

服务业对外直接投资与服务企业生产率： 基于微观层面的经验证据

王晶晶 岳中刚 陈金丹

摘要：本文利用2002—2018年中国服务业A股上市公司数据与商务部《境外投资企业（机构）名录》相匹配，基于渐进双重差分法探究服务企业对外直接投资对服务企业生产率的影响及其内在机制。（1）基准回归结果表明服务业对外直接投资可显著促进服务企业生产率提升，并通过了一系列稳健性和内生性检验；（2）机制检验结果厘清了服务业OFDI可通过创新驱动效应、市场规模扩张效应以及竞争效应提高服务企业生产率；（3）三重差分模型检验结果显示服务企业“一带一路”沿线国家OFDI的生产率效应显著为正；（4）异质性检验结果表明非国有服务企业和高管有海外经历的服务企业从OFDI中获得更高的生产率溢出，生产性服务企业OFDI的生产率效应显著。本文研究结论对服务企业高水平“走出去”以及服务业高质量发展可提供经验支持与政策依据。

关键词：服务业OFDI；服务企业生产率；双重差分；倾向得分匹配

[中图分类号] F74 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 4-0073-18

一、引言和文献综述

服务业是国民经济的重要组成部分，2021年我国服务业增加值占国内生产总值的比重达53.3%^①。在服务业规模快速扩张的同时，服务业高质量发展亦值得关注。服务企业生产率提升是服务业高质量发展在微观层面的体现，符合现代化经济体系中注重效率的内涵。2019年，国家发改委联合市场监管总局制定的《关于新时代服务业高质量发展的指导意见》中明确指出，要着力提高服务效率和服务品质，持续推进服务领域改革开放，为实现经济高质量发展提供重要支撑^②。随着服务业开放程度的不断提高以及“一带一路”倡议的实施，我国服务业已成为对外

[收稿日期] 2021-10-09

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目“一带一路”倡议下服务企业OFDI模式选择及生产率效应研究(18CJY043)；国家社会科学基金一般项目“一带一路”倡议下我国企业集群式投资战略与全球价值链重构研究(18BGL021)

[作者信息] 王晶晶：南京邮电大学经济学院副教授，电子信箱415498613@qq.com；岳中刚：南京邮电大学经济学院教授；陈金丹：南京邮电大学经济学院副教授

①数据来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

②数据来源：国家发改委网站，https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/201910/t20191024_1181944_ext.html。

直接投资的第一大产业。2020年,我国对外直接投资流量总额达1537亿美元,首次位列全球第一,而服务业对外直接投资流量占流量总额的比重达69.5%。对外直接投资存量规模排名前三的行业为租赁和商务服务业、批发和零售业及信息传输、计算机服务和软件业,占投资存量总额的比重分别为32.23%、13.38%和11.54%^①,均属于服务业,服务业跨国公司在对外直接投资中的重要地位毋庸置疑。那么,本文关注的问题是服务业对外直接投资能否提升服务企业生产率?其内在机制与异质性如何?对这些问题的回答,不仅可以明晰服务业开放在服务业生产率提升中的重要性,还能为我国经济高质量发展提供可行路径和政策抓手,具有重要的理论价值和现实意义。

近年来,国内外学者已对相关问题进行了多维度探究。第一类文献是对外直接投资对企业生产率影响的研究,此类文献大多关注制造业企业,认为企业对外直接投资能够通过学习效应或逆向技术溢出效应促进企业生产率提升(Hansson, 2005^[1]; Castellani et al., 2008^[2]; 蒋冠宏和蒋殿春, 2014^[3]; 肖慧敏和刘辉煌, 2014^[4])。蒋冠宏和蒋殿春(2014)利用倍差法检验了我国工业企业对外直接投资的生产率效应,研究结果表明企业对外直接投资显著提升了企业生产率。另一类文献则关注服务业对外直接投资的经济效应,包括对东道国和母国经济发展的影响。在对东道国经济发展影响方面,主要从服务业对外直接投资的产业关联效应以及福利效应展开论证(Konan and Maskus, 2006^[5]; Ishikawa et al., 2010^[6]; Fernandes and Paunov, 2012^[7])。Konan和Maskus(2006)构建一般均衡模型指出服务业OFDI增加了东道国服务产品数量,为东道国制造业企业提供了更多的中间产品。Ishikawa等(2010)认为服务业OFDI可将货物贸易自由化所致的福利损失转化为对东道国消费者福利的积极影响。在对母国经济发展影响方面,主要集中于服务业OFDI对母公司出口、创新以及产出的影响(Krautheim, 2013^[8]; 薛军和苏二豆, 2020^[9]; 苏二豆和薛军, 2021^[10])。Krautheim(2013)研究发现服务业OFDI通过降低可变贸易成本促进企业出口,薛军和苏二豆(2020)认为服务业OFDI可激励母公司企业创新。与上述研究不同,本文将以服务企业生产率提升为导向,重点关注服务企业对外直接投资的生产率效应。

与已有研究相比,本文可能的边际贡献如下:(1)研究视角方面,考虑服务业的特殊性及其在OFDI中的主导地位。本文聚焦服务企业,并关注对“一带一路”沿线国家进行对外直接投资的服务企业,旨在以“一带一路”倡议为背景,从微观和服务业双重维度拓展对外直接投资生产率效应的研究。(2)机制探索方面,相较于以往文献单独考察企业对外直接投资对生产率的影响,本文基于创新驱动、市场规模扩张以及竞争效应,不仅从理论上明晰服务业OFDI影响企业生产率的微观机制,还在“服务业对外直接投资—服务企业生产率”研究范式中嵌入中介效应模型,从实证层面厘清影响机制的“黑箱”。同时,基于“顺梯度”投资与

^①数据来源:国家统计局网站, <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>, 并经作者整理计算得出。

“逆梯度”投资模式进一步甄别服务企业对“一带一路”沿线国家的 OFDI 如何影响企业生产率。(3) 实证策略方面, 采用渐进双重差分法、三重差分法进行回归, 利用倾向得分匹配、工具变量法等方法进行稳健性和内生性检验, 更好地识别因果处理效应, 有效规避可能存在的内生性和样本选择偏误的问题。

二、理论机制与研究假说

(一) 服务业对外直接投资影响服务企业生产率的机制

1. 创新驱动效应

创新是企业生产率提升的重要源泉, 充分的研发资源与创新能力是企业成功开展创新活动的必要条件(毛其淋, 2019^[11]; 薛军和苏二豆, 2021)。服务业中蕴含人力资本、技术以及知识资本等高级生产要素, 服务业对外直接投资可通过吸纳研发人才要素、扩增创新知识及缓解信息不对称三种渠道, 驱动服务企业创新以促进企业生产率提升。首先, 服务业 OFDI 可通过海外分支机构的设立吸纳东道国服务业人才等研发要素, 通过研发人才合作与学习交流, 培养自身的研发人员, 通过跨国公司内部流动实现母公司创新能力提升(毛其淋和许家云, 2014)^[12]; 其次, 服务业 OFDI 扩增了企业创新知识储备, 为企业创新提供“互补性”资源(Nocke and Yeaple, 2007)^[13]。不同国家的知识和技术资源具有互补性特征, 服务业跨国公司通过与全球供应商、境外服务消费者以及科研机构的交流和学习, 获取服务企业创新所需的多维度知识和技术资源, 并通过研发成果反馈和转移, 将海外子公司所掌握的研发知识和前沿技术反馈至母公司, 驱动母公司创新。最后, 服务业 OFDI 实现了服务业产品供给者与东道国消费者之间面对面的互动, 有助于缓解供需双方的信息不对称, 降低信息沟通成本及搜寻成本, 优化信息沟通效率(孙浦阳等, 2020)^[14]。信息不对称的缓解有助于企业降低创新的外源融资约束, 解决研发投入不足的问题, 从而激励企业创新。

2. 市场规模扩张效应

市场规模的扩张, 有助于提高企业生产专业化与多样化水平(Francois, 1990)^[15], 促进企业生产率提升。一方面, 服务业产品可贸易性较低, 使得企业倾向于通过在海外设立分支机构来获得东道国市场。另一方面, Markusen (1989)^[16]基于“产品多样化偏好”, 将服务业产品的异质性引入规模报酬递增的生产函数中, 指出服务业具有产品差异化以及规模经济特征。基于服务业及其产品的特殊性, 服务业对外直接投资可通过增加差异化产品种类以及规模经济效应两条路径扩大海外市场规模, 以促进企业生产率提升。首先, 服务业 OFDI 可为东道国消费者提供差异化服务业产品。由于临近东道国市场, 通过母国企业与东道国消费者的沟通能够更好地了解东道国消费者需求偏好, 并反馈至母公司, 有助于企业调整新产品, 提供满足东道国市场需求的高质量服务产品。高质量差异化产品种类的增加有助于满足东道国消费者的产品多样化偏好, 促进海外市场规模的扩张。其次, 服务企业在进行对外直接投资时会带来企业生产规模扩张, 规模经济效应的发挥使得企业平均成本降低, 经济效益提高, 可一定程度上弥补进入东道国市场的高额固定成

本，并以较低的边际成本和价格将服务产品提供给东道国消费者，有助于母国企业海外市场占有率的提升，实现海外市场规模的扩张。

3. 竞争效应

竞争是企业生产率提升的关键因素。传统垄断优势理论指出，跨国企业进行对外直接投资的动机在于维持在东道国市场的垄断优势，以获得超额利润。Kumar 等 (2019)^[17] 认为，跨国公司对外直接投资的动机已转变为“寻求本土化竞争优势”，即在东道国市场培育本土化竞争优势，而非完全复制和转移母国企业的竞争优势。服务企业对外直接投资面临竞争更为激烈的国际市场，竞争者既包括熟悉消费者特征与需求的东道国企业，又包括其他各国的服务供应商。竞争的多样化以及消费者对服务业产品的高质量要求所产生的竞争效应，会激励企业巩固竞争优势以及强化自选择效应，从而主动升级生产、研发以及管理技术，提升生产率 (Javorcik, 2004)^[18]。一方面，面对激烈的国际市场竞争，服务业 OFDI 针对不同东道国的市场需求，从服务提供的标准化战略转向定制化与本土化战略，为东道国消费者或者下游制造业企业提供个性化和定制化服务，培育企业在东道国市场的核心竞争优势，主动提升生产率。另一方面，服务业 OFDI 通过竞争效应的发挥实现自选择机制的强化。自选择机制是指企业对外直接投资后，生产率低的企业选择退出市场，生产率高的企业继续服务东道国市场，这种优胜劣汰将倒逼服务企业提高生产率，提供高质量服务产品，实现技术前沿化。基于上述分析，本文提出以下两个研究假说：

假说 1：服务业对外直接投资能够驱动服务企业生产率提升。

假说 2：服务业对外直接投资可通过创新驱动效应、市场规模扩张效应以及竞争效应的发挥促进服务企业生产率提升。

(二) 服务企业对“一带一路”沿线国家 OFDI 的生产率效应

企业对外直接投资的区位选择一直是学者们关注的重要领域，随着“一带一路”倡议的实施，中国对“一带一路”沿线国家的直接投资迅速增长。截至 2020 年年底，中国境内投资者在“一带一路”沿线国家设立境外企业超 1.1 万家，对“一带一路”沿线国家 OFDI 的流量占流量总额的 14.7%^①，主要流向新加坡、印度尼西亚、泰国、越南等国家。服务企业对“一带一路”沿线国家的投资集中在批发和零售业、金融业以及科学研究和技术服务业等领域。按照投资目的国的经济发展水平来划分，企业对外直接投资可分为“顺梯度”OFDI 以及“逆梯度”OFDI 两种模式 (王桂军和卢潇潇, 2019)^[19]，其中，“顺梯度”OFDI 是指流向发展水平相对落后经济体的投资，“逆梯度”OFDI 则指流向技术领先的发达经济体的对外直接投资。

在“顺梯度”投资模式下，服务企业对“一带一路”沿线国家的 OFDI 主要通过生产转移、战略合作以及研发成本分摊机制促进企业生产率提升。(1) 生产转移机制。根据边际产业扩张理论，母国将比较劣势的边际产业或企业转移至低梯度经济体，将剩余的生产要素配置至母国具有比较优势的产业或企业中去，形成外国

①数据来源：商务部《2020 年度中国对外直接投资公报》。

研发技术剥离,促进母国企业将核心资源投入至企业创新当中,驱动企业生产率进步。(2) 战略合作机制。我国不仅向低梯度国家转移市场饱和度高的行业,还向其转移新兴产业、寻求战略合作,获得国际化链接与东道国知识(Boliva et al., 2019)^[20]。服务企业对“一带一路”沿线国家的投资中包含大量的信息服务业、科学研究与技术服务业、商务服务业以及金融业,战略合作效应将同时驱动东道国与母国企业生产率提升。(3) 研发成本分摊机制。我国服务企业通过与沿线东道国政府和企业分摊部分研发成本。目前,我国已与所有沿线国家签署“一带一路”合作文件及谅解备忘录,并在“一带一路”沿线国家建立多个境外经贸合作区。各项优惠政策的实施有助于分摊研发成本,促进企业创新和技术进步。

在“逆梯度”投资模式下,服务企业对“一带一路”沿线国家的OFDI主要通过逆向技术溢出、研发成果反馈以及产业关联机制促进企业生产率提升。(1) 逆向技术溢出机制。我国服务企业对外直接投资通过与“一带一路”沿线发达经济体中技术领先的企业开展深度研发合作,共同培育研发人才,实现研发资源共享,获取先进研发经验,实现逆向技术溢出,提高企业生产率。(2) 研发成果反馈机制。对外直接投资企业利用沿线发达经济体的先进技术与研发资源,根据东道国消费者需求、市场竞争环境以及文化与制度差异,实施本土化经营战略,提供满足东道国消费者需求的高质量服务品,并通过子公司对母公司研发资源共享与技术吸收,加速研发成果反馈至母公司,激励企业创新,驱动企业生产率提升。(3) 产业关联机制。“一带一路”沿线发达经济体中处于技术领先地位的制造业企业对其上游生产性服务企业产品质量与技术创新要求更高,母国服务企业通过东道国制造业企业前后向产业关联效应的发挥能够实现生产率进步(Jian et al., 2016)^[21]。基于上述分析,本文提出以下研究假说:

假说3:无论在“顺梯度”还是“逆梯度”投资模式下,服务企业对“一带一路”沿线国家OFDI的生产率效应均显著为正。

三、模型设定与数据说明

(一) 模型设定

1. 渐进双重差分模型

双重差分法通过对处理组和对照组在对外直接投资前后的两次差分,剔除不随时间变化和其他不可观察因素对服务企业生产率的影响。由于企业对外直接投资时间上存在差异,本文采用渐进双重差分模型,以检验服务业对外直接投资对服务企业生产率的影响,构建计量模型如下:

$$\lnstfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{sofdi}_i \times \text{time}_t + \lambda X_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

公式(1)中, i 和 t 分别表示企业及年份。被解释变量 \lnstfp 表示服务企业生产率, sofdi 表示服务企业是否进行对外直接投资,当 $\text{sofdi}=1$ 时,表示服务企业有对外直接投资行为,属于处理组;当 $\text{sofdi}=0$ 时,表示服务企业未进行对外直接投

资,属于对照组。 $time$ 表示服务企业进行对外直接投资的时间,企业对外直接投资前 $time=0$,对外直接投资后 $time=1$ 。 $sofdi \times time$ 为本文的核心解释变量,即双重差分项,表示服务企业是否进行对外直接投资。 X 为一系列控制变量, μ_i 和 γ_t 分别表示企业以及年份固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

2. 三重差分模型

根据理论假说3,为验证服务企业对“一带一路”国家的直接投资是否影响服务企业生产率,本文采用三重差分模型进行估计,构建计量模型如下:

$$\ln stfp_{it} = \omega_0 + \omega_1 (sofdi_{it} \times time_{it} \times belt_{it}) + \omega_2 X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

公式(2)中, $belt$ 表示东道国是否为“一带一路”沿线国家, $belt=1$ 表示服务企业对“一带一路”沿线国家进行对外直接投资, $belt=0$ 表示服务企业未对“一带一路”沿线国家进行对外直接投资。三重差分项系数 ω_1 衡量了服务企业对“一带一路”沿线国家OFDI的生产率效应,当系数显著为正时,说明服务企业对“一带一路”沿线国家的投资能够显著提升处理组企业生产率。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

服务企业生产率($stfp$):本文借鉴Arnold等(2011)^[22]和蒋冠宏(2015)^[23]的做法,采用LP方法测度服务企业全要素生产率,具体方程如下:

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln L_{it} + \alpha_2 \ln K_{it} + \alpha_3 \ln M_{it} + \bar{\omega}_i + \eta_t \quad (3)$$

公式(3)中, Y_{it} 为企业产出或收入,采用上市公司主营业务收入来衡量; L_{it} 为劳动力投入,使用当前雇佣员工人数来衡量; K_{it} 为资本投入,用固定资产额来衡量,并根据固定资产投资指数对其进行了平减; M_{it} 为中间投入,参考朱荃和张天华(2015)^[24]的方法:中间投入=主营业务成本+销售费用+财务费用+管理费用-本期固定资产折旧-劳动者报酬。

2. 核心解释变量

服务企业是否进行对外直接投资($sofdi \times time$): $sofdi \times time$ 表示服务企业 i 在 t 年是否进行对外直接投资。若服务企业 i 在 t 年进行了对外直接投资,则企业 i 的 $sofdi \times time$ 于 t 年后取值为1,否则取值为0。服务企业对外直接投资与否的衡量则根据服务企业上市公司数据与商务部《境外投资企业(机构)名录》以及上市公司年报中“长期股权投资”和“子公司情况”进行匹配整理获得。

是否对“一带一路”沿线国家进行对外直接投资($belt$):本文参考王桂军和卢潇潇(2019)的处理方式,根据服务企业对外直接投资目的国是否为“一带一路”沿线国家来设定 $belt$ 的取值,当目的国为“一带一路”沿线国家时, $belt$ 取值为1,否则取值为0。

3. 控制变量

人力资本(hr):服务业跨国公司主要通过转移管理和营销诀窍、专业知识、组织能力和信息等“软技术”溢出促进生产率提升(Nadia and Merih, 2011)^[25]。高管是具备管理和营销诀窍、拥有专业知识与较高组织能力的高级人力资本。本文

利用企业高管人员数来衡量人力资本,并对其取对数。企业利润 (*profit*): 服务企业利润越高则企业盈利能力越高,越能够克服较高的成本,从而拥有更多资金用于规模扩张以及新产品开发,有助于生产率提升。本文采用利润总额衡量企业利润,并对其取对数。营运资金比率 (*operation*): 营运资金比率越高,说明服务企业流动资产在短期债务到期前的变现能力越强,越有助于企业生产率提升。本文采用流动资产与流动负债的比率来衡量营运资金比率。总资产增长 (*asset*): 企业总资产是企业规模的重要体现,当企业总资产增长时,企业的市场竞争能力、承担亏损以及抗风险能力将进一步提高,企业能够利用充足资金进行高风险的创新活动,从而促进企业生产率提高。本文采用企业总资产的增长率来衡量总资产增长。

(三) 数据说明

本文选取中国2002—2018年服务业A股上市公司作为研究样本,遵循上市公司数据处理的一般方式,进行如下处理:(1)删除ST、*ST以及退市公司的样本;(2)删除雇员人数在10人以下的企业样本;(3)删除有重要财务指标缺失的公司样本,最终得到10723个有效观测值。服务企业相关数据均来自国泰安(CSMAR)数据库以及上市公司财务年报。服务企业对外直接投资的数据则利用商务部《境外投资企业(机构)名录》与服务企业上市公司数据进行匹配。2002—2015年《境外投资企业(机构)名录》公布了OFDI母公司名称、OFDI境外投资分支机构名称、OFDI的国家与地区、OFDI母公司所属省份以及OFDI经营范围,据此获得服务企业对外直接投资与否的数据。2015年之后商务部不再公布《境外投资企业(机构)名录》,鉴于此,本文参考欧阳艳艳等(2020)^[26]的做法,根据服务业上市公司历年年报披露的合并财务报表中“长期股权投资”与“子公司情况”得到2016—2018年数据,手工整理企业每年对外直接投资与否的数据。

四、实证结果分析

(一) 基准回归分析: 双重差分模型

本部分根据渐进双重差分模型实证检验服务业OFDI对服务企业生产率提升的影响,回归结果见表1。结果显示,我国服务企业对外直接投资对服务企业生产率提升具有显著的促进作用,双重差分项和相关控制变量的回归系数基本保持显著性和正负号的一致性。具体来看,第(1)列未加入控制变量、个体和时间固定效应,双重差分项 $sofdi \times time$ 回归系数在1%的水平下显著为正。第(2)列至第(4)列为逐步加入控制变量、时间固定效应及个体固定效应的回归结果,第(4)列中结果显示服务业OFDI的回归系数为0.1155,且通过了1%水平的显著性检验,即服务企业“走出去”能够显著促进服务企业生产率的提升。基准回归结果说明了对外直接投资的生产率效应在服务业领域的存在性,验证了前文的假说1。

表1 基准回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnstfp</i>	<i>lnstfp</i>	<i>lnstfp</i>	<i>lnstfp</i>
<i>sofdi×time</i>	0.9419 *** (0.0408)	0.3850 *** (0.0287)	0.1511 *** (0.0288)	0.1155 *** (0.0304)
<i>lnhr</i>		0.3310 *** (0.0244)	0.3442 *** (0.0234)	0.3285 *** (0.0240)
<i>lnprofit</i>		0.4839 *** (0.0058)	0.3890 *** (0.0065)	0.3610 *** (0.0068)
<i>operation</i>		0.2101 *** (0.0183)	0.2070 *** (0.0176)	0.2398 *** (0.0177)
<i>asset</i>		-0.0227 *** (0.0054)	-0.0171 *** (0.0051)	-0.0139 *** (0.0051)
常数项	16.5236 *** (0.0372)	7.0575 *** (0.1117)	8.2856 *** (0.1206)	8.9180 *** (0.1243)
个体固定效应	否	否	否	是
时间固定效应	否	否	是	是
观测值	10 057	8 973	8 973	8 973
R-squared	0.0525	0.5074	0.5632	0.5646

注：*、**、***表示实证结果在10%、5%、1%的水平下显著，下表同。

(二) 平行趋势检验

双重差分模型估计结果的可信度依赖于一个重要的前提假设，即满足平行趋势检验。在服务企业 OFDI 前，处理组与对照组样本的变化趋势需一致。图1汇报了平行趋势检验图，结果显示，服务企业在实施对外直接投资之前，置信区间在0上下波动且均未通过显著性检验，说明不存在显著差异。而服务企业 OFDI 之后，回归系数逐渐上升，并于 $t+1$ 期后显著，满足平行趋势检验，同时说明服务业 OFDI 的

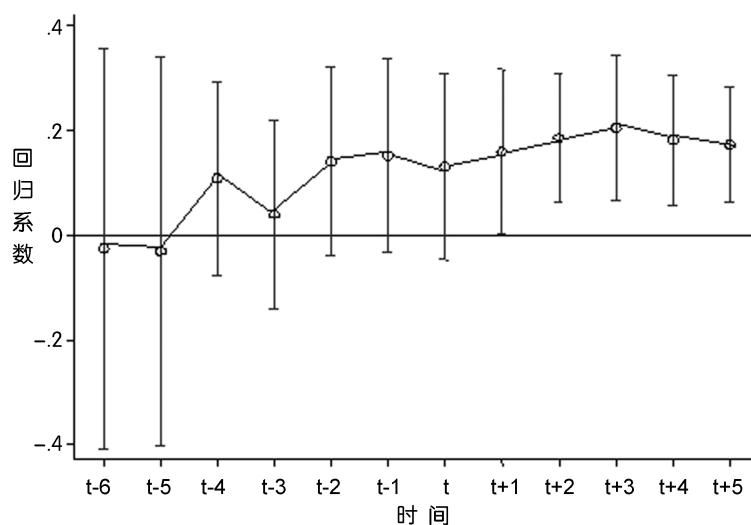


图1 平行趋势检验结果

生产率效应存在一定的滞后性。究其原因,笔者认为服务业对外直接投资存在固定成本投入高、周期长的特征,在与东道国服务产品消费者沟通、融入本土市场以及研发成果反馈等方面存在一定的时滞,因此,反映在对服务企业生产率影响上的滞后。

(三) 稳健性检验

1. 基于 PSM-DID 模型的稳健性检验

为消除样本选择性偏误问题,本文选择 PSM-DID 模型对基准回归结果的稳健性进行检验。首先,通过倾向得分匹配从对照组筛选出与处理组特征相似的企业,使得 OFDI 企业在对外直接投资前与非 OFDI 企业有相近的对外直接投资概率,再采用双重差分模型对匹配样本进行估计。匹配协变量采用 logit 回归对服务企业对外直接投资概率打分,选择 0.05 卡尺内的 1:1 最近邻匹配方法为处理组企业样本匹配到合适的对照组企业。Logit 回归结果显示,平均处理效应(ATT)的估计值为 0.221, t 值为 4.85, 结果显著。在最终观测值中,对照组有 44 个未在共同取值范围中,删除未成功匹配的企业样本,最终得到 8 929 个观测值的研究样本。

表 2 为倾向得分匹配后的平衡性检验结果,匹配后各协变量标准化偏差大幅度降低且均小于 5%。t 检验结果不拒绝处理组与对照组无系统差异的原假设,且所有变量的标准化差异大幅缩小,验证了所选取匹配方法的协变量通过了平衡性检验。相比于匹配之前,匹配之后进行 OFDI 的企业与未进行 OFDI 的企业特征差异得到了较大程度的消除,明显修正了协变量的分布。随后,使用匹配后的数据重新进行双重差分估计,实证结果如表 3 所示。第(1)列为同时加入控制变量、个体与时间固定效应的双重差分回归结果,第(1)列中 $sofdi \times time$ 的系数在 1% 水平上显著为正,核心解释变量的显著性水平及系数符号与基准回归相比并未发生显著变化。该结果表明通过倾向得分匹配后,服务企业对外直接投资对生产率的促进作用依然稳健。

表 2 倾向得分匹配平衡检验结果

变量		均值		标准偏差 (%)	误差削减 (%)	t 检验	
		处理组	对照组			t 值	P 值
lnhr	匹配前	1.8131	1.7300	21.7		8.97	0.000
	匹配后	1.8131	1.8272	-3.7	83.0	-1.25	0.212
lnprofit	匹配前	19.0700	18.5600	31.6		12.99	0.000
	匹配后	19.0700	19.0380	2.0	93.7	0.67	0.505
operation	匹配前	0.2563	0.1921	16.9		6.15	0.000
	匹配后	0.2563	0.2561	0.1	99.6	0.03	0.975
asset	匹配前	0.2899	0.2948	-0.6		-0.22	0.826
	匹配后	0.2899	0.2919	-0.2	69.1	-0.10	0.922

表3 稳健性检验及内生性检验

项目	稳健性检验		内生性检验: IV-2SLS	
	PSM-DID	替换变量	第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnstfp</i>	<i>lnlaborp</i>	<i>lnstfp</i>	<i>lnstfp</i>
<i>sofdi</i> × <i>time</i>	0.1053 *** (0.0297)	0.1820 *** (0.0340)		0.4820 *** (0.0730)
<i>IV1</i> × <i>time</i>			0.8193 *** (0.0219)	
<i>IV2</i> × <i>time</i>			0.0231 *** (0.0231)	
常数项	9.0072 *** (0.1237)	11.4414 *** (0.1358)	-0.6147 *** (-0.6147)	6.5112 *** (0.1472)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM 统计量				375.614 (0.0000)
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量				5 049.116
观测值	8 929	9 172	6 814	6 814
R-squared	0.5619	960	0.2050	0.4617

2. 其他稳健性检验及内生性检验

(1) 其他稳健性检验。除以上稳健性检验之外, 本文还基于替换被解释变量的方法进行稳健性检验。前文中被解释变量为基于 LP 方法所测算的企业全要素生产率, 此处采用企业劳动生产率 (*laborp*) 来替代被解释变量。劳动生产率采用人均营业收入来衡量, 即企业营业收入与劳动力数量的比值, 并对其取对数。表 3 中第 (2) 列结果显示双重差分项的系数显著为正, 通过 1% 水平的显著性检验, 进一步验证了基准回归结果的稳健性。

(2) 内生性检验。为解决可能存在的内生性问题, 本文基于两阶段最小二乘法 (2SLS) 对基准回归进行内生性检验, 同时选取两类工具变量。一类工具变量借鉴 Desborde 和 Vicard (2009)^[27]、杨连星等 (2019)^[28] 的做法选择中国与投资东道国是否签订双边投资协定作为工具变量, 用 *IV1* 来表示。双边投资协定为企业对外直接投资提供了重要的制度保障, 母国与东道国之间双边投资协定的签订会影响企业对外直接投资决策, 但不会直接影响企业全要素生产率。双边投资协定的数据来源于国家商务部网站, 并按照服务企业对外直接投资目的国进行匹配。另一类工具变量参考 Fisman 和 Svensson (2007)^[29] 构建工具变量的方法, 将内生解释变量自身地区—行业的平均值作为工具变量。首先, 基于上市公司年报手动获取服务企业对外直接投资金额, 根据服务企业所在地区以及行业信息对企业 OFDI 额进行分类汇总, 再按照地区—行业层面的企业数量测算算术平均值, 获得每个地区不同服务行业的企业 OFDI 均值, 用 *IV2* 来表示。

表3中第(3)列和第(4)列分别报告了第一阶段和第二阶段回归结果。第一阶段回归结果显示,工具变量双边投资协定(IV1)与地区—行业平均值(IV2)均与服务企业OFDI之间存在较强的相关性,回归结果在1%水平下显著为正,且F统计量为292.51,故不存在“弱工具变量”问题。第二阶段回归结果表明,在考虑内生性后,核心解释变量服务企业OFDI回归系数在1%水平上显著为正,服务企业OFDI的生产率效应仍显著为正。对于原假设“工具变量识别不足”检验中,Kleibergen-Paap rk LM统计量为375.61,p值为0.0000,强烈拒绝“工具变量识别不足”的原假设。而工具变量弱识别检验中,Kleibergen-Paap rk Wald F统计量为5049.11,远大于Stock-Yogo弱识别检验10%水平的临界值,拒绝了“工具变量弱识别”的原假设。以上结果表明工具变量选取的合理性,并在考虑内生性问题后,服务企业对外直接投资仍能够显著促进服务企业生产率的提升。

五、机制识别与拓展性研究

(一) 机制检验

结合前文理论机制分析,本文进一步从创新驱动、市场规模扩张以及竞争效应等渠道出发,实证检验服务业对外直接投资影响服务企业生产率的机制与路径。具体借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)^[30]的做法,构建以下中介效应模型进行实证检验:

$$\ln stfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 sofdi_i \times time_t + \lambda X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Me_{it} = \beta_0 + \beta_1 sofdi_i \times time_t + \lambda_1 X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln stfp_{it} = \chi_0 + \chi_1 sofdi_i \times time_t + \chi_2 Me_{it} + \lambda_2 X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

模型(5)和(6)中, Me 为中介变量,包括服务企业创新($inno$)、海外市场规模($market$)以及市场竞争程度($competition$),其余公式变量与基准模型保持一致。如果 α_1 、 β_1 、 χ_2 同时显著,则表示中介效应显著。若模型(6)中 χ_1 显著,表示存在部分中介效应, χ_1 不显著则表明存在完全中介效应。若 β_1 和 χ_2 至少有一个不显著,则需要通过Sobel检验进一步甄别中介效应是否存在。机制检验结果如表4所示,其中第(1)列为基准回归结果。

表4中第(2)列和第(3)列为创新驱动的中介效应检验结果。参考薛军和苏二豆(2021)的做法,采用上市公司申请专利数加1的自然对数来衡量企业创新,专利数据来源于中国创新专利研究数据库。第(2)列中双重差分项回归系数在1%水平下显著为正,即服务业对外直接投资能够显著促进服务企业创新。第(3)列中企业创新的回归系数在1%水平下显著为正,而双重差分项的系数亦显著为正,说明企业创新在服务业对外直接投资驱动服务企业生产率中发挥部分中介效应。服务企业对外直接投资可接近东道国消费者、供应商以及科研机构等,从而获取东道国多维度知识,激发企业创新活力,促进企业创新,驱动企业生产率提升。

表4中第(4)列和第(5)列为市场规模的中介效应检验结果。借鉴苏二豆

和薛军（2021）的做法，采用企业海外销售收入作为代理变量，衡量服务企业海外市场规模。第（4）列结果表明服务企业 OFDI 显著促进母国企业海外市场规模扩张，回归系数为 0.1328，在 1% 的水平下显著。第（5）列中，市场规模的系数在 1% 水平下显著，表明市场规模的中介效应显著，而双重差分项系数为正，即市场规模扩张在服务企业对外直接投资驱动生产率提升中发挥着部分中介效应。服务企业对外直接投资增加了东道国市场的差异化服务品种类，通过规模经济效应的发挥，降低企业生产成本，助推海外市场规模扩张，提升服务企业生产率。

表 4 中第（6）列和第（7）列为市场竞争的中介效应检验结果。参考蔡竞和董艳（2016）^[31]的做法，采用赫芬达尔指数来衡量行业竞争程度。赫芬达尔指数的公式为 $HHI_{jt} = \sum_{i=1}^n (X_{ijt}/X_{jt})^2$ ， X_{ijt} 表示企业 i 所处的行业 j 第 t 年的营业收入， X_{jt} 表示行业 j 中服务企业第 t 年的营业收入，其中 N 表示某行业的企业数量。赫芬达尔指数取值在 0 至 1 之间，越接近 0 表示越分散，竞争程度越高；反之，越接近 1 表示越集中，竞争程度越低。第（6）列结果显示，双重差分项系数在 1% 水平下显著为负，服务企业对外直接投资会提高市场竞争程度。第（7）列中赫芬达尔指数的系数显著为负，即市场竞争程度越高，越有助于驱动服务企业生产率提升，同时说明了市场竞争的中介效应显著。服务企业“走出去”后，面临更为激烈的海外市场竞争。市场竞争效应的发挥将促使服务企业为获取竞争优势主动开发新产品和新工序，促进企业生产率提升。表 4 中机制检验结果验证了本文的假说 2。

表 4 机制检验结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	基准回归	创新溢出效应	创新溢出效应	市场规模扩张效应	市场规模扩张效应	竞争效应	竞争效应
	$\ln stfp$	$\ln(\text{inno}+1)$	$\ln stfp$	$\ln market$	$\ln stfp$	hhi	$\ln stfp$
$sofdi \times time$	0.1155*** (0.0304)	0.1257*** (0.0257)	0.1121*** (0.0305)	0.1328*** (0.0387)	0.0520*** (0.0200)	-0.0378* (0.0220)	0.1227*** (0.0299)
$\ln(\text{inno}+1)$			0.0271** (0.0131)				
$\ln market$					0.6107*** (0.0060)		
$competition$							-0.0409*** (0.0153)
常数项	8.9180*** (0.1243)	0.5251*** (0.1018)	8.9044*** (0.1244)	1.9368*** (0.1618)	7.8762*** (0.0861)	1.8994*** (0.0885)	9.1871*** (0.1278)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	8 973	9 186	8 973	8 338	8 154	8 971	8 758
R-squared	0.5646	0.0299	0.5648	0.5618	0.8178	0.1007	0.5701

(二) 生产率效应检验：基于三重差分模型

本文采用三重差分模型检验了“一带一路”倡议实施的背景下，服务企业对“一带一路”沿线国家 OFDI 的生产率效应。具体检验结果如表 5 所示，第 (1) 列为未加入控制变量、个体固定效应和时间固定效应的三重差分回归结果。第 (2) 列在第 (1) 列的基础上加入控制变量，第 (3) 列和第 (4) 列分别加入时间固定效应和个体固定效应。表中第 (1) — (4) 列的三重差分项 ($sofdi \times time \times belt$) 的回归系数均显著为正，第 (4) 列中三重差分项 ($sofdi \times time \times belt$) 的回归系数为 0.1451，在 1% 的水平下显著为正。该结果表明，服务企业对外直接投资能够显著促进服务企业生产率提升。研究结论验证了前文中的假说 3。

表 5 服务企业对外直接投资对“一带一路”沿线国家 OFDI 的生产率效应

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln stfp$	$\ln stfp$	$\ln stfp$	$\ln stfp$
$sofdi \times time \times belt$	0.9754 *** (0.0537)	0.3967 *** (0.0374)	0.1764 *** (0.0366)	0.1451 *** (0.0389)
常数项	16.5811 *** (0.0373)	6.9606 *** (0.1115)	8.2883 *** (0.1206)	8.9208 *** (0.1243)
控制变量	否	是	是	是
个体固定效应	否	否	否	是
时间固定效应	否	否	是	是
观测值	10057	8 973	8 973	8 973
R-squared	0.0034	0.5034	0.5632	0.5646

六、异质性检验

(一) 企业所有制及高管海外经历异质性

按照企业所有制差异，将服务企业划分为国有企业与非国有企业。表 6 中第 (1) 列和第 (2) 列为企业所有制异质性回归结果，研究结果显示非国有服务企业对外直接投资的生产率提升效应显著，并通过了 1% 水平的显著性检验，回归系数为 0.1489；而国有服务企业对外直接投资的生产率效应并未通过显著性检验。究其原因如下：在创新动力方面，国有企业比非国有企业拥有更多的政府补贴与优惠政策，对外直接投资的创新动力低于非国有企业；在市场规模效应方面，国有企业对外部市场需求的变动不及非国有企业敏感，且变动成本较高；在竞争效应方面，国有企业比非国有企业拥有更强的垄断优势，非国有企业对外直接投资面临更为激烈的海外市场竞争，亟待进一步倒逼企业生产率提升，提升国际竞争力。

根据企业高管是否存在海外求学及工作经历，将样本分为高管有海外经历的企业与无海外经历的企业。表 6 中第 (3) 列和第 (4) 列为企业高管海外经历异质性的结果，研究结果表明无论高管有无海外经历，服务企业对外直接投资的生产率

效应均显著，而高管有海外经历的服务企业 OFDI 对生产率的提升作用更强。服务业 OFDI 存在文化与制度因素的特殊性，具有海外学习或工作经历的高管往往对于该国国际规则、文化差异以及管理理念有更为深入的理解，有助于对外直接投资的服务企业精准掌握国际市场需求。

表 6 企业层面与行业层面异质性回归结果

项目	企业所有制差异		高管有无海外经历		行业层面异质性		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	国有企业	非国有企业	有海外经历	无海外经历	生产性服务业	消费性服务业	公共服务业
	<i>lnstfp</i>	<i>lnstfp</i>	<i>lnstfp</i>	<i>lnstfp</i>	<i>lnstfp</i>	<i>lnstfp</i>	<i>lnstfp</i>
<i>softdi</i> × <i>time</i>	-0.0337 (0.0369)	0.1489*** (0.0454)	0.3067** (0.1264)	0.0785* (0.0414)	0.3067** (0.1264)	0.0785* (0.0414)	0.0785* (0.0414)
常数项	10.8965*** (0.1660)	8.0834*** (0.1804)	10.6188*** (0.6618)	9.6141*** (0.1835)	10.6188*** (0.6618)	9.6141*** (0.1835)	9.6141*** (0.1835)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	4 342	4 630	479	4 162	479	4 162	4 162
R-squared	0.5844	0.5745	0.5447	0.5471	0.5447	0.5471	0.5471

(二) 行业异质性

服务业内部行业异质性极大，不同服务行业可贸易性、知识密集程度存在显著差异。基于此，本文参考杨仁发（2013）^[32]的划分方法，按照细分服务业的定义及特征，将服务业划分为生产性服务业、消费性服务以及公共服务业。

表 6 中第（5）—（7）列分别为生产性服务业、消费性服务业以及公共服务业 OFDI 生产率效应的结果。细分行业回归结果显示，生产性服务业 OFDI 的生产率效应显著为正，消费性服务业 OFDI 的生产率效应尚不显著，公共服务业 OFDI 对生产率影响存在显著的抑制作用。究其原因，包括以下几个方面：（1）生产性服务业具有专业性强、创新活跃以及产业融合度高等特征，其资本及知识密集度较高，对外直接投资的技术寻求动机显著，且具有更强的规模经济效应，因此，生产率提升效应更为显著。（2）生产性服务业生产中间投入品广泛投入至制造业产品的生产中去，可贸易程度不断提高。生产性服务业 OFDI 的重要特征为追随制造业，而东道国制造业产品需求不断升级倒逼母国生产性服务业产品创新，引致更强的生产率效应。（3）消费性服务业的特征包括服务的同时性、服务价值感知的主观性与差异性，对消费性服务业 OFDI 而言，市场寻求动机大于技术寻求动机，生产率提升尚不显著。（4）在公共服务部门，这一生产率效应显著为负，这与公共服务业的特殊性质以及 OFDI 企业数量较少密切相关。公共服务业存在非排他性、非竞争性以及非营利性特征，公共服务企业对外直接投资目的并非获得逆向技术溢出。

(三) 区域异质性

我国各地区服务业发展水平存在较大差异,区域异质性从两个方面进行划分。(1)按照国家统计局分类标准,根据上市公司注册地将样本划分为东、中、西部地区;(2)“一带一路”倡议的相关文件确定了18个“一带一路”沿线重点省市,本文将样本分为“一带一路”沿线重点省市与非“一带一路”沿线重点省市。

表7中第(1)一(3)列为东部、中部、西部地区的分样本回归结果。研究表明:东部地区和西部地区服务业OFDI存在正向的生产率效应,均在1%的水平下显著。中部地区的样本并未通过显著性检验。东部地区服务业开放程度较高,服务企业空间选择及集聚效应的发挥有助于对外直接投资企业吸引高端服务人才、优化中间品投入共享、扩大规模经济效应与知识溢出效应。西部地区服务业OFDI的生产率效应亦显著。西部地区服务企业对外直接投资倾向虽不及中东部地区,但受益于政策等优势,服务企业积极“走出去”是提升西部地区服务企业生产率,扭转服务业发展滞后的重要路径。中部地区受地理因素、政策环境以及经济环境的制约,服务企业对外直接投资的生产率效应尚不显著。

表7中第(4)列和第(5)列分别为“一带一路”沿线重点省市与非“一带一路”沿线重点省市的分样本回归结果。研究结果显示,服务业OFDI在“一带一路”沿线重点地区的生产率效应显著,回归系数为0.1890,通过了1%水平的显著性检验,但非“一带一路”沿线重点地区的样本并未通过显著性检验。“一带一路”倡议是建设新时代开放型经济体系中一种全新的空间开放观,有助于重塑和优化服务企业对外直接投资的空间格局,创建立体化的经贸地理布局,促进服务业向全球价值链高端攀升。“一带一路”倡议所确定的重点区域发展将为促进服务业生产率进步,实现服务业高质量发展提供重要的指导与支撑。

表7 区域异质性回归结果

项目	按东中西部划分			“一带一路”沿线重点省市	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部	中部	西部	是	否
	<i>lnstfp</i>	<i>lnstfp</i>	<i>lnstfp</i>	<i>lnstfp</i>	<i>lnstfp</i>
<i>sofdi</i> × <i>time</i>	0.1170*** (0.0326)	-0.0372 (0.0841)	0.5188*** (0.1479)	0.1890*** (0.0426)	0.0165 (0.0419)
常数项	9.1592*** (0.1449)	8.6815*** (0.2991)	7.8068*** (0.3899)	8.8280*** (0.1695)	9.0740*** (0.1774)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
观测值	6 585	1 318	1 070	5 332	3 641
R-squared	0.5629	0.6000	0.5864	0.5438	0.6116

七、主要结论与启示

本文利用2002—2018年服务业A股上市公司数据与商务部《境外投资企业(机构)名录》进行匹配,基于渐进双重差分模型对我国服务业OFDI的生产率效应及其机制进行了实证检验,并得到以下结论:第一,基准双重差分模型结果显示服务企业“走出去”能够显著促进服务企业的生产率提升。第二,机制识别检验显示服务业OFDI可通过创新驱动效应、市场规模效应以及竞争效应的发挥驱动服务企业生产率提升,而服务企业对“一带一路”沿线国家的OFDI能够显著提高服务企业生产率。第三,异质性检验结果表明,非国有企业、高管有海外经历的服务企业、生产性服务企业OFDI的生产率效应更为显著,东、西部地区服务业OFDI的生产率效应显著为正,“一带一路”沿线重点省市服务业OFDI的生产率效应显著为正。

基于以上研究结论,本文提出以下政策建议:首先,鼓励和引导服务企业“走出去”参与国际分工,充分熟悉东道国文化与制度差异,了解东道国消费者对服务品需求偏好的差异,鼓励企业提供高附加值的服务品,逐步形成服务业跨国公司在国际竞争中的优势。其次,切实把握“一带一路”倡议实施的重大机遇,积极引导服务企业参与“一带一路”建设,完善对“一带一路”沿线国家海外投资政策,同时做好风险评估与防范,实现“逆梯度”和“顺梯度”的正向生产率效应,共同推进开放型经济高质量发展。最后,重点培育和引导生产性服务企业“走出去”,提高生产性服务业在全球价值链中的地位,积极推动本土服务企业研发能力提升,并通过东部地区服务企业优先“走出去”带动中部和西部地区服务企业“走出去”。

[参考文献]

- [1] HANSSON P. Skill Upgrading and Production Transfer within Swedish Multinationals [J]. *The Scandinavian Journal of Economics*, 2005, 107 (4): 673-692.
- [2] CASTELLANI D, MARIOTT I, PISCITELLO L. The Impact of Outward Investments on Parent Company's Employment and Skill Composition Evidence from the Italian Case [J]. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2008 (19): 81-94.
- [3] 蒋冠宏, 蒋殿春. 中国工业企业对外直接投资与企业生产率进步 [J]. *世界经济*, 2014 (9): 53-76.
- [4] 肖慧敏, 刘辉煌. 中国企业对外直接投资的学习效应研究 [J]. *财经研究*, 2014 (4) 42-55.
- [5] KONAN D, MASKUS. Quantifying the Impact of Services Liberalization in a Developing Country [J]. *Journal of Development Economic*, 2006, 81 (11), 142-162.
- [6] ISHIKAWA J, MORITA H, MUKUNOK H. FDI in Post-production Services and Product Market Competition [J]. *Journal of International Economics*, 2010, 82 (1): 73-84.
- [7] FERNANDES A M, PAUNOV C. Foreign Direct Investment in Services and Manufacturing Productivity: Evidence for Chile [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2): 305-321.
- [8] KRAUTHEIM S. Export-supporting FDI [J]. *Canadian Journal of Economics*, 2013, 46 (4): 1571-1605.
- [9] 薛军, 苏二豆. 服务型对外直接投资与企业自主创新 [J]. *世界经济研究*, 2020 (4): 61-77+137.

- [10] 苏二豆, 薛军. 服务型对外直接投资与企业产出 [J]. 国际贸易问题, 2021 (1): 143-159.
- [11] 毛其淋, 外资进入自由化如何影响了中国本土企业创新? [J]. 金融研究, 2019 (1): 72-90.
- [12] 毛其淋, 许家云, 中国企业对外直接投资是否促进了企业创新 [J]. 世界经济, 2014 (8): 98-125.
- [13] NOCKE V, YEAPLE S. Cross-border Mergers and Acquisitions Versus Greenfield Foreign Direct Investment: The Role of Firm Heterogeneity [J]. *Journal of International Economics*, 2007, 72 (2): 336-365.
- [14] 孙浦阳, 陈璐瑶, 刘伊黎. 服务技术前沿化与对外直接投资: 基于服务企业的研究 [J]. 世界经济, 2020 (8): 148-169.
- [15] FRANCOIS J F. Trade in Producer Services and Returns Due to Specialization Under Monopolistic Competition [J]. *Canadian Journal of Economics*, 1990: 109-124.
- [16] MARKUSEN J R. Trade in Producer Services and in Other Specialized Intermediate Inputs [J]. *American Economic Review*, 1989, 79 (1): 85-95.
- [17] KUMAR V, GAUR A, ZHAN W, et al. Co-evolution of MNCs and Local Competitors in Emerging Markets [J]. *International Business Review*, 2019, 28 (5): 15-27.
- [18] JAVORCIK B S. Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers Through Backward Linkages [J]. *The American Economic Review*, 2004, 94 (3): 605-627.
- [19] 王桂军, 卢潇潇. “一带一路”倡议与中国企业升级 [J]. 中国工业经济, 2019 (3): 43-61.
- [20] BOLIVA L M, CASANUEVA C. CASTRO. Global Foreign Direct Investment: A Network Perspective [J]. *International Business Review*, 2019, 28 (4): 696-712.
- [21] JIAN L, ROGER S, LUTAO N, et al. Outward Foreign Direct Investment and Domestic Innovation Performance: Evidence from China [J]. *International Business Review*, 2016, 25 (5): 1010-1019.
- [22] ARNOLD JM, JAVORCIK B S, MATTO A. Does Services Liberalization Benefit Manufacturing Firms? Evidence from the Czech Republic [J]. *Journal of International Economics*, 2011, 85 (1): 136-146.
- [23] 蒋冠宏. 企业异质性和对外直接投资: 基于中国企业的经验证据 [J]. 金融研究, 2015 (12): 81-96.
- [24] 朱荃, 张天华. 中国企业对外直接投资存在“生产率”悖论吗 [J]. 财贸经济, 2015 (12): 103-117.
- [25] NADIA D, MERIH U. Does The Worldwide Shift of FDI from Manufacturing to Services Accelerate Economic Growth? [J]. *Department of Economics and Finance*, 2011 (30): 410-427.
- [26] 欧阳艳艳, 黄新飞, 钟林明. 企业对外直接投资对母国环境污染的影响: 本地效应与空间溢出 [J]. 中国工业经济, 2020 (2): 98-116.
- [27] DESBORDES R, VICARD V. Foreign Direct Investment and Bilateral Investment Treaties: An International Political Perspective [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2009, 37 (3): 372-386.
- [28] 杨连星, 沈超海, 殷德生. 对外直接投资如何影响企业产出 [J]. 世界经济, 2019 (4): 77-100.
- [29] FISMAN R, SVENSSON. Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence [J]. *Journal of Development Economics*, 2007, 83 (1): 63-75.
- [30] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014 (5): 731-745.
- [31] 蔡竞, 董艳. 银行业竞争与企业创新: 来自中国工业企业的经验证据 [J]. 金融研究, 2016 (11): 96-117.
- [32] 杨仁发. 产业集聚与地区工资差距: 基于我国 269 个城市的实证研究 [J]. 管理世界, 2013 (8): 41-52.

OFDI on Service Industry and Productivity of Service Enterprises: Empirical Evidence Based on Micro Level

WANG Jingjing YUE Zhonggang CHEN Jindan

Abstract: By matching the data of Chinese listed companies in service industry from 2002 to 2018 with the *Directory of Overseas Investment Enterprises (Institutions)* issued by the Ministry of Commerce, this paper mainly explores the influence of service OFDI on firm productivity and its endogenous testing mechanism based on the progressive difference-in-differences method. (1) The benchmark regression results indicate that OFDI in service industry can improve firm productivity significantly, which is verified by a series of robustness and endogenous tests. (2) According to the mechanism test, service OFDI can raise productivity through innovation driven effect, market scale expansion effect and competition effect. (3) Under the DDD model, a conspicuous productivity effect exists in countries along “the Belt and Road” area. (4) Heterogeneity analysis results exemplify that non-state-owned service companies and the companies with oversea background executives achieve higher productivity spillovers from OFDI, while producer service has a significant productivity effect. This paper will provide experience reference and policy basis for service industry to enhance the “go-abroad” and high-quality development.

Keywords: OFDI on Service Industry; Productivity of Service Enterprises; Difference-in-Differences; Propensity Score Matching

(责任编辑 白光)