关系。列(5)和列(6)同时加入企业层面、行业层面和省份层面控制变量，结果依旧未发生改变，表明在样本观察期内，制造业投入服务化有利于一般贸易企业绿色全要素生产率提升，而不利于加工贸易企业绿色全要素生产率提升。

^①由于 2010 年中国工业企业数据库的数据质量较差，因此回归中不包含该年数据。

表 2 基准回归

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	一般贸易企业	加工贸易企业	一般贸易企业	加工贸易企业	一般贸易企业	加工贸易企业
	绿色全要素生产率	绿色全要素生产率	绿色全要素生产率	绿色全要素生产率	绿色全要素生产率	绿色全要素生产率
制造业投入服务化	0.104 ** (0.044)	-0.084 * (0.047)	0.095 ** (0.044)	-0.087 * (0.047)	0.091 ** (0.044)	-0.088 * (0.047)
出口企业规模	0.060 *** (0.005)	0.037 *** (0.006)	0.059 *** (0.005)	0.036 *** (0.006)	0.060 *** (0.005)	0.037 *** (0.006)
出口企业存续时间	-0.006 *** (0.001)	-0.007 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)	-0.007 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)	-0.007 *** (0.001)
出口企业资本劳动比	-0.016 *** (0.002)	-0.008 ** (0.003)	-0.016 *** (0.002)	-0.008 ** (0.003)	-0.016 *** (0.002)	-0.008 ** (0.003)
出口企业利润率	-0.008 ** (0.003)	0.004 *** (0.002)	-0.008 ** (0.003)	0.004 *** (0.002)	-0.008 ** (0.003)	0.004 *** (0.002)
出口企业融资约束	0.129 *** (0.008)	0.161 *** (0.010)	0.129 *** (0.008)	0.161 *** (0.010)	0.129 *** (0.008)	0.161 *** (0.010)
行业集中度	—	—	-0.547 *** (0.031)	-0.478 *** (0.048)	-0.548 *** (0.031)	-0.479 *** (0.048)
财政支出力度	—	—	—	—	0.219 *** (0.078)	0.225 ** (0.096)
_cons	3.276 *** (0.419)	3.404 *** (0.410)	3.294 *** (0.419)	3.412 *** (0.410)	3.147 *** (0.422)	3.267 *** (0.414)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	224 278	194 284	224 278	194 284	224 278	194 284
R ²	0.186	0.206	0.188	0.207	0.188	0.207

注：*、**和***分别表示估计系数在10%、5%和1%的水平上显著，()内为标准误。下表同。

表 2 控制变量的结果显示，出口企业规模(*lnscale*) 在 1% 的水平上显著为正，符合“熊彼特假说”的观点，认为规模较小的企业创新动机不强，在技术创新中并不占优势。企业规模越大，越有利于技术创新，企业绿色全要素生产率较高(王杰和刘斌，2014)。出口企业存续时间(*age*) 在 1% 的水平上显著为负，说明经营时间较长的企业可能会因守旧导致创新的动力不足，因此不利于企业绿色全要素生产率的提升(毛其淋和许家云，2017)。出口企业资本劳动比(*lnkl*) 显著为负，可能的原因在于人均资本过高会导致单位资本创造的价值降低，形成资源错配，一般贸易企业资本投入更高，该负面影响更加明显。一般贸易企业利润率(*profit_rate*) 显著为负，加工贸易企业利润率显著为正，说明过高的利润率会挤压一般贸易企业绿色全要素生产率的提高，经营状况良好的加工贸易企业将有更多的资金用于促进企业绿色全要素生产率改善。出口企业融资约束能力(*fc*) 在 1% 的水平上显著为正，说明一定程度上企业流动资金较充裕，能够较好地承担企业转型成本。行业集

中度 (*HHI*) 在 1% 的水平上显著为负, 说明行业垄断不利于企业绿色全要素生产率的提高(吕越等, 2018)。地区财政支出力度 (*fiscal*) 显著为正, 说明地区政府财政支出力度大, 企业营商环境好, 更有利于企业绿色全要素生产率的提高。

(二) 稳健性检验

1. 改变制造业投入服务化指标

现实情况下, 制造业投入服务化还有可能受到附加值回流和重复计算等带来的测算结果过大或者过小的影响, 因此参考高翔等(2019)中所列数据, 在本文基准模型中加上回流系数并减去重复计算系数, 新生成的企业国内增加值率的测算公式如式(8)所示, 以此来替代原有的制造业投入服务化指标。表 3 列(1)和列(2)为考虑回流系数和重复计算系数后一般贸易和加工贸易的回归结果, 结果与基准回归一致。

$$DVAR_FIRM = \frac{E_p}{E} \left(1 - \frac{M_p}{E_p} \right) + \frac{E_o}{E} \left(1 - \frac{M_{O_{BEC}} + \varphi K_{O_{BEC}}}{X - E_p} \right) - \theta_{RDV} + \theta_{PDC} \quad (8)$$

2. 改变出口企业绿色全要素生产率指标

基准回归中, 企业全要素生产率测算由于缺乏工业增加值、中间要素投入等关键变量, 本文选择采用固定效应法测算。此种估计方法可能会产生同时性偏差和样本选择性偏差问题(鲁晓东和连玉君, 2012), 因此此部分选择用 LP 法计算 2000—2007 年的企业全要素生产率, 进行指标替代, 克服同时性偏差和样本选择性偏差带来的影响。结果显示与基准回归一致, 如表 3 列(3)和列(4)所示, 基准回归结果稳健。

表 3 稳健性检验

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	一般贸易企业	加工贸易企业	一般贸易企业	加工贸易企业	一般贸易企业	加工贸易企业
	绿色全要素生产率	绿色全要素生产率	绿色全要素生产率	绿色全要素生产率	绿色全要素生产率	绿色全要素生产率
制造业投入服务化	—	—	0.308 * (0.161)	-0.206 *** (0.066)	—	—
制造业投入服务化 2	0.211 *** (0.064)	-0.099 * (0.055)	—	—	0.336 ** (0.165)	-0.150 ** (0.068)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	171 585	166 155	104 961	115 336	104 961	115 336
R ²	0.177	0.226	0.262	0.269	0.262	0.269

3. 同时改变制造业投入服务化和出口企业绿色全要素生产率指标

基于以上指标的构建，同时对解释变量和被解释变量指标进行替代。表 3 列(5)和列(6)结果显示，一般贸易企业显著为正，而加工贸易企业显著为负，与基准回归结果一致，再次印证了基准回归结果的稳健性。

4. 内生性检验。

为了避免反向因果的影响，进行工具变量回归。本文参考宋跃刚和张小雨(2022)的做法，选择将日本制造业投入服务化作为本文的工具变量。为了验证工具变量的合理性，本文基于 Goldsmith-Pinkham 等(2020)指出的 Bartik 工具变量的识别条件，依照 Kiril 等(2022)的做法，从省份层面和企业层面进行平衡性检验^①，表明日本制造业国内(外)服务增加值率在各省份和各企业的应用水平与中国出口企业绿色全要素生产率的各特征不相关，符合工具变量的外生性。而且，中国和日本的制造业服务化在产业结构、服务化类型结构等方面具有显著的共性特征，日本的制造业服务化水平仍高于中国，对中国制造业发展具有重要的借鉴作用，说明工具变量与解释变量具有一定的相关性，见表 4 列(1)和列(2)。表 4 列(3)和列(4)分别对一般贸易企业和加工贸易企业的内生性检验，结果与基准回归保持一致。

表 4 内生性检验

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
	相关性分析		一般贸易企业	加工贸易企业
	制造业服务化 均值	日本制造业 投入服务化	绿色全要素 生产率	绿色全要素 生产率
制造业投入服务化	0.176 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)	0.692 *** (0.103)	-0.990 *** (0.163)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
观测值	417 387	418 562	175 816	164 061
LM 检验	—	—	3.2e+04	1.4e+04
Wald F 检验	—	—	1.4e+04	5 447.970
Sargan-Hansen 检验	—	—	1 541.816	84.038

①篇幅所限，数据留存备索。凡备索资料均可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“刊文补充数据查阅”栏目查询、下载。

五、异质性分析

(一)投入服务行业的异质性

在探究制造业投入服务化是如何影响企业出口行为时，一般会考虑到服务中间投入的行业差异，来自不同领域的投入服务化对企业的影响存在一定的差异性。关于服务中间投入行业异质性的识别，本文借鉴丁一兵和孙艺宁(2024)的做法，从服务行业中选择金融保险、信息通信、运输仓储和专业科学技术四个代表性行业的服务中间投入，分别对一般贸易企业和加工贸易企业绿色全要素生产率进行回归。表 5 汇报了回归结果，列(1)至列(4)为一般贸易企业的回归结果，列(5)至列(8)为加工贸易企业的回归结果。金融保险服务业和专业科学技术服务业的回归结果比较符合预期，可能是由于一般贸易企业通常会因获利能力较强获得性价比更高的融资渠道，由于贸易高质量发展的导向，还可以享受诸如财政补贴、地方或行业专项基金等多项融资优惠政策(毛其淋和石步超，2022)，而且专业技术的大量投入也有助于企业进行技术创新，促进绿色全要素生产率的提升；而加工贸易企业偿债能力有限，融资规模的增加会增加偿债负担，同时由于加工贸易方式的“两头在外”特点和吸收技术外溢的成本较高，因此更低的融资约束和更高的技术投入反而不利于绿色全要素生产率的提高。信息通信和运输仓储的回归结果皆显著为负，可能是由于中国电信行业长期处于特殊市场地位，电信服务供应商的“先占优势”和“在位优势”在一定程度上影响市场竞争，不利于资源的优化配置(丁一兵和孙艺宁，2024)，进而抑制了出口企业绿色全要素生产率的提高，一般贸易企业需要自主把控价值链的各个环节，因此该抑制作用更加明显；运输仓储属于传统服务业，长期存在结构不合理、效率不高等问题，需要经历长期的行业发展和整合(张体俊等，2022)，才能发挥其对绿色全要素生产率的提升作用。

表 5 投入服务行业的异质性

项目	一般贸易企业的绿色全要素生产率				加工贸易企业的绿色全要素生产率			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	金融保险	信息通信	运输仓储	专业科学技术	金融保险	信息通信	运输仓储	专业科学技术
制造业投入服务化	1.902 *** (0.538)	-17.344 *** (0.391)	-7.759 *** (0.520)	1.343 *** (0.332)	-1.245 *** (0.233)	-4.069 *** (0.331)	-16.726 *** (0.533)	0.452 (0.482)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	224 278	224 278	224 278	224 278	194 284	194 284	194 284	194 284
R ²	0.378	0.388	0.379	0.378	0.363	0.363	0.368	0.363

(二)地区异质性

考虑到中国各地区经济发展水平差异较大，本文参照马野青和庄金凤(2024)的做法，按照国家统计局划分标准，本文将企业所属地区分为东部和非东部^①进行分组检验。结果如表 6 所示，其中列(1)和列(4)为东部地区出口企业的制造业投入服务化对企业绿色全要素的影响，东部地区的对外开放水平和竞争力水平高，具有打造高质量制造业品牌的先天优势，有利于一般贸易企业绿色全要素生产率提升，但是伴随的成本投入过高可能抑制加工贸易企业的绿色技术提升效果。列(2)和列(5)代表非东部地区出口企业的制造业投入服务化对企业绿色全要素的影响，由于非东部地区的经济发展水平较落后、环境治理效率较低，因此服务要素更多被用于提升出口企业生产环节的盈利能力而非绿色技术和污染治理，投入服务化的绿色全要素生产率提升效果不显著，且在加工贸易方式上显著负向影响(宋跃刚和张小雨，2022)。在分组进行异质性检验时，为了避免估计系数置信区间的重叠区域影响系数比较，本文参照李小平和崔致远(2024)的做法，对此进行组间系数差异检验(Chow 检验)。在分地区样本进行的异质性检验中，设置虚拟变量，将处于东部地区的企业设为“1”，其他企业设为“0”，将交叉项引入回归模型。回归结果显示，无论是一般贸易企业还是加工贸易企业，制造业投入服务化的影响系数在东部地区和非东部地区之间都存在显著差异，如表 6 列(3)和列(6)所示。

表 6 地区异质性

项目	一般贸易企业的绿色全要素生产率			加工贸易企业的绿色全要素生产率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部	非东部	组间差异检验	东部	非东部	组间差异检验
制造业投入服务化	0.111 ** (0.052)	0.100 (0.075)	0.653 *** (0.074)	-0.063 (0.050)	-0.225 * (0.119)	0.467 *** (0.081)
制造业投入服务化× 东部地区	—	—	0.399 *** (0.089)	—	—	-0.211 *** (0.077)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	183 949	40 329	224 278	173 857	20 427	194 284
R ²	0.178	0.271	0.188	0.203	0.277	0.207

①按照国家统计局划分标准，东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南。

(三)行业异质性

考虑到不同企业所处行业不同，其生产过程中密集使用的要素具有一定的差异性，本文将制造业细分为劳动密集型制造业(10 个)、资本密集型制造业(8 个)和技术密集型制造业(12 个)^①进行回归分析。其中，表 7 中列(1)至列(3)为一般贸易企业行业异质性，列(5)至列(7)为加工贸易企业行业异质性。回归结果显示，制造业投入服务化不利于劳动密集型行业，可能是由于劳动密集型行业位于价值链的低端位置，对高附加值的服务投入需求较小，生产增值能力较弱，因而投入服务化对绿色生产率提升没有明显的作用。对一般贸易企业而言，一般贸易企业资本密集型行业和技术密集型行业的制造业投入服务化水平与企业绿色全要素生产率呈正相关；对加工贸易企业而言，资本密集型行业的制造业投入服务化水平与企业绿色全要素生产率呈正相关，技术密集型行业的制造业投入服务化水平与企业绿色全要素生产率呈正相关，但是不显著。其可能的原因是这些行业中的企业更倾向于生产高附加值的产品，需要将高端服务融入企业生产环节来满足企业自身的高要求。接

表 7 行业异质性

项目	一般贸易企业的绿色全要素生产率				加工贸易企业的绿色全要素生产率			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	劳动 密集型	资本 密集型	技术 密集型	组间 差异检验	劳动 密集型	资本 密集型	技术 密集型	组间 差异检验
制造业投入服务化	-0.254 *** (0.069)	0.206 *** (0.051)	0.134 ** (0.060)	0.532 *** (0.076)	-0.558 *** (0.065)	0.180 *** (0.049)	0.043 (0.062)	-0.117 (0.078)
制造业服务化× 劳动密集型	—	—	—	0.366 *** (0.098)	—	—	—	0.723 *** (0.100)
制造业服务化× 资本密集型	—	—	—	-3.587 *** (0.146)	—	—	—	-4.125 *** (0.167)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	106 410	35 620	82 248	224 278	101 907	19 020	73 357	194 284
R ²	0.210	0.444	0.344	0.216	0.279	0.507	0.378	0.234

①根据 GB/T47542017，本文将大类代码为 14、17、18、19、20、21、23、24、29 和 33 的行业划归为劳动密集型行业，将大类代码为 13、15、16、22、25、30、31 和 32 的行业划归为资本密集型行业，将大类代码为 26、27、28、34、35、36、37、38、39、40、41 和 43 的行业划归为技术密集型行业。

下来,在按行业异质性进行的分组检验中,为了识别制造业投入服务化在不同样本组中的系数差异,根据上文的研究方法,分别依据企业是否属于劳动密集型行业和是否属于资本密集型行业设置虚拟变量,并与制造业投入服务化构成交互项引入回归模型,结果如表7列(4)和列(8)。回归结果显示,在一般贸易和加工贸易下,制造业投入服务化对出口企业绿色全要素生产率的影响系数在不同要素密集型行业之间均存在显著差异。

六、影响机制检验

借鉴江艇(2022)的做法,本文利用两步法的中介效应模型,揭示第三方变量在解释变量与被解释变量之间的中介效应。

1. 出口成本效应

$$\ln cost_{ijkt} = \alpha_0 + \alpha_1 ser_{ijkt} + \theta X + \mu_i + \delta_k + v_t + \varepsilon \quad (9)$$

关于出口成本($\ln cost$)指标的衡量,本文借鉴刘斌和王乃嘉(2016)的做法,出口成本=出口比率×(管理费用+财务费用+产品销售成本+产品销售费用+主营业务应付工资总额+主营业务应付福利费用总额)。由于主营业务应付工资总额、主营业务应付福利费用总额部分年份缺失,本文采用移动平均法将缺失补齐并利用截尾处理消除极端值的影响。表8列(1)和列(2)为出口成本效应的回归结果。列(1)显示制造业投入服务化与一般贸易企业出口成本呈负相关,表明对于一般贸易企业制造业投入服务化的程度越深,企业越容易克服出口成本的增长。列(2)显示制造业投入服务化与加工贸易企业出口成本呈正相关,表明加工贸易企业投入服务化的程度越深,企业需要克服的来自出口成本的压力越大,企业绿色全要素生产率提升的难度越大。这一回归结果验证了本文的假说1成立。

2. 技术创新效应

$$\ln innova_{ijkt} = \alpha_0 + \alpha_1 ser_{ijkt} + \theta X + \mu_i + \delta_k + v_t + \varepsilon \quad (10)$$

关于技术创新($\ln innova$)的衡量,本文借鉴龙飞扬和殷凤(2019)的做法,用新产品产值除以工业总产值的比值表示。由于新产品产值指标部分年份缺失,本文采用移动平均法将缺失补齐,并利用截尾处理消除极端值的影响,回归结果显示制造业投入服务化对一般贸易企业技术创新的影响显著为正,而对加工贸易企业技术创新的影响不显著,如表8列(3)和列(4)所示。这一结果验证了假说2。制造业服务化投入的增加,可能使贸易企业借助进口或外溢效应获取更专业的服务要素,从而更容易接触现代化的科学管理技术和营销理念,进而显著提升企业应对绿色发展的研发能力(袁征宇等,2020)。一般贸易企业的基础研发和技术吸收能力均高于加工贸易企业,因此上述效果更为显著。

3. 管理效率效应

$$\ln G\&A_{ijkt} = \alpha_0 + \alpha_1 ser_{ijkt} + \theta X + \mu_i + \delta_k + v_t + \varepsilon \quad (11)$$

关于管理效率($\ln G\&A$)的衡量,本文借鉴Yu(2022)的做法,用控制了企业规模、出口行为以及成本加成后的管理费用残差值的对数衡量各个企业的管理效率,

该值越大，代表管理效率越低，回归结果如表 8 列(5)和列(6)所示。这与假说 3 的预期基本一致(武力超等，2023)，制造业投入服务化可以显著促进加工贸易企业管理的提升，进而提升绿色全要素生产率，对于一般贸易企业几乎没有影响。这可能是由于加工贸易企业本身缺乏对于价值链的整体把控，容易出现因生产环节割裂导致的低效率，研发、金融和物流等服务要素的投入将有效链接既有的生产环节，从而通过管理效率的优化提高企业的绿色全要素生产率，而一般贸易企业本身就内置了各生产环节，既有管理效率较高，因此投入服务化的促进作用不明显。

表 8 影响渠道检验

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	一般贸易企业 出口成本	加工贸易企业 出口成本	一般贸易企业 技术创新	加工贸易企业 技术创新	一般贸易企业 管理效率	加工贸易企业 管理效率
制造业投入服务化	-0.385 ** (0.189)	0.480 *** (0.047)	0.105 *** (0.032)	0.023 (0.027)	-0.010 (0.103)	-0.085 *** (0.031)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	100 659	127 255	150 642	156 018	152 927	161 975
R ²	0.250	0.342	0.003	0.003	0.108	0.070

七、结论与政策启示

本文基于 2000—2013 年中国工业企业数据库、中国海关数据库和区分贸易方式的 OECD 世界投入产出表以及中国环境统计年鉴匹配数据，测算了出口企业制造业投入服务化水平和出口企业绿色全要素生产率，实证检验了不同贸易方式下制造业投入服务化对出口企业绿色全要素生产率的影响效应及作用机制。

(一) 结论

本文在提出制造业投入服务化如何影响不同贸易方式出口企业绿色全要素生产率的假说的基础上，采用 2000—2013 年中国工业企业数据库和中国海关数据库的匹配数据对理论假说进行了检验。研究发现，第一，制造业投入服务化与一般贸易企业绿色全要素生产率呈正相关，与加工贸易企业绿色全要素生产率呈负相关，并在进行了一系列稳健性检验后，该结论仍然成立。第二，制造业投入服务化对出口

企业绿色全要素生产率的影响存在投入服务行业、地区和行业类型的差异。第三,制造业投入服务化会通过出口成本效应、技术创新效应和管理效率效应对出口企业绿色全要素生产率产生影响。其中,一般贸易企业通过降低出口成本和提高技术创新产生促进作用,加工贸易企业则只是通过提高管理效率对绿色全要素生产率略有改善。

(二)政策启示

本文结论对于挖掘中国对外贸易的竞争新优势,推进中国贸易的高质量发展有重要意义。第一,要坚持推进一般贸易企业和加工贸易企业制造业投入服务化进程。制造业投入服务化是一个长期的战略性举措,是国家“两业融合”重要战略部署的关键环节。虽然制造业投入服务化与加工贸易企业绿色全要素生产率呈负相关关系,但是通过异质性分析和机制检验,制造业投入服务化有利于促进资本密集型行业绿色全要素生产率提高、提高管理效率可以发挥正向促进作用。因此通过持续推进制造业投入服务化的深化、促进加工贸易向资本密集型和技术密集型转移,促进地区各产业间的平衡发展,势必会促进出口企业绿色转型,进而提高出口企业国际竞争力。第二,为了降低出口企业成本并推动技术创新,国家应积极为处于服务化转型期的企业提供政策支持。通过降低出口企业的制度性交易成本、税费负担、物流成本和管理成本,以及提供技术创新补贴和公益型技术扶持,筑牢企业服务化转型的后盾,助力企业顺利跨越服务化转型的门槛,加速实现制造业投入服务化的正向效应。第三,因地制宜推进制造业投入服务化,鼓励一般贸易企业、新兴服务业参与制造业服务化转型,重视资本密集型行业和技术密集性行业,平衡东部地区与非东部地区的发展。

[参考文献]

- [1]包群,叶宁华,邵敏.出口学习、异质性匹配与企业生产率的动态变化[J].世界经济,2014,37(4): 26-48.
- [2]丁一兵,孙艺宁.制造业投入服务化与中国企业出口贸易方式转型[J].经济评论,2024(2): 71-89.
- [3]耿伟,王亥园.制造业投入服务化与中国出口企业加成率[J].国际贸易问题,2019(4): 92-108.
- [4]郭娟娟,许家云,杨俊.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[J].国际贸易问题,2022(5): 137-154.
- [5]高翔,黄建忠,袁凯华.价值链嵌入位置与出口国内增加值率[J].数量经济技术经济研究,2019,36(6): 41-61.
- [6]高翔,袁凯华.中国企业制造业服务化水平的测度及演变分析[J].数量经济技术经济研究,2020,37(11): 3-22.
- [7]龚静,盛毅,袁鹏.制造业服务化与企业出口国内附加值率——基于制造企业微观数据的实证分析[J].山西财经大学学报,2019,41(8): 57-70.
- [8]卢华玉,余群芝.制造业数字化转型能否降低出口隐含碳强度[J].国际贸易问题,2022(7): 36-52.
- [9]何凌云,祁晓凤.环境规制与绿色全要素生产率——来自中国工业企业的证据[J].经济学动态,2022(6): 97-114.
- [10]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].财贸经济,2019,40(8): 100-115.

- [11] 蒋冠宏, 蒋殿春. 中国企业对外直接投资的“出口效应”[J]. 经济研究, 2014, 49(5): 160-173.
- [12] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [13] 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.
- [14] 刘斌, 王乃嘉, 余森杰. 制造业服务要素投入与出口中的隐含碳——基于全球价值链环境成本视角的研究[J]. 中国人民大学学报, 2021, 35(2): 81-94.
- [15] 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.
- [16] 吕越, 陈泳昌, 华岳. 制造业服务化与企业减排[J]. 经济评论, 2023(2): 139-155.
- [17] 吕越, 盛斌, 吕云龙. 中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗[J]. 中国工业经济, 2018(5): 5-23.
- [18] 李碧珍, 蔡云清. 制造业服务化转型对能源消耗水平影响的测度——基于中国 39 个行业面板数据的实证分析[J]. 东南学术, 2021(5): 159-169.
- [19] 刘巧玲, 王奇, 刘勇. 经济增长、国际贸易与污染排放的关系研究——基于美国和中国 SO₂ 排放的实证分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2012, 22(05): 170-176.
- [20] 刘晴, 郑基超. 贸易成本、技术选择和外资出口企业转型——基于异质性企业贸易理论的视角[J]. 贸易经济, 2013(7): 79-86.
- [21] 李磊, 冼国明, 包群. “引进来”是否促进了“走出去”——外商投资对中国企业对外直接投资的影响[J]. 经济研究, 2018, 53(3): 142-156.
- [22] 龙飞扬, 殷凤. 制造业投入服务化与出口产品质量升级——来自中国制造企业的微观证据[J]. 国际经贸探索, 2019, 35(11): 19-35.
- [23] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541-558.
- [24] 李小平, 崔致远. 关税冲击如何影响中国企业的全球价值链攀升[J]. 数量经济技术经济研究, 2024(7): 71-92.
- [25] 马野青, 庄金凤. 制造业投入服务化与企业全要素生产率——基于中国制造业微观企业的经验研究[J]. 中国经济问题, 2024(2): 166-181.
- [26] 毛其淋, 石步超. 工业机器人如何影响企业出口模式[J]. 国际贸易问题, 2022(12): 38-53.
- [27] 毛其淋, 许家云. 中间品贸易自由化提高了企业加成率吗——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 2017, 16(2): 485-524.
- [28] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012, 35(5): 142-158.
- [29] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952—2006 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, 25(10): 17-31.
- [30] 宋跃刚, 张小雨. 中国制造业企业投入服务化对环境绩效的影响研究[J]. 世界经济研究, 2022(12): 101-117+134.
- [31] 苏丹妮, 盛斌. 服务业外资开放如何影响企业环境绩效——来自中国的经验[J]. 中国工业经济, 2021(6): 61-79.
- [32] 田巍, 余森杰. 企业出口强度与进口中间品贸易自由化: 来自中国企业的实证研究[J]. 管理世界, 2013(1): 28-44.
- [33] 王宏森, 周辉, 何冬妮. 制造业服务化对碳强度的影响研究[J]. 技术经济, 2022, 41(2): 96-107.

- [34]王恕立,吴楚豪.制造企业“服务化”能否提升出口国际竞争力——来自中国制造企业的证据[J]. 产业经济研究, 2020(4): 16-31.
- [35]王杰,刘斌.环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析[J]. 中国工业经济, 2014(3): 44-56.
- [36]武力超,陈凤兰,李嘉欣.制造业投入服务化与企业全球绿色价值链分工地位[J]. 国际经贸探索, 2023, 39(6): 52-66.
- [37]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.
- [38]许家云,佟家栋,毛其淋.人民币汇率、产品质量与企业出口行为——中国制造业企业层面的实证研究[J]. 金融研究, 2015(3): 1-17.
- [39]肖土盛,孙瑞琦,袁淳,等.企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J]. 管理世界, 2022, 38(12): 220-237.
- [40]原毅军,谢荣辉.产业集聚、技术创新与环境污染的内在联系[J]. 科学学研究, 2015, 33(9): 1340-1347.
- [41]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.
- [42]张体俊,黄建忠,高翔.制造业投入服务化、产品质量与价值链分工:嵌入位置及升级模式[J]. 国际经贸探索, 2022, 38(8): 50-67.
- [43]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]. 财贸经济, 2020, 41(11): 126-140.
- [44]祝树金,谢煜,段凡.制造业服务化、技术创新与企业出口产品质量[J]. 经济评论, 2019(6): 3-16.
- [45]AHN J B, KHANDELWAL A K, WEI S J. The Role of Intermediaries in Facilitating Trade[J]. Journal of International Economics, 2011, 84(1): 73-85.
- [46]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).
- [47]GOLDSMITH-PINKHAM P, SORKIN I, SWIFT H. Bartik Instruments: What, When, Why, and How[J]. American Economic Review, 2020, 110(8).
- [48]GUANGQIN L, XUBING F, MAOTAO L. Environmental Governance Effect of the Transformation of Export Trade Mode: Empirical Evidence from 194 Cities in China[J]. Environmental Science and Pollution Research International, 2021, 29(15).
- [49]KIRILL B, PETER H, XAVIER J. Quasi-experimental Shift-share Research Designs[J]. The Review of Economic Studies, 2022, 89(1).
- [50]MARC J MELITZ. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. Econometrica, 2003. 6(71): 1695-1725.
- [51]UPWARD R, WANG Z, ZHENG J. Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports[J]. Journal of Comparative Economics, 2013, 41(2).
- [52]VANDERMERWE S, RADA J. Servitization of Business: Adding Value by Adding Services[J]. European Management Journal, 1988, 6(4): 314-324.
- [53]WHITE A L, FENG L. Servicizing: The Quiet Transition to Extended Product Responsibility[M]. Boston: Telus Institute; 1999.
- [54]YU M. China's Miracle in Foreign Trade[M]. Princeton: Trust & Wisdom Press, 2022.
- [55]YUEGANG S, FENG H, XIAOZHEN H, et al. Economic Policy Uncertainty, Outward Foreign Direct Investments, and Green Total Factor Productivity: Evidence from Firm-level Data in China[J]. Sustainability, 2021, 13(4).

Research on the Impact of Input Servitization of Manufacturing on Green Total Factor Productivity of Export Enterprises — Based on the Perspective of Trade Modes Heterogeneity

WANG Weiwei, LU Yixuan

(School of Economics, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin, 300222)

Abstract: The transformation towards a service-oriented production mode in the manufacturing industry has presented opportunities for export enterprises to enhance their export competitiveness. This paper centered on the green total factor productivity of export enterprises. Based on the matched data from the China Industrial Enterprise Database, China Customs Trade Database, and the OECD World Input-Output Table (which differentiates trade modes) from 2000 to 2013, it examined the impact of manufacturing input servitization on the green total factor productivity of export enterprises from the perspective of trade-mode heterogeneity. The mechanism tests indicate that export costs, technological innovation, and management efficiency are crucial channels through which manufacturing input servitization influences the green total factor productivity of export enterprises. By differentiating trade modes, it is found that for general-trade enterprises, manufacturing input servitization boosts their green total factor productivity by reducing export costs and promoting technological innovation. However, for processing-trade enterprises, manufacturing input servitization undermines their green total factor productivity by increasing export costs. Nevertheless, the improvement in management efficiency can offset some of the negative impacts to a certain extent. This study expands and deepens the economic effects of manufacturing input servitization in the context of “carbon peaking and carbon neutrality”, and it has important policy implications for promoting the construction of China into a manufacturing powerhouse and enhancing the international competitiveness of export enterprises.

Keywords: Input Servitization of Manufacturing; Green Total Factor Productivity of Export Enterprises; Trade Mode Heterogeneity

(责任编辑 祝子白 刘建昌)