

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2023.05.004

生产性服务业开放对出口技术复杂度的影响研究

——基于中国制造业企业的经验证据^{*}

王 晗

(河南大学博士后流动站, 河南 开封 475001; 河南财经政法大学国际经济与贸易学院, 郑州 450046)

摘 要: 生产性服务业开放作为中国高水平对外开放的重点领域, 其对出口技术复杂度提升具有不容忽视的影响作用。本文利用中国制造业微观企业匹配数据, 实证检验了生产性服务业开放对出口技术复杂度的影响效应及其作用机制。研究表明, 生产性服务业开放能够对出口技术复杂度提升产生显著的正向影响, 该结论在进行稳健性检验和内生性处理之后仍然成立。异质性结果显示, 生产性服务业开放对一般贸易企业、外资企业、大型企业和高技术企业的出口技术复杂度表现出更为明显的促进作用。就作用机制而言, 生产性服务业开放通过降低出口成本和推动技术创新有效地促进了出口技术复杂度提升, 同时对于生产性服务业开放所带来的出口技术复杂度提升效应, 良好的地区制度环境具有一定的强化作用。因此, 要积极扩大生产性服务业开放广度与深度, 以此推动中国制造业出口的高质量发展。

关键词: 生产性服务业开放; 出口技术复杂度; 出口成本; 技术创新效应; 地区制度环境

中图分类号: F719/F740 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095 — 8072(2023)05 — 0048 — 20

一、引言

改革开放以来, 中国凭借自身廉价的劳动力、自然资源等禀赋优势全面融入国际分工体系, 实现了对外贸易总体规模的快速增长, 出口产品结构也由单一初级产品为主的劳动密集型、资源型密集型产品, 逐渐转向以机电产品为代表的资本技术密集型产品占主导地位, 制造业出口产品的横向升级方面取得积极进展。在这一发展过程中, 中国整体的出口技术复杂度呈现出持续上升趋势, 明显高于世界同等收入水平的国家, 同时与高收入水平的发达国家相差不大 (Schott, 2008)。但是也有研究指出中国制造业出口技术复杂度存在被过高估计的问题, 原因在于加工贸易活动和地区出口不平衡现象, 其与发达国家相比仍然有一定的差距 (Yao, 2009; 戴翔和张二震, 2011)。因此, 如何推动中国制造业的出口技术复杂度提升? 其主要作用因素与影响机制究竟是什么? 这些问题成为国内外相关研究的关注焦点。

^{*}基金项目: 本文受国家社会科学基金项目“全球价值链嵌入视角下中国绿色全要素生产率的测度、比较与提升路径研究”(项目编号: 17BJY069)、河南财经政法大学校级研究专题项目“创新驱动发展战略下河南建设国家创新高地研究”(项目编号: 005)的资助。

与本文研究密切相关的文献主要包括以下两类：第一类是中国制造业出口技术复杂度的影响因素。一是和国际贸易活动紧密联系的因素，例如对外直接投资（Xu & Lu, 2009）、贸易自由化便利化水平（陈维涛等，2017）、人民币汇率变动（李宏和任家祺，2020）等方面；二是地区发展状况和行业要素禀赋的有关因素，包括国内市场一体化（雷娜和郎丽华，2020）、知识产权保护（顾晓燕等，2020）、产业协同集聚（徐紫嫣等，2021）等。第二类是生产性服务业开放与出口技术复杂度的研究。姚星等（2017）使用跨国投入产出数据测度了“一带一路”沿线国家的出口技术复杂度，发现扩大生产性服务进口对本国制造业出口技术复杂度的提升产生促进作用。罗军（2020）基于中国省级行业层面数据，指出生产性服务业FDI通过资本积累的挤入效应提升了中国制造业出口技术复杂度，但这一结论仅适用于东部地区和中部地区的省份。龚静等（2020）将2005年中国生产性服务开放承诺的兑现作为外生政策冲击，采用倍差法得出生产性服务业开放所带来的市场竞争加剧，有力促进了不同地区的制造业出口技术复杂度提升。

尽管现有文献对中国制造业出口技术复杂度以及其与生产性服务业开放的关系进行了不同角度的探讨，但是多从国家、地区或者行业层面进行研究，缺乏微观企业层面的分析。本文的边际贡献体现在以下方面：第一，基于样本量巨大的中国制造业企业匹配数据，从微观企业视角探讨了生产性服务业开放与出口技术复杂度之间的关系，弥补了现有研究视角的不足；第二，在异质性企业贸易模型分析框架下，建立数理模型来识别生产性服务业开放所带来的出口成本降低效应和技术创新推动效应，进而以此为基础作用于出口技术复杂度水平，加深了对两者间关系及机制的理解和认识；第三，从企业、行业等不同特征维度探讨生产性服务业开放对制造业出口技术复杂度的异质性影响，同样也考察了地区制度环境的影响作用，使得研究结论更为可靠全面。

二、理论分析与研究假说

本文以异质性企业贸易模型为基本框架，参照卢福财和金环（2020）以及齐俊妍和强华俊（2021）的研究思路，分别将出口技术复杂度引入消费者效用函数，将生产性服务业开放变量引入生产者的成本函数和技术创新函数，并以此为基础分析生产性服务业开放与制造业出口技术复杂度之间的关系及其作用机理。

（一）消费者均衡

假设经济活动中存在差异化和同质化两种制造业生产部门，每种生产部门内的制造业企业都仅仅投入单一的劳动力要素进行生产。每个代表性消费者对差异化产品的偏好满足CES效用函数形式，则消费者效用最大化和预算约束函数如下所示：

$$\text{Max} U = \left[\sum_k (T_k Q_k)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad \text{s.t. } I = \sum_k p_k Q_k \quad (1)$$

其中, T_k 代表产品 k 的出口技术复杂度, 这里假设每个制造业企业只生产一种产品, 则 T_k 也可以代表制造业企业的出口技术复杂度。 Q_k 表示制造业企业生产的差异化产品数量; $\sigma(\sigma > 1)$ 代表不同差异化产品间的替代弹性; I 表示消费者的收入水平。通过建立相应的拉格朗日函数:

$$L = \left[\sum_k (T_k Q_k)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} - \lambda (I - \sum_k p_k Q_k) \quad (2)$$

分别对差异化产品求导, 即可得到消费者效用最大化时的最优消费数量为:

$$Q_k = p_k^{-\sigma} T_k^{\sigma-1} \frac{I}{P} \quad (3)$$

其中, $P = \sum_k p_k^{1-\sigma} T_k^{\sigma-1}$ 代表差异化产品的价格指数。

(二) 生产者均衡

一方面, 随着生产性服务业外资管制措施的放松, 一定程度上减少了制造业企业出口过程中所面临的市场风险和政策不确定性因素, 实现其进入国外市场以及建立海外分销网络等固定成本的有效降低 (Bas, 2014)。另一方面, 生产性服务业开放领域的扩大将会带来行业竞争的加剧, 使得生产单位产品所需要的服务投入价格出现下降, 同时促使国内制造业将非核心业务外包给国外服务企业, 进而降低制造业企业出口的可变成本 (武力超等, 2016)。借鉴 Hallak & Schott (2011) 的做法, 本文将可变成本函数设定为如下形式:

$$VC = \frac{\alpha}{R(\vartheta)} T_k^\beta \quad (4)$$

其中, VC 表示制造业企业的可变成本; ϑ 代表生产性服务业开放指数; $\alpha(\alpha > 0)$ 为常数, $\beta(\beta > 0)$ 表示可变成本中出口技术复杂度的弹性系数; $R(\vartheta)$ 代表制造业企业的技术创新能力。制造业企业通过生产性服务业开放获得更多的知识、技术等高端服务要素, 这些要素中包含着巨大的隐性知识潜能, 能够做到与其他生产要素之间的优势互补, 直接推动企业的技术创新活动。此外, 生产性服务业开放借助于技术外溢扩散效应的发挥, 实现技术创新成果的传播共享, 扩大了技术受益范围和创新覆盖领域, 进一步提高同一行业内不同制造业企业的技术创新能力 (李惠娟和蔡伟宏, 2016)。根据以上分析可知, 生产性服务业开放的程度越高, 制造业企业的技术创新能力 $R(\vartheta)$ 越强, 则其所面临的固定成本 $F(\vartheta)$ 越低, 即满足以下条件: $R'(\vartheta) > 0$ 、 $F'(\vartheta) < 0$ 。因此, 制造业企业的总成本函数可以表示为:

$$TC = Q_k \times VC + F(\vartheta) = p_k^{-\sigma} \frac{\alpha I}{PR(\vartheta)} T_k^{\beta+\sigma-1} + F(\vartheta) \quad (5)$$

(三) 市场均衡

假设制造业企业所处的市场结构为垄断竞争性市场, 则市场上存在着大量生产相近但不同质产品的企业。基于垄断竞争性市场在均衡条件下企业利润为零的特征, 可以得到制造业企业利润函数最大化的形式为:

$$\text{Max}\pi = Q_k \left[p_k - \frac{\alpha}{R(\vartheta)} T_k^\beta \right] - F(\vartheta) \quad (6)$$

根据一般均衡条件,生产者均衡等于消费者均衡,对式(6)中的产量 Q_k 求一阶偏导数可得:

$$\frac{\partial \pi}{\partial Q_k} = p_k + Q_k \frac{dP}{dQ} - \frac{\alpha}{R(\vartheta)} T_k^\beta = 0 \quad (7)$$

将式(7)进行移项合并,整理得到制造业企业出口技术复杂度的函数为:

$$T_k^\beta = \frac{R(\vartheta)(1 - \frac{1}{\sigma})p_k}{\alpha} \quad (8)$$

对式(8)中的出口技术复杂度 T_k 关于技术创新能力 $R(\vartheta)$ 求一阶偏导数,可以得到:

$$\frac{\partial T_k}{\partial R(\vartheta)} = \frac{1}{\beta} \times \left[\frac{(1 - \frac{1}{\sigma})p_k}{\alpha} \right]^{\frac{1}{\beta}} \times R(\vartheta)^{\frac{1}{\beta}-1} > 0 \quad (9)$$

由式(9)的结果可知,制造业企业技术创新能力的增强能够提高其产品的出口技术复杂度,由于存在上文的已知条件 $R'(\vartheta) > 0$,进一步得到:

$$\frac{\partial T_k}{\partial \vartheta} = \frac{\partial T_k}{\partial R(\vartheta)} \times \frac{\partial R(\vartheta)}{\partial \vartheta} > 0 \quad (10)$$

式(10)可以表明,在市场均衡的条件下,生产性服务业开放有利于促进制造业企业的技术创新活动,进而推动了其出口技术复杂度的提升。

(四) 自由贸易均衡

在自由贸易的情形下,制造业出口企业不得不面对诸多外部因素的制约和冲击,例如全球市场的剧烈波动、主要国家的宏观经济形势等。为了尽可能地降低外部不确定因素对出口活动的干扰,及时了解适应国际市场的需求变动,制造业出口企业需要支付一定的出口调整成本,包括市场搜寻成本和信息交流成本等(张洪胜和潘钢健, 2021)。假设制造业出口企业的调整成本为 $H(\vartheta)$, ϑ 表示生产性服务业开放指数。出口企业往往需要投入大量的资源要素建立发展国外分销网络,而销售维修及批发零售等生产性服务业开放使得企业更为有效地寻找到海外分销商与出口代理商,同时减少交通运输仓储业、金融服务业的进入壁垒,能够为出口企业提供多元化的生产性服务,降低其产品的国际运输成本,弥补融资渠道方式的不足。综合而言,生产性服务业的开放程度越高,越能降低制造业出口企业进入到国际场所需的搜寻成本和沟通成本,即满足 $H'(\vartheta) < 0$ 。

假设制造业企业出口需求面临不确定性风险的概率为 ψ ,则出口市场需求前后保持一致的概率为 $1-\psi$,制造业出口企业预期利润最大化的目标函数表达式如下:

$$E(\pi_e) = \psi[\pi(T) - H(\vartheta) \times TC(T)] + (1 - \psi)[\pi(T) - TC(T)] \quad (11)$$

对式(11)两端关于 Q 求一阶偏导数,得到制造业企业的预期出口量为:

$$\frac{\partial E(\pi_e)}{\partial Q} = (1 - \frac{1}{\sigma})p - [\psi + (1 - \psi)H(\vartheta)] \frac{\alpha}{R(\vartheta)} T^\beta = 0 \quad (12)$$

将式(12)进行移项整理,得到制造业企业出口技术复杂度的函数表达式为:

$$T^\beta = \frac{\sigma - 1}{\sigma\alpha} \times \frac{R(\vartheta)p}{(1 - \psi) + \psi H(\vartheta)} \quad (13)$$

由式(13)可知,制造业企业出口技术复杂度与企业技术创新能力 $R(\vartheta)$ 呈正比,而与贸易活动中的出口成本 $H(\vartheta)$ 呈反比,即 $\partial T/\partial R(\vartheta) > 0$, $\partial T/\partial H(\vartheta) < 0$,对式(13)中关于生产性服务业开放指数 ϑ 求一阶偏导数可以得到:

$$\frac{\partial T}{\partial \vartheta} = \frac{\partial T}{\partial R(\vartheta)} \frac{\partial R(\vartheta)}{\partial \vartheta} = \frac{\partial T}{\partial H(\vartheta)} \frac{\partial H(\vartheta)}{\partial \vartheta} = \frac{\sigma - 1}{\sigma} \frac{p}{\alpha} \frac{R'(\vartheta) - R(\vartheta)\psi H'(\vartheta)}{[(1 - \psi) + \psi H(\vartheta)]^2} > 0 \quad (14)$$

由此可知,在市场均衡和自由贸易均衡的不同情形下,生产性服务业开放将会通过影响制造业企业的出口成本和技术创新活动,进而作用于出口技术复杂度的提高。基于以上的理论机制分析,本文提出如下假说:

假说1: 生产性服务业开放有利于提升制造业企业的出口技术复杂度。

假说2: 出口成本降低和技术创新推动是生产性服务业开放提升制造业出口技术复杂度的重要机制。

三、研究设计

(一) 模型构建

为了考察中国生产性服务业开放对制造业企业出口技术复杂度的影响,本文构建如下基准计量模型:

$$\ln EXPY_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 PSOI_{jt} + \beta X_{ijt} + v_i + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (15)$$

式(15)中,下标 i 代表企业, j 代表行业, t 代表年份。被解释变量 $\ln EXPY_{ijt}$ 表示 t 年制造业行业 j 中企业 i 出口技术复杂度的对数值;核心解释变量 $PSOI_{jt}$ 表示 t 年制造业行业 j 所对应的生产性服务业开放指数; X_{ijt} 代表企业和行业层面一系列影响被解释变量和核心解释变量的控制变量;基准模型控制了企业固定效应 v_i 和年份固定效应 v_t ,从而尽量降低企业特征以及年份时间冲击对回归结果的不利干扰; ε_{ijt} 为随机扰动项。

(二) 变量选取

1. 被解释变量: 企业出口技术复杂度。本文利用Hausmann et al. (2007)提出的方法进行拓展,并借鉴盛斌和毛其淋(2017)对中国制造业微观企业出口技术复杂度的测算思路展开分析。首先,本文计算出某一种产品 k 的技术复杂度:

$$PRODY_k = \sum_c \frac{(x_{ck}/X_c)}{\sum_c (x_{ck}/X_c)} \times PGDP_c \quad (16)$$

式(16)中,下标 c 和 k 分别代表国家和HS6位编码产品, x_{ck} 表示国家 c 产品 k 的出口额, X_c 表示国家 c 的出口总额, x_{ck}/X_c 表示国家 c 中产品 k 所占的出口份额, $(x_{ck}/X_c)/\sum_c (x_{ck}/X_c)$ 可以理解为国家 c 在产品 k 出口方面的显示性比较优势, $PGDP_c$ 表示国

家 c 的人均实际GDP。区别于已有文献多从国家地区或者行业层面测度出口技术复杂度,本文基于样本量巨大的中国海关贸易数据库,从微观企业层面测度出口技术复杂度。中国海关贸易数据库主要记录了进出口企业在HS8位编码产品上的详细交易信息,这里需要将HS8位编码产品上的企业出口额加总到与之相对应的HS6位编码产品上,之后利用下式计算得出企业的出口技术复杂度:

$$EXPY_i = \sum_k \left(\frac{x_{ik}}{X_i} \right) \times PRODY_k \quad (17)$$

式(17)中, x_{ik} 代表企业 i 产品 k 的出口额, X_i 代表企业 i 的出口总额,则 x_{ik}/X_i 表示企业 i 中产品 k 的出口在其总出口中所占的比重。值得注意的是,尽管HS6位编码对产品的分类已经较为细化,但是同一类别中的出口品质量依然具有很大的差异,Hausmann et al.采用的方法并没有充分考虑到出口品质量方面的差异性,这样可能会高估低质量产品种类所对应的出口技术复杂度水平。为了解决这一问题,本文依据产品质量的不同对产品技术复杂度进行修正调整,相应的方法为:

$$q_{ck} = \frac{price_{ck}}{\sum_n (\mu_{nk} \times price_{nk})}, \quad PRODY_k^{adj} = (q_{ck})^\theta \times PRODY_k \quad (18)$$

这里借助于产品的单位价值对出口产品质量水平进行衡量, $price_{ck}$ 表示国家 c 产品 k 的出口单价, $price_{nk}$ 表示其他国家 n 产品 k 的出口单价, μ_{nk} 表示其他国家 n 产品 k 出口额在世界上所有产品 k 总出口额中所占的比重, q_{ck} 衡量了国家 c 产品 k 的单位相对出口价格,其数值越大,则说明相应国家的出口产品质量水平越高。本文沿用相关文献的做法,将系数 θ 设定为0.2,利用单位相对出口价格对产品技术复杂度进行修正,在此基础上,将经过质量调整的产品技术复杂度加总到企业层面:

$$EXPY_i^{adj} = \sum_k \left(\frac{x_{ik}}{X_i} \right) \times PRODY_k^{adj} \quad (19)$$

2. 核心解释变量: 生产性服务业开放指数。已有研究主要关注生产性服务业开放的某一方面,如贸易自由化程度(张艳等,2013;舒杏和王佳,2018)、外商直接投资总量(顾雪芹,2020)和对外直接投资活动(陈明和魏作磊,2018)等,然而上述衡量指标均面临较为明显的逆向因果的内生性问题。具体而言,正是由于生产性服务业扩大开放所产生的影响,才会带来生产性服务贸易规模、外商直接投资与对外直接投资总量不断扩张的结果。本文借鉴苏丹妮和盛斌(2021)的研究思路,从外资参股限制角度来探讨中国生产性服务业的开放进程,构建起相对外生的生产性服务业开放指数。

《外商投资产业指导目录》(以下简称《目录》)是目前囊括中国外资管制信息最为全面的政策文件,它详细规定了禁止、限制和鼓励外资进入的行业,其余未列出的则为允许类行业。由于《目录》中所涉及到的行业划分与国民经济行业的分类标准并不一致,首先,本文通过识别《目录》中与国民经济四分位行业相同或相似的名称条目,实现不同行业标准的匹配统一。其次,对不同开放程度的生产性服务业进行赋值打分,具体做法为:禁止外资进入的行业赋值为1,限制外资进入的行业赋值为

0.5, 允许外资进入的行业赋值为0.25, 鼓励外资进入的行业赋值为0, 从而得到生产性服务细分行业的外资限制指标 $PSFDI$ 。最后, 为了准确地衡量生产性服务业开放对不同制造业企业的影响程度, 参照余淼杰(2011)的方法, 选择各个制造业行业与上游生产性服务部门的投入产出系数作为权重, 加权构造出制造业行业所对应的生产性服务业开放指标, 具体如下:

$$PSOI_{jt} = 1 - \sum_s PSFDI_{st} \times \phi_{sj} \quad (20)$$

式(20)中, j 和 s 表示制造业行业和生产性服务行业; ϕ_{sj} 代表制造业细分行业 j 使用生产性服务 s 的产品作为中间投入占其总投入的比重, 来自中国2002年122个部门的投入产出表, 反映了制造业部门和生产性服务部门之间的投入产出关系;^①为了更加直观地进行解释, 本文采用1减去生产性服务业限制指数得到中国的生产性服务业开放指数, $PSOI_{jt}$ 的数值越大, 说明制造业行业 j 上游的生产性服务业受到的外资管制程度越小, 其开放程度越高。

3.控制变量。(1)企业全要素生产率(TFP)。生产率高的企业具有较强的盈利能力, 从而有能力支付出口技术复杂度活动中巨大的产品研发成本和国际市场进入成本。本文基于Levinsohn-Petrin方法(LP法)估算出企业的全要素生产率, 并取其对数形式。(2)企业规模($SCALE$)。企业规模是影响企业经营的基础性因素, 也为企业提升自身出口技术复杂度提供强大动力。采用企业全部从业人员年平均人数的对数值来表示。(3)政府补贴(SUB)。政府行为对企业的出口活动具有很大的调控作用, 政府补贴有效地缓解面临的融资约束问题。采用企业当年获得的政府补贴收入的对数值来表示。(4)资本密集度(KL)。资本要素丰裕程度直接影响着出口企业是否能够负担起提升出口技术复杂度所需要的各种成本投入。利用固定资产净值年平均余额与企业从业人员年平均人数之比来衡量, 同样取其对数形式, 这里以2000年为基期, 使用固定资产投资价格指数对固定资产净值年平均余额进行平减处理。(5)行业集中度(HHI)。市场行业结构是同一出口市场上竞争与垄断程度的集中体现。采用赫芬达尔指数即行业内企业市场份额的平方和来表示, 公式为 $HHI_{jt} = \sum_{i \in \Omega_j} (sale_{it}/sale_{jt})^2$, $sale_{it}$ 为企业 i 在 t 年的销售额, $sale_{jt}$ 为行业 j 在 t 年的总销售额。(6)国有企业虚拟变量(SOE)。所有制形式的差异是影响出口企业行为的重要因素, 国有企业是其中的代表性企业。本文将国有资本或集体资本占实收资本50%及以上的企业定义为国有企业, 若企业为国有企业, 则 $SOE=1$, 反之 $SOE=0$ 。(7)外资企业虚拟变量(FOE)。外资企业往往拥有丰富的国际市场经验和良好的技术创新能力, 对于出口技术复杂度的提升具有积极影响。本文将港澳台或非港澳台外资资本占实收资本50%及以上企业定义为外资企业, 若企业为外资企业, 则 $FOE=1$, 反之 $FOE=0$ 。

^① 鉴于生产性服务投入与制造业发展之间的相关性较强, 可能会产生内生权重变化问题, 本文借鉴邵朝对等(2020)、符大海和鲁成浩(2021)的做法, 将投入产出表的时间固定在样本区间初期的2002年。

4.数据来源和处理方法。本文所使用的数据主要来源于2000~2007年的中国工业企业数据库、中国海关贸易数据库、CEPII-BACI数据库、世界银行WDI数据库以及相应年份的《外商投资产业指导目录》和中国投入产出表。中国工业企业数据来自国家统计局,囊括了全部国有工业企业和主营业务收入大于500万元的规模以上非国有企业,既包括企业代码、企业名称、行业地区等企业识别信息,也涵盖工业总产值、固定资产、营业利润等财务数据。中国海关贸易数据库来自于海关总署,详细记录了进出口企业每个月度在HS8位编码产品层面的交易信息,包括产品编码与名称、交易数量与金额、来源地以及目的地等数据。法国国际展望与信息研究中心(CEPII)的世界贸易数据库(BACI)提供了102个国家的5000多种微观产品贸易数据,用于测算HS6位编码下的产品出口技术复杂度。不同国家的人均实际GDP数据来自于世界银行WDI数据库。此外,还包括对应年份的《外商投资产业指导目录》和2002年中国122个部门的投入产出表,主要用于测算中国的生产性服务业开放指数。^①

四、实证结果及分析

(一) 基准结果分析

表1报告了生产性服务业开放影响制造业企业出口技术复杂度的基准回归结果。第(1)列至第(7)列的估计结果表明,依次加入企业和行业层面的控制变量,生产性服务业开放与企业出口技术复杂度之间始终是显著正相关的,说明随着中国生产性服务业开放水平的提高,企业出口技术复杂度也会随之出现提升,即生产性服务业开放对制造业企业出口技术复杂度产生明显的推动作用。

从控制变量的估计结果分析,企业全要素生产率的估计系数显著为正值,这与预期基本上相符,生产效率较高的出口企业往往具有较好的技术创新能力,通过降低边际生产成本带动自身出口技术复杂度的提高。企业规模的影响系数在5%的统计水平上显著为负,说明规模较大的企业可能具有较低的出口技术复杂度,例如中国出口主体中存在着许多规模较大的劳动密集型企业。政府补贴与出口技术复杂度是显著正相关的,表明政府补贴收入越多的企业具备良好的市场基础和产品升级经验,更加易于开展出口技术复杂度的提升活动。资本密集度的估计系数为正,但是没有通过显著性水平检验,说明提高出口企业技术复杂度水平面临着资本积累严重不足的制约因素。行业集中度的估计系数显著为负,意味着行业内市场竞争越是激烈,出口企业就越有意愿进行产品创新和工艺流程更新改造,加快其出口技术复杂度提升的步伐。国有企业和外资企业的虚拟变量的估计系数尽管为负,但均没有通过相应水平的显著性检验。

^① 《外商投资产业指导目录》分别于1997年、2002年、2004年进行了修订,本文在进行2000~2001年测度时使用1997年版本,2002~2004年使用2002年版本,2005~2007年使用2004年版本。

表 1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>PSOI</i>	0.1791** (0.0846)	0.1766** (0.0847)	0.2105** (0.0850)	0.2185*** (0.0848)	0.2064** (0.0843)	0.2062** (0.0843)	0.2101** (0.0845)
<i>TFP</i>		0.0053 (0.0095)	0.0218** (0.0102)	0.0234** (0.0101)	0.0263** (0.0108)	0.0262** (0.0108)	0.0259** (0.0108)
<i>SCALE</i>			-0.0092*** (0.0015)	-0.0106*** (0.0015)	-0.0079** (0.0033)	-0.0079** (0.0033)	-0.0078** (0.0034)
<i>SUB</i>				0.0073*** (0.0024)	0.0075*** (0.0024)	0.0075*** (0.0024)	0.0080*** (0.0024)
<i>KL</i>					0.0028 (0.0032)	0.0029 (0.0032)	0.0029 (0.0033)
<i>HHI</i>						-0.8550* (0.5034)	-0.8573* (0.5029)
<i>SOE</i>							-0.0061 (0.0077)
<i>FOE</i>							-0.0005 (0.0032)
常数项	5.4821*** (0.0804)	5.4946*** (0.0824)	5.4599*** (0.0828)	5.4418*** (0.0831)	5.4561*** (0.0827)	5.4572*** (0.0828)	5.4536*** (0.0830)
企业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	249114	249114	249114	249114	249114	249114	249114
R^2	0.3369	0.3369	0.3367	0.3367	0.3372	0.3373	0.3373

注：括号内为稳健标准误，***、**、*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著。以下各表同。

（二）稳健性检验

1. 改变出口技术复杂度的测算方法

尽管Hausmann et al.提出的方法被广泛应用于出口技术复杂度的测算，但是其测度体系下国家的人均实际GDP水平影响较大，容易带来“富国出口高复杂度产品，穷国出口低复杂度产品；高复杂度产品由富国出口，低复杂度产品由穷国出口”的循环结论。本文基于Tacchella et al.（2013）采用的迭代法，从普遍性角度重新定义出口产品技术复杂度，利用联合国商品贸易统计数据库（UN Comtrade）提供的出口数据，计算出国际贸易标准分类（SITC）三位编码层面下260种产品的出口技术复杂度（ $PRODY_k^{new}$ ），之后以企业*i*总出口中产品*k*的出口占比作为权重，对产品的出口技术复杂度进行加权平均，从而计算得出新的企业出口技术复杂度（ $EXPY_i^{new}$ ）。表2中第（1）列给出了以 $\ln EXPY_i^{new}$ 作为因变量的回归结果，可以发现生产性服务业开放的估计系数在1%的统计水平上仍然显著为正，再次证明生产性服务业开放对于企业出口技术复杂度提升具有明显的促进作用。由此表明，本文的核心结论并没有因改变企业出口技术复杂度的测算方法而发生变化。

2. 更换生产性服务业开放的衡量指标

已有研究多从外资总量或者生产性服务贸易规模等方面测度生产性服务业开放程度，但是上述指标存在着逆向因果的内生性问题。本文参考符大海和鲁成浩（2021）的构建方法，以经济合作与发展组织（OECD）提供的外商直接投资限制指数（FDI

Restrictiveness Index) 为依据, 对中国生产性服务业的外资管制状况重新进行测算, 这一指标涵盖了外国股权限制、歧视性审批条件、外籍关键人员聘用以及其他经营限制, 指数取值范围为0至1之间, 0表示完全开放, 1表示完全限制, 数值越大代表该行业的外资管制越为严格。由于数据年份的限制以及外资管制政策的相对稳定性, 使用1997年的外资限制指数作为2000年的替代指标。利用世界投入产出数据库(WIOD)公布的对应年份的中国投入产出表数据, 以此来衡量生产性服务业与制造业细分行业之间的投入产出关系。表2中第(2)列汇报了相应的估计结果, 生产性服务业开放的影响系数为0.1904, 而且通过了5%的显著性水平检验, 表明扩大生产性服务业开放有利于提高企业出口技术复杂度。因此, 虽然进行了生产性服务业开放衡量指标的更换, 但本文的主要结论依然是成立的。

3. 调整样本企业的数据区间

由于2008年之后中国工业企业数据的总体质量较差, 尤其是2009年和2010年存在着严重的关键指标缺失、样本数值异常等问题, 因而本文的基准研究区间截至2007年, 但是为了弥补样本区间时效性不强的缺陷, 本文参照黄先海和卿陶(2020)的处理方法, 使用2011~2013年的合并匹配数据对生产性服务业开放与制造业企业出口技术复杂度的关系再次进行检验。

基于国家发展改革委等部门颁布的《外商投资产业指导目录》2011年版本, 重新对中国生产性服务业的外资管制程度进行赋值, 同时利用2012年的中国投入产出表研究生产性服务业与制造业行业的投入产出关系, 计算出制造业行业使用生产性服务产品作为其中间投入占到总投入的比重。关于企业出口技术复杂度的重新测算, 这里同样以相应年份CEPII-BACI数据库提供的产品细分数据和世界银行WDI数据库中不同国家的GDP数据为基础。估计回归结果如表2中第(3)列所示, 在经过调整样本企业的时间区间之后, 生产性服务业开放指标通过了1%的显著性水平检验且系数为正, 说明生产性服务业开放对制造业企业的出口技术复杂度仍然具有显著的正面提升作用。

4. 基于中国加入WTO的双重差分模型估计

中国在2001年加入世界贸易组织(WTO)之后, 大幅度削减各个生产性服务细分行业的准入条件限制, 这也可以视作中国生产性服务业开放进程中重要的外生政策冲击。考虑到研究结论的稳健性, 本文将中国加入WTO这一事件作为一项准自然实验, 通过构建双重差分模型(difference-in-difference, DID)来估计生产性服务业开放对企业出口技术复杂度的影响。由于不同制造业行业对生产性服务投入的依赖程度并不相同, 这里将处于高生产性服务依赖度行业的企业视为处理组, 而将处于低生产性服务依赖度行业的企业视为对照组,^①建立如下的双重差分模型进行检验:

^① 根据2002年中国42个部门的投入产出表, 将生产性服务中间投入与总投入之比高于15%的制造业二分位行业定义为高生产性服务依赖度行业, 其余行业则为低生产性服务依赖度行业。

$$\ln EXPY_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Treat_j \times Post_t + \delta X_{ijt} + v_i + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (21)$$

式(21)中, $Treat_j$ 为行业虚拟变量, 若制造业企业所属的行业为高生产性服务依赖度行业, 则 $Treat_j$ 取值为1, 否则取值为0; $Post_t$ 为时间虚拟变量, 若样本年份是2002年及其之后的年份, $Post_t$ 取值为1, 否则取值为0; 除此之外, 其余变量的含义与基准模型相同, 式(21)中较为值得关注的是交互项 $Treat_j \times Post_t$, 因为它刻画了生产性服务业开放对企业出口技术复杂度的因果效应, 当其估计系数 β_1 显著为正时, 表明加入WTO之后的生产性服务业开放有利于提高企业出口技术复杂度。由表2中第(4)列可知, 交互项 $Treat_j \times Post_t$ 的估计系数为0.0954, 并且通过了1%的显著性水平检验, 即生产性服务业开放对于制造业企业出口技术复杂度表现出显著的促进作用, 从而证实了上文得到的主要核心结论是可靠的。

表2 稳健性检验

变量	(1) 改变出口技术复杂度测算方法	(2) 更换生产性服务业开放指标	(3) 调整样本企业数据区间	(4) 双重差分模型估计
$PSOI$	0.1941*** (0.0382)		0.4281*** (0.1328)	
$PSFRI$		0.1905** (0.0737)		
$Treat \times Post$				0.0954*** (0.0168)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	249114	249114	115023	249114
R^2	0.3188	0.3372	0.2780	0.3375

(三) 内生性问题处理

1. 样本选择性偏差处理

现实经济中企业是否进行出口并不是完全随机的, 或者说并非所有的企业都会参与到出口活动之中。因此, 本文的样本企业中存在着大量的内销企业, 如果对出口企业直接进行回归可能会产生潜在的样本选择性偏差, 本文采用Heckman提出的两阶段模型进行内生性检验, 以解决样本选择性偏误的问题。具体而言, 第一阶段为建立企业出口选择方程, 基于Probit模型进行回归, 从估计方程中得到逆米尔斯比率(IMR); 第二阶段则将获得的逆米尔斯比率加入到本文的基准回归模型中, 作为特定解释变量展开估计。第一阶段的出口选择模型设置如下:

$$\text{Probit}(\text{export}_{ijt} = 1) = \rho_0 + \rho_1 PSOI_{jt} + \rho_2 X_{ijt} + v_i + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (22)$$

式(22)中, 被解释变量 export_{ijt} 为企业是否出口的虚拟变量, 借鉴刘斌等(2016)的构建方法, 当样本企业的出口交货值大于零时取值为1, 反之取值为0, 其余变量含义与基准回归方程一致, 表3中第(1)列和第(2)列汇报了Heckman两

阶段法的估计结果。从第一阶段的回归结果来看,生产性服务业开放的估计系数显著为正,说明生产性服务业开放可以提高企业出口参与水平;从第二阶段的回归结果来看,逆米尔斯比率(*IMR*)的估计系数通过了1%的显著性水平检验,表明基准回归分析中存在着样本选择性偏差,证明了采用Heckman两阶段模型处理样本选择偏误的合理性。与上文的基准回归结果相比,第二阶段中核心解释变量的系数符号大小和显著性水平均没有发生明显的变化,这也意味着虽然研究样本具有一定的选择性偏差,但是并未对本文主要核心结论产生实质性的影响。

2. 遗漏其他非观测因素处理

本文所研究的因变量是企业层面的出口技术复杂度,核心解释变量为行业层面的生产性服务业开放指数,两者之间互为因果的关联性不大,然而考虑到其他非观测因素如国际经济波动可能会影响到出口技术复杂度和生产性服务业开放,假如基准模型中遗漏这些非观测因素,同样也会导致估计结果有偏和内生性问题产生。因此,本文通过构造出相应的工具变量,并采用两阶段最小二乘法(2SLS)来处理可能的内生性问题。

借鉴张丽等(2021)的构建思路,这里采用巴西生产性服务业开放指数作为中国生产性服务业开放指数的工具变量,之所以选择这一工具变量,原因在于以下两个方面:一方面,一国或地区的生产性服务业开放政策往往与具有相近的经济发展进程、市场需求规模与产业保护程度的国家或地区表现出很强的相关性,中国与巴西同为新兴市场大国和发展中国家,经济社会发展阶段较为相似,两国不同产业间的经济互补性很强,在全球生产性服务市场上具有密切的合作关系,满足了工具变量相关性的要求;另一方面,巴西生产性服务业开放政策的制定是基于本国产业的实际发展状况,其开放进程并不会受到中国制造业企业的影响干预,从而符合工具变量外生性的要求。基于Beverelli et al.(2017)的研究方法,利用经济合作与发展组织(OECD)提供的巴西生产性服务业所对应的外商直接投资限制指数,采取与上文类似的方法得到巴西生产性服务业开放指数,计算公式如下:

$$PSFDI_{st}^{IV} = PSFI_{st}^{BRA} \times W_t^{CHN-BRA} \quad (23)$$

式(23)中, $PSFI_{st}^{BRA}$ 表示巴西生产性服务业细分行业*s*在*t*年的外商直接投资限制指数, $W_t^{CHN-BRA}$ 代表加权所需的权重,选用中国与巴西的经济发展水平相似度来表示,其定义如下:

$$W_t^{CHN-BRA} = 1 - \left(\frac{PGDP_t^{CHN}}{PGDP_t^{CHN} + PGDP_t^{BRA}} \right)^2 - \left(\frac{PGDP_t^{BRA}}{PGDP_t^{CHN} + PGDP_t^{BRA}} \right)^2 \quad (24)$$

式(24)中, $PGDP_t^{CHN}$ 和 $PGDP_t^{BRA}$ 分别表示*t*年中国与巴西的人均GDP水平,进一步地,以制造业部门和生产性服务部门之间的投入产出系数作为权重,得到所需要的工具变量指标:

$$PSOI_{jt}^{IV} = 1 - \sum_s PSFDI_{st}^{IV} \times \phi_{sj} \quad (25)$$

表3中第(3)至(4)列报告了相应的2SLS回归结果,在第一阶段回归结果之中,工具变量的影响系数显著为正值,表明对于本文的内生变量而言,工具变量即巴西生产性服务业开放指数表现出很好的解释力和相关性。从第二阶段回归结果中可以看出,中国生产性服务业开放的估计系数仍然显著为正,说明控制了可能的内生性之后,本文的核心结论依然成立。

为了保证工具变量选择的有效性,这里基于Kleibergen & Paap (2006)提出的方法对工具变量进行了一系列的检验。Kleibergen-Paap rk LM统计量检验结果在1%显著性水平上拒绝了“工具变量识别不足”的原假设,Kleibergen-Paap rk Wald F统计量明显大于Stock-Yogo检验10%显著性水平上的临界值16.38,同样是拒绝了“工具变量是弱识别”的原假设。由上述检验结果可知,本文所选取的工具变量是合理有效的,因此在其基础上得到的2SLS估计结果是较为可信的。

表 3 内生性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Heckman两阶段法		工具变量法	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
<i>PSOI</i>	0.1265* (0.0613)	0.2360*** (0.0879)		
<i>IMR</i>		-0.1017*** (0.0075)		
<i>PSOI^{IV}</i>			0.7922** (0.3358)	
<i>PSOI</i>				0.2748*** (0.0115)
Kleibergen-Paap rk LM统计量			706.64*** [0.0000]	
Kleibergen-Paap rk Wald F统计量			552.81	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	298638	236270	213284	209466
R^2	0.4206	0.3287	0.5012	0.2168

注: Kleibergen-Paap rk LM统计量方括号内为P值, 其余变量括号内为稳健标准误。

(四) 异质性分析

1. 企业贸易方式

正如上文所发现的,不同贸易方式下企业出口技术复杂度水平表现出明显的差异性。因此,本文有必要探讨生产性服务业开放对不同贸易类型企业出口技术复杂度的影响作用。按照Tang & Zhang (2012)的定义标准,将贸易活动中只要有加工贸易出口的企业就界定为加工贸易企业,而一般贸易企业为仅从事一般贸易出口的企业。估计检验结果汇报于表4中第(1)至(3)列,可以看出尽管一般贸易和加工贸易的回归系数均显著为正值,但是加工贸易的估计系数明显小于一般贸易,同时出于稳健

性考虑，本文以加工贸易企业为基准，在全样本回归中引入一般贸易企业虚拟变量（*OT*）与核心解释变量的交互项，发现一般贸易企业受到的促进作用更大。可能的解释是中国尽管以加工贸易的形式融入到国际分工格局之内，但加工贸易企业从事的多为加工组装环节，很少涉及到研发创新等高技术活动，导致其长期被锁定在全球价值链中较为低端的技术环节。一般贸易企业则充分利用生产性服务业开放所带来的技术溢出效应，实现自身研发空间和创新动力的持续扩大，进而达到提升企业出口技术复杂度的目的。

2. 企业所有权属性

基于中国现实的经济背景，不同所有权类型的出口企业在资源配置效率和技术创新能力上存在着一定的差距。本文根据注册类型将样本企业分别划分为国有、民营和外资企业，其中将国有企业和民营企业归类为本土企业。^①表4中第（4）至（6）列报告了相应的回归结果，检验结果显示生产性服务业开放有利于提高外资企业的出口技术复杂度，但对本土企业的促进作用相对较小。通过纳入外资企业虚拟变量（*FOE*）与核心解释变量的交互项，得出生产性服务业开放对外资企业出口技术复杂度的提升效果更强。相较于中国本土企业而言，外资企业多为跨国公司或者合资公司，在资金来源和技术基础上更加具有优势，也积累了较为丰富的国际市场参与经验，能够极大地释放生产性服务业开放引致的知识扩散效应。中国本土企业则受到既有技术地位的制约，存在着产品技术含量不足的短板劣势，使得生产性服务业开放对企业出口技术复杂度的积极影响大为削弱。

表 4 异质性分析回归结果 I

变量	贸易方式			所有制属性		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	一般贸易	加工贸易	全样本	本土企业	外资企业	全样本
<i>PSOI</i>	0.4152** (0.1657)	0.1278** (0.0424)	0.2387* (0.1116)	0.1536* (0.0828)	0.3907*** (0.1019)	0.1413** (0.0557)
<i>PSOI</i> × <i>OT</i>			0.4425*** (0.0938)			
<i>PSOI</i> × <i>FOE</i>						0.4273*** (0.1082)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	75686	173428	249114	147610	101504	249114
R ²	0.3341	0.3327	0.3256	0.3367	0.3325	0.3212

3. 企业总体规模

不同规模的企业在经营实力、要素构成和技术投入方面均会有较大的差异，这些

① 国有企业对应的企业注册类型代码为110、141、143、151；外资企业对应的企业注册类型代码为310、320、330、340、210、220、230、240；其余注册类型代码则为民营企业。

因素将直接作用于企业出口技术复杂度水平。本文参考李焕杰和张远（2021）的分类方法，采用固定资产净值年平均余额来衡量企业总体规模，将处于样本平均值以上的制造业企业定义为大型企业，反之则为中小型企业。估计结果汇报于表5中第（1）至（3）列，通过进行分组回归系数大小的比较，以及在全样本回归中考虑生产性服务业开放指数和大型企业虚拟变量（*BIG*）构成的交叉项，研究发现生产性服务业开放可以显著提高大型企业的出口技术复杂度，而对中小型企业的正向推动作用相对较小。可能的原因在于大型企业往往处于行业竞争的主导地位，各种要素资源的集聚能力较强，更易于通过规模化生产实现出口技术复杂度的提升。中小型企业由于自身资源禀赋有限，开展研发创新活动的积极性不高，借助于规模经济的实现来有效提高出口技术复杂度的能力较低。

4. 行业技术水平

行业技术特征的异质性使得企业具有发展迥异的技术先进程度和人力资本素质，其出口技术复杂度也随之有所不同。本文以国家统计局发布的《高技术产业（制造业）分类（2013）》为依据，利用中国工业企业数据库中的行业分类进行筛选甄别，将样本企业分别划分为高技术企业和低技术企业。检验结果如表5中第（4）至（6）列所示，生产性服务业开放对高技术企业出口技术复杂度的促进作用显著大于低技术企业，本文通过在基准回归中引入生产性服务业开放指数与高技术行业企业虚拟变量（*HIGH*）的交互项，从而进一步佐证了上述结论的成立性。高技术企业在研发投入强度和人力资本素质方面要明显领先于低技术企业，能够实现生产性服务业开放带来的高端服务要素的有效转化。相比之下，低技术企业则受限于技术发展滞后和研发投入不足等因素，导致了生产性服务业开放对其企业出口技术复杂度的促进作用较为薄弱。

表 5 异质性分析回归结果 II

变量	企业总体规模			行业技术水平		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	大型企业	中小型企业	全样本	高技术企业	低技术企业	全样本
<i>PSOI</i>	0.2857*** (0.0981)	0.1936** (0.0729)	0.1085** (0.0402)	0.3029*** (0.0990)	0.1475* (0.0721)	0.1002* (0.0586)
<i>PSOI</i> × <i>OT</i>			0.3169*** (0.1240)			
<i>PSOI</i> × <i>FOE</i>						0.3813*** (0.1474)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	103931	135183	249114	94409	154705	249114
R^2	0.3256	0.2592	0.3095	0.3265	0.2690	0.2935

(五) 影响机制检验

根据上文的实证结果可知，生产性服务业开放能够显著促进制造业企业出口技术复杂度的提升，那么两者之间的内在影响机制是什么？第二部分的理论推导已经初步证明：生产性服务业开放主要通过降低出口成本和推动技术创新两大渠道来提高企业出口技术复杂度水平。基于此，本部分将利用中介效应模型对生产性服务业开放影响出口技术复杂度的作用机制进行检验。

本文所选取的中介变量如下：（1）出口成本变量。现有研究对于企业出口成本的测度并没有统一的标准，本文参考刘斌和王乃嘉（2016）的做法，依据相关会计准则来计算企业出口成本，这里选取出口成本的对数值进行衡量。（2）技术创新变量。本文从企业开展技术创新活动所带来的实际经济效果出发，采用企业新产品产值的对数值来分析其技术创新状况。由上文的基准回归结果可知，核心解释变量的估计系数显著为正，证实出进行中介效应检验的基本前提是成立的。表6中第（1）和（2）列检验了出口成本降低的中介效应，可以看出在控制了其他变量之后，生产性服务业开放可以显著地降低企业的出口成本；第（2）列的结果表明，与基准回归结果相比，生产性服务业开放的估计系数出现一定程度的下降，而且Sobel统计量的检验值为1.84，通过了相应的显著性水平检验，意味着存在出口成本降低的中介效应。技术创新推动效应的检验结果如表6中第（3）和（4）列所示，由第（3）列的结果可知，核心解释变量的估计系数在5%统计水平上显著为正，表明生产性服务业开放推动出口企业进行更多的技术创新活动；相较于基准回归结果，第（4）列中生产性服务业开放的系数估计值略有下降，此外其所对应的Sobel统计量的检验值为3.22，验证了技术创新推动的中介效应的有效性。以上检验回归结果表明降低出口成本和推动技术创新是中国生产性服务业开放影响制造业企业出口技术复杂度的作用路径。

表 6 影响机制的检验结果

变量	出口成本降低效应		技术创新推动效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>COST</i>	<i>lnEXPY</i>	<i>TECH</i>	<i>lnEXPY</i>
<i>PSOI</i>	-0.6439*** (0.1312)	0.1952** (0.0744)	1.0665** (0.4084)	0.2036** (0.0743)
<i>COST</i>		-0.0230*** (0.0014)		
<i>TECH</i>				0.0061*** (0.0004)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	249114	249114	249114	249114
R ²	0.3140	0.3382	0.2159	0.3383

五、扩展分析：地区制度环境的影响

区别于制造业产品的主要属性，生产性服务产品具有无形性、不可储存性以及不可转移性等典型特征，其外资开放政策的实施效果更容易受到制度环境的作用影响。较高的制度质量可以减少制造业企业所面临的道德风险和不确定性，进而降低其生产高技术复杂度出口产品所耗费的交易成本，增强其提高出口技术复杂度水平的内在动力（Berkowitz et al., 2006）。尽管自从改革开放以来，中国经济社会的体制机制建设取得了巨大的进步，但是由于在地理区位、经济基础和政策条件等方面存在着不小的差距，使得中国各地区的制度环境仍然表现出较大的差异（金祥荣等，2008）。简而言之，生产性服务业开放对制造业企业出口技术复杂度的影响效应是否会因地区制度环境的差异而有所不同呢？本文通过引入制度环境变量以及制度环境变量与生产性服务业开放指数的交互项，将上文的基准回归模型扩展为如下形式：

$$\ln EXPY_{ijst} = \vartheta_0 + \vartheta_1 PSOI_{jt} + \vartheta_2 INST_{st} + \vartheta_3 PSOI_{jt} \times INST_{st} + \phi X_{ijt} + v_i + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (26)$$

式（26）中，下标 s 代表地区，各地区的制度环境用 $INST_{st}$ 来表示。由于制度环境包括经济、社会、法律体制等诸多领域，已有文献分别从不同的角度对地区制度环境进行了分析。一方面，本文借鉴蒋殿春和张宇（2008）的方法，从非国有经济发展水平的视角来衡量各地区的制度环境，选取非国有企业职工数占有职工数的比重和非国有工业增加值占工业增加值的比重两大指标，将两者标准化处理后取其算术平均值，并以此为基础来量化各地区制度环境的完善程度。表7中第（1）列和第（2）列报告了相应的回归结果，虽然第（2）列中制度环境变量的估计系数并不显著为正，但是本文主要关注的是制度环境变量与生产性服务业开放指数的交互项，其估计系数一直在5%统计水平上显著为正，表明制度环境越为完善的地区，生产性服务业开放对制造业企业出口技术复杂度的促进作用越大。

另一方面，本文将樊纲等（2011）公布的对应年份中国各地区市场化总指数作为地区制度环境的代理变量，这一指数囊括了政府与市场关系、非国有经济发展、产品要素市场状况、中介组织发育程度以及法律制度环境等方面的内容，能够较为全面系统地刻画出中国各个地区的制度环境状况。由表7中第（3）列和第（4）列可知，无

表 7 扩展分析的检验结果

变量	非国有经济发展水平		地区市场化总指数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$PSOI$	0.2643*** (0.0873)	0.3129*** (0.0875)	0.1361* (0.0645)	0.1858** (0.0845)
$INST$	0.0410** (0.0170)	0.0278 (0.0181)	0.0123*** (0.0014)	0.0215*** (0.0010)
$PSOI \times INST$	0.1835** (0.0659)	0.1620** (0.0732)	0.0129*** (0.0018)	0.0103*** (0.0019)
控制变量	No	Yes	No	Yes
企业效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	249114	249114	249114	249114
R^2	0.3268	0.3376	0.3375	0.3383

论是否加入控制变量,制度环境变量与生产性服务业开放指数交互项的估计系数均通过了相应的显著性水平检验,而且始终为正值,证实了良好的地区制度环境可以强化生产性服务业开放对制造业企业出口技术复杂度的正面提升效应。

六、结论与政策建议

本文以中国工业企业数据库和海关贸易数据库的匹配数据为基础,通过构建相对外生的中国生产性服务业开放指数,从微观企业视角探究了生产性服务业开放对制造业出口技术复杂度的影响及其内在机制。研究结果表明,生产性服务业开放有利于促进中国制造业企业出口技术复杂度的提升,该结论经过一系列的稳健性检验和内生性问题处理之后依然成立;考虑到贸易方式、所有权属性、企业总体规模以及行业技术水平之间的差异,发现生产性服务业开放对一般贸易企业、外资企业、大型企业和高技术企业的出口技术复杂度提升表现出更为明显的正向促进作用;从作用机制来看,生产性服务业开放通过降低出口成本和推动技术创新提高了制造业企业的出口技术复杂度水平,同时良好的地区制度环境能够增强其产生的积极促进作用。

本文深化了对生产性服务业开放与出口技术复杂度之间关系的理解与认识,对于中国加快推进高水平对外开放、实现由贸易大国向贸易强国转变具有重要的现实意义。主要的政策启示如下:第一,坚持制度引领、分类有序的基本原则,积极扩大中国生产性服务业开放的广度与深度。完善生产性服务业外商投资负面清单管理模式,持续减少负面清单管制行业与准入条件,放宽在外资准入、人员流动、监管透明度以及其他方面的限制措施。第二,强化生产性服务要素的技术外溢效应,制定细化高新技术服务类企业的认定标准,鼓励生产性服务业企业与制造业企业联合开展原创性关键性技术研发。通过简化行政审批手续、创新管理体制机制打造出公平竞争的地区制度环境。第三,鼓励中国制造业出口企业由生产型制造向服务型制造转变,由单一的制造环节延伸到上游产业链的技术研发、产品定制以及下游产业链的市场拓展、售后服务等,提高出口产品中的技术含量与附加值,实现中国生产性服务业开放与制造业出口在更高水平上的全面升级。

参考文献

- [1] 陈明,魏作磊.生产性服务业开放对中国服务业生产率的影响[J].数量经济技术经济研究,2018(5):95-111.
- [2] 陈维涛,王永进,孙文远.贸易自由化、进口竞争与中国工业行业技术复杂度[J].国际贸易问题,2017(1):50-59.
- [3] 戴翔,张二震.中国出口技术复杂度真的赶上发达国家了吗[J].国际贸易问题,2011(7):3-16.
- [4] 樊纲,王小鲁,马光荣.中国市场化进程对经济增长的贡献[J].经济研究,2011(9):4-16.
- [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验[J].中国工业经济,2021(7):156-174.
- [6] 龚静,盛毅,袁鹏.服务市场竞争加剧与地区制造业出口技术复杂度——基于兑现服务开放承诺的倍差法分析[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2020(5):62-77.
- [7] 顾晓燕,王原雪,朱玮玮.非匀质知识产权保护、空间外溢与出口技术复杂度[J].世界经济与政治论

- 坛,2020(4):156-172.
- [8] 顾雪芹.中国生产性服务业开放与制造业价值链升级[J].世界经济研究, 2020(3):121-134.
- [9] 黄先海,卿陶.出口贸易成本与企业创新:理论机理与实证检验[J].世界经济研究, 2020(5):3-16.
- [10] 蒋殿春,张宇.经济转型与外商直接投资技术溢出效应[J].经济研究,2008(7):26-38.
- [11] 金祥荣,茹玉骢,吴宏.制度、企业生产效率与中国地区间出口差异[J].管理世界, 2008(11):65-77.
- [12] 雷娜,郎丽华.国内市场一体化对出口技术复杂度的影响及作用机制[J].统计研究,2020(2):52-64.
- [13] 李宏,任家祺.汇率变动对中国制造业进出口技术复杂度的影响分析[J].世界经济研究, 2020(3):3-15.
- [14] 李焕杰,张远.中间品贸易自由化、经济空间集聚与企业生产率[J].产业经济研究, 2021(3):84-98.
- [15] 李惠娟,蔡伟宏.离岸生产性服务中间投入对中国制造业出口技术复杂度的影响[J].世界经济与政治论坛, 2016(3):122-141.
- [16] 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.
- [17] 卢福财,金环.互联网是否促进了制造业产品升级——基于技术复杂度的分析[J].财贸经济, 2020(5):99-115.
- [18] 罗军.生产性服务FDI对制造业出口技术复杂度的影响研究[J].中国管理科学, 2020(9):54-65.
- [19] 齐俊妍,强华俊.数字服务贸易壁垒影响服务出口复杂度吗——基于OECD-DSTRI数据库的实证分析[J].国际商务(对外经济贸易大学学报), 2021(4):1-18.
- [20] 盛斌,毛其淋.进口贸易自由化是否影响了中国制造业出口技术复杂度[J].世界经济, 2017(12):52-75.
- [21] 舒杏,王佳.生产性服务贸易自由化对制造业生产率的影响机制与效果研究[J].经济学家, 2018(3):73-81.
- [22] 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.
- [23] 武力超,张馨月,侯欣裕.生产性服务业自由化对微观企业出口的机制研究与实证考察[J].财贸经济, 2016(4):101-115.
- [24] 徐紫嫣,姚战琪,夏杰长.协同集聚对出口技术复杂度的影响研究——基于区域创新中介效应检验[J].经济纵横, 2021(9):43-52.
- [25] 姚星,王博,王磊.区域产业分工、生产性服务进口投入与出口技术复杂度:来自“一带一路”国家的经验证据[J].国际贸易问题,2017(5):68-79.
- [26] 余淼杰.加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据[J].经济学(季刊), 2011(4):1251-1280.
- [27] 张洪胜,潘钢健.跨境电子商务与双边贸易成本:基于跨境电商政策的经验研究[J].经济研究, 2021(9):141-157.
- [28] 张丽,廖赛男,刘玉海.服务业对外开放与中国制造业全球价值链升级[J].国际贸易问题, 2021(4):127-142.
- [29] 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[J].世界经济, 2013(11):51-71.
- [30] Bas, M., “Does Services Liberalization Affect Manufacturing Firms' Export performance? Evidence From India”, *Journal of Comparative Economics*, 2014, 42(3):569-589.
- [31] Berkowitz, D., J. Moenius and K. Pistor, Trade, “Law, and Product Complexity”, *Review of Economics and Statistics*, 2006, 88(2):363-373.
- [32] Beverelli, C., M. Fiorini and B. Hoekman, “Services Trade Policy and Manufacturing Productivity: The Role of Institutions”, *Journal of International Economics*, 2017(9):166-182.
- [33] Hallak, J. C., and P. Schott, “Estimating Cross-Country Differences in Product Quality”, *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126(1):417-474.
- [34] Hausmann, R., J. Hwang and D. Rodrik, “What You Export Matters”, *Journal of Economic Growth*, 2007, 12(1):1-25.
- [35] Kleibergen, F., and R. Paap, “Generalized Reduced Rank Tests Using Singular Value Decomposition”, *Journal of Econometrics*, 2006, 133(1):97-126.

- [36] Schott, P. K., “The Relative Sophistication of Chinese Exports” , *Economic Policy*, 2008, 23(53):6–49.
- [37] Tacchella, A., M. Cristelli and G. Caldarelli, “Economic Complexity: Conceptual Grounding of A New Metrics For Global Competitiveness” , *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2013, 37(8):1683–1691.
- [38] Tang, H., and Y. Zhang, “Exchange Rates and the Margins of Trade: Evidence from Chinese Exporters” , *CESifo Economic Studies*, 2012, 58(4): 671–702.
- [39] Xu, B., and J. Lu, “Foreign Direct Investment, Processing Trade, and the Sophistication of China’ s Exports” , *China Economic Review*, 2009, 20(3):425–439.
- [40] Yao, S., “Why Are Chinese Exports Not So Special?” , *China & World Economy*, 2009, 17(1):47–65.

【作者简介】王 晗：河南财经政法大学国际经济与贸易学院讲师，河南财经政法大学与河南大学联合培养博士后，经济学博士。研究方向：国际贸易与产业经济。

The Impact of Producer Services Openness on Export Technological Sophistication ——Evidence Based on Chinese Manufacturing Enterprises

WANG Han

(Post-doctoral Mobile Station , Henan University, Kaifeng 475001, Henan, China; School of International Business and Economics, Henan University of Economics and Law, Zhengzhou 450046, China)

Abstract: As key field of China’s high-level opening up, the openness of producer services plays an important role in promoting the export technological sophistication. This paper empirically examines the effect and mechanism of producer services openness on export technological sophistication by using the matching data of Chinese manufacturing micro enterprises. The research results show that the openness of producer services can have a significant positive impact on the improvement of export technological sophistication. This conclusion is still valid after the robustness test and endogenous treatment. The openness of producer services has more obviously promoted the export technology complexity of general trade enterprises, foreign-funded enterprises, large enterprises and high-tech enterprises. As far as the mechanism is concerned, the openness of producer services can effectively promote the complexity of export technology by reducing export costs and promoting technological innovation, while good regional institutional environment can strengthen it. Therefore, we should actively expand the breadth and depth of the openness of producer services to promote the high-quality development of China’s manufacturing exports.

Keywords: openness of producer services; export technological sophistication; export cost; technological innovation effect; regional institutional environment

(责任编辑：山草)