

# 服务型对外直接投资与企业产出

苏二豆 薛军

**摘要：**在当前中国对外直接投资聚焦于服务业的现实背景下，本文借助 BvD-Zephyr 数据库与 fDi Markets 数据库，首次整理了含有中国企业 OFDI 行业详细信息的中国企业对外直接投资全新数据库，并结合 2002—2017 年中国非金融类上市企业数据，系统考察了服务型 OFDI 对企业产出的影响。研究发现，服务型 OFDI 对企业产出呈正向促进作用，且这种正向影响呈递增趋势；异质性检验发现，非国有企业、小规模企业以及拥有海归高管的企业从服务型 OFDI 中获益更大；此外，与纯生产型 OFDI 相比，服务型 OFDI 对企业产出的促进作用更大，这种差异表明在通过“走出去”战略带动中国经济增长过程中服务型 OFDI 起到了关键作用；进一步的影响机制检验表明，创新水平提升和海外市场需求规模的扩大是服务型 OFDI 促进企业产出增长的可能渠道。本文研究结论从投资行业角度为中国对外直接投资与产出之间的互补关系提供了新的解释，对如何通过“走出去”战略来有效推动中国经济稳步增长具有一定的政策启示意义。

**关键词：**服务型；对外直接投资；创新；海外市场需求；产出

[中图分类号] F279 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 01-0143-17

## 引言

服务业是中国对外直接投资（Outward Foreign Direct Investment, OFDI）的主要投资领域。如表 1 所示，2005 年以来，中国的服务型 OFDI 流量占对外直接投资额的比例始终高于 50%，年均达 69.7%。从存量来看，中国服务型 OFDI 占总投资的比重连续 12 年（2007—2018 年）保持在 70% 以上。此外，根据《2018 年度中国对外直接投资统计公报》，截止 2018 年底，中国对外直接投资存量规模超两千亿美元的产业共三个，按存量规模由大到小排序，分别为租赁和商务服务业、批发零售业、金融业，均为服务业。

[收稿日期] 2020-03-12

[基金项目] 教育部人文社会科学研究规划基金项目“全球创新保护新形势下的我国民营企业 OFDI 对策研究”（19YJA790100）

[作者信息] 苏二豆：南开大学经济学院博士研究生；薛军（通讯作者）：南开大学经济学院教授，博士生导师 电子信箱 junxue@nankai.edu.cn

表1 2005—2018年中国服务型对外直接投资流量和存量变化趋势

年份	流量		存量	
	服务型 OFDI (亿美元)	占总投资比例 (%)	服务型 OFDI (亿美元)	占总投资比例 (%)
2005	81	66.15	408	71.29
2006	114	53.77	624	68.81
2007	196	73.81	899	76.26
2008	461	82.46	1454	79.06
2009	398	70.36	1839	74.83
2010	553	80.31	2426	76.46
2011	488	65.43	3122	73.50
2012	590	67.14	3962	74.48
2013	690	63.96	4745	71.84
2014	898	72.93	6592	74.69
2015	1060	72.76	8227	74.94
2016	1540	78.49	10268	75.64
2017	1211	76.51	14318	79.15
2018	1084	75.80	15324	77.30

资料来源：作者根据国家统计局、中国商务部的数据汇总制作。

造成中国企业对外直接投资集中于服务业的重要原因是其面临的生产率准入门槛较投资生产行业而言更低。异质性企业贸易理论指出，企业对外直接投资需要支付高昂的固定成本，因此只有生产率最高的企业才会向海外投资，生产率低的会出口亦或仅在国内销售（Helpman, et al., 2004<sup>[1]</sup>；Head and Ries, 2003<sup>[2]</sup>）。而服务型 OFDI 需企业支付的固定成本相对较低，因此，与向海外投资生产行业相比，投资服务业使企业能够以更低的生产率门槛进入国际市场。中国企业生产率普遍不高，对于大多数希望向海外投资以融入国际市场的企业而言，服务型 OFDI 便成为其最佳选择。服务型 OFDI 有助于降低企业海外交流成本、扩大企业海外需求。如批发零售、设备安装、技术咨询等境外服务部门的设立，使企业可以与海外需求方进行直接接触，这降低了海外消费者与本国企业之间的信息沟通成本，从而有效拓展了企业的海外市场。由此，我们便产生一个疑问，如果服务型 OFDI 使企业拥有了更广阔的市场，那么，它是否带动了母公司产出的增长？其背后的作用机制又是什么？对上述问题的回答不仅有助于客观评估中国服务型 OFDI 的成效，还对改进对外直接投资政策、更好地发挥“走出去”的经济增长效应具有非常重要的指导意义。

目前，已有不少学者就对外直接投资的经济效应问题进行了大量研究，考察了对外直接投资对母国企业生产率（蒋冠宏等，2013<sup>[3]</sup>；蒋冠宏和蒋殿春，2014<sup>[4]</sup>）、创新（Branstetter, 2006<sup>[5]</sup>；毛其淋和许家云，2014<sup>[6]</sup>；赵宸宇和李雪松，2017<sup>[7]</sup>）、出口（顾雪松等，2016<sup>[8]</sup>；陈立敏等，2010<sup>[9]</sup>；Head and Ries, 2001<sup>[10]</sup>）、就业（李磊等，2016<sup>[11]</sup>）等多个方面的影响。与本文主题最为接近的是杨连星和胡舜杰（2018）<sup>[12]</sup>、李泳（2009）<sup>[13]</sup>及杨连星等（2019）<sup>[14]</sup>的研究。其中，杨连星和胡舜杰（2018）使用2000—2015年中国行业层面的数据研究发现，对外直接投资通过产业关联效应、跨国企业布局等渠道带动了国内就业、技术及出口的增长，进而促进了国内产出的提升，并由此得出对外直接投资未引致国内“产业空心化”的结论。李泳（2009）使用1996—2006年期间850个中国跨国企业数据研究发现，对外直接投资显著促进了企业产出的增长。

杨连星等(2019)基于2000—2010年中国企业层面的数据同样发现,从整体来看,对外直接投资对母国上游行业生产需求有刺激效应,能够明显带动母国企业产出的提升。以上文献主要围绕对外直接投资整体展开,与上述研究不同,本文重点关注服务型OFDI的产出效应。

与以往文献相比,本文主要的边际贡献在于:其一,在数据方面,本文首次较为全面而精确地整理了中国服务型对外直接投资企业的基础数据。现有研究对外直接投资领域最常用的是商务部公布的《境外投资企业(机构)名录》(以下简称《名录》),但根据该《名录》无法准确判断企业在海外投资的行业是否为服务业,而且缺乏投资金额等重要信息。而本文则首次将含有详细的中国企业海外投资行业信息的《BvD-Zephyr数据库》与《fDi Markets数据库》进行了合并,构建了《中国企业对外直接投资全新数据库》,该数据库除可以实现本文的研究目的外,还将为与中国企业服务型OFDI相关的其他研究提供数据保障。其二,在研究视角方面,本文使用2002—2017年中国非金融类上市企业数据,首次从企业产出角度系统考察了服务型OFDI对中国企业的影响,并进一步揭示了服务型OFDI作用机制的创新渠道和需求扩张渠道,深入剖析了服务型OFDI对企业产出的影响机理。其三,在研究结论与政策启示方面,本文使用倾向得分匹配法和双重差分法在有效规避相关结论中可能存在的内生性问题的基础上,充分证明了服务型OFDI对中国企业产出的促进作用,丰富了与企业对外直接投资领域相关的研究,对中国政府今后如何制定有效的“走出去”政策以防范企业生产转移、促进企业产出增长提供了有益启示。

## 一、典型事实和理论分析

### (一) 典型事实

我们将《Wind数据库》与本文构建的《中国企业对外直接投资全新数据库》进行合并,然后将样本分为服务型OFDI与非OFDI企业两组<sup>①</sup>,并计算了这两类企业各年的企业数、平均产出额以及平均产出额的差值,并对产出额差值进行了T检验,结果见表2。结果显示,在样本期内各年,服务型OFDI企业的平均产出额都远高于非OFDI企业,且在除2003年外的其他年份,两者的差值均在1%的水平上显著为正。这说明服务型OFDI与企业产出正相关,为我们后续使用更为严谨的计量方法以精确估计服务型OFDI的产出效应提供了初步依据。

### (二) 理论分析

#### 1. “创新效应”与企业产出

创新是提高企业核心竞争力的重要源泉(Solow, 1957<sup>[15]</sup>),能够助力企业克服边际报酬递减、产出效率停滞的困境(Schumpeter, 1934<sup>[16]</sup>),进而有效促进其生产规模的扩大(杨连星和胡舜杰, 2018)。一方面,企业的生产能力会受到自身技术创新水平的制约。所谓生产就是指企业利用劳动、资本、土地等要素投入为个人或经济实体创造物质产品或提供服务等的经济活动,学者们常用生产函数来衡量

<sup>①</sup>本文第三部分将详细介绍分组方法。

一定技术水平下企业要素投入与能够产出的最大产量之间的对应关系,这种在既有条件下所能生产的最大产量即为企业的生产能力。当技术水平发生变化时,企业的投入和产出之间的对应关系(生产函数)也会发生变化,生产能力也将随之改变。具体而言,如果技术创新水平提升,企业在生产工艺、物流等方面实现了重大改进,简化了自身的生产流程,降低了生产成本,那么企业就可以利用相同的要素投入生产更多的产品,其产出规模将有所扩大。而服务型 OFDI 可以通过多种渠道促进企业创新,进而激励企业生产。首先,服务业中蕴藏着丰富的人力资本、知识资本和技术等高级生产要素(Castellacci, 2008<sup>[17]</sup>; 金芳, 1990<sup>[18]</sup>),尤其是诸如研发、设计等具有知识密集特性的服务型 OFDI 使企业可以直接雇佣东道国创新型人才并与东道国技术部门合作等,这在一定程度上丰富了海外服务部门的知识储备,有助于带动母公司创新。如百度、京东、阿里巴巴等知名中国企业均在被公认的世界最前沿技术诞生地——美国硅谷设立了研发中心,通过吸纳当地高端人才、获取世界先进技术发展动向信息等来促进母公司创新。因此,可以认为,服务型 OFDI 能够通过“创新效应”而促进企业生产。

表 2 2003—2017 年企业产出情况

年份	非 OFDI 企业		服务型 OFDI 企业		Diff
	企业数	平均产出	企业数	平均产出	
2003	924	18.72	5	19.46	0.7316
2004	930	18.81	11	20.15	1.3404***
2005	920	18.79	14	20.09	1.3029***
2006	960	18.96	19	20.77	1.8147***
2007	1 012	19.17	26	21.02	1.8572***
2008	1 171	19.02	43	20.66	1.6408***
2009	1 483	19.09	62	20.80	1.7061***
2010	1 677	19.19	83	20.84	1.6504***
2011	1 765	19.27	96	20.94	1.6710***
2012	1 800	19.28	120	20.88	1.6090***
2013	1 946	19.40	143	20.90	1.4954***
2014	2 105	19.49	158	20.98	1.4914***
2015	2 336	19.53	198	21.00	1.4676***
2016	2 665	19.65	249	21.01	1.3621***
2017	2 729	19.77	269	21.17	1.3910***

注:此表未统计企业产出值缺失的样本。

## 2. “需求效应”与企业产出

外部市场需求的增加能够刺激企业扩大生产规模、进而带动企业产出水平的提高(吕品等, 2016<sup>[19]</sup>)。市场需求是影响企业是否扩大生产规模的重要因素之一,企业出售产品或服务的主要目的就是实现利润最大化,当外部市场需求增加时,为获取更大的利润,企业将会扩大其生产规模。而服务型 OFDI 可以通过多条途径拓展企业的海外需求以促进母公司产出的增长。首先,服务型 OFDI 可降低海外消费者与母国企业之间的信息不对称程度,使企业拥有更广阔的海外市场。如在海外设立批发零售、信息咨询、市场开发等服务部门,可使国内企业及时获取东道国消费者需求变动信息,并根据搜集到的信息来调整生产方向、改变产品销路,最

终促进了企业海外市场规模的扩大。其次,服务型 OFDI 还有助于提高企业信誉和品牌影响力,增加海外消费者对企业产品的信任度与品牌依赖性,进而促进企业国际市场占有率的提升。如在海外设立售后、维修等服务部门,有助于企业及时处理海外消费者提出的问题,优质的客户体验与高效的口碑传播将使企业拥有更广阔而稳定的消费群体。由此,可以认为,服务型 OFDI 能够通过“需求效应”而促进母公司产出水平的提升。

基于上述分析,本文提出如下两个研究假设:

假设 1:同等条件下,服务型对外直接投资能够提高企业产出水平;

假设 2:同等条件下,服务型对外直接投资可通过增强企业创新能力、扩大企业海外需求来提高企业产出水平。

## 二、模型设定和数据说明

### (一) 模型设定

本文实证部分主要采用倾向得分匹配法 (Propensity Score Matching, PSM) 和双重差分法 (Differences-in-Differences, DID) 来评估服务型 OFDI 对企业产出的影响。具体方程如下:

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 du_i + \alpha_2 dt_{it} + \delta du_i dt_{it} + X'_{it} \gamma + \mu_p + \mu_c + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,因变量  $\ln y_{it}$  代表企业  $i$  在年份  $t$  的产出水平,由于产出附加值能够较为准确地反映企业真实生产量(杨连星等,2019;Comin and Philippon,2005<sup>[20]</sup>),因此,本文将使用产出附加值的对数值来衡量  $\ln y_{it}$ 。产出附加值的计算方法有收入法和产出法,为减小误差,我们使用二者的均值来核算<sup>①</sup>。 $du$  和  $dt$  是两个虚拟变量, $du=0、1$  分别表示企业  $i$  是基于 PSM 方法匹配后的对照组、处理组, $dt=0、1$  分别表示企业  $i$  进行服务型 OFDI 前、后的时期。系数  $\delta$  表示企业进行服务型 OFDI 对母公司产出水平的真实影响, $X'_{it}$  是控制变量向量,包括:(1)全要素生产率 (TFP\_acf),使用 ACF 法计算 (Akerberg, et al., 2015<sup>[21]</sup>)<sup>②</sup>;(2)资本密集度 ( $\ln kl$ ),以固定资产原值与员工总数比值取对数表示;(3)企业年龄 ( $\ln age$ ),用当年年份减去企业成立年份加 1 的对数值来衡量;(4)国有和民营企业虚拟变

①其中,收入法计算的附加值=固定资产折旧+劳动报酬总额+营业税金及附加+营业利润;产出法计算的附加值=营业收入-中间投入,中间投入=营业成本+销售费用+财务费用-支付给职工以及为职工支付的现金-固定资产折旧。由于使用基于当年价格衡量的企业产出水平无法在不同年份之间进行对比,因此,所有产出附加值都使用各省的工业品出厂价格指数进行了平减,价格指数数据来自于《中经网统计数据库》。

②Akerberg 等 (2015) 指出企业的中间投入依赖于资本、劳动和生产率,因此传统的生产率计算方法 (OP 法和 LP 法) 都存在“函数相关性”问题,即劳动力是其他变量的确定函数,从而使得这两种方法在估计上不可识别并产生内生性问题。Akerberg 等 (2015) 通过将劳动投入纳入中间投入函数改善了这一情况。在实际操作中,本文分门类行业对 TFP 进行估计。相关指标的计算过程如下:(1)企业产出水平:用实际产出附加值表示;(2)实际资本存量:本文将出现企业数据的最小年份对应的资本存量定为初始资本存量,当期投资 ( $I_{itreal}$ ) 用企业固定资产净值之差来计算,并用各省固定资产投资价格指数平减。然后代入公式  $K_{it} = I_{itreal} + K_{it-1}$ ,  $K_{it}$  和  $K_{it-1}$  分别表示企业本期和上一期的实际固定资本存量。(3)实际中间投入:用 GDP 平减指数对中间投入进行平减。(4)劳动投入:用职工人数表示。



量 ( $SOE$ 、 $MIN$ )，根据企业实际控制人属性，若为国有企业则  $SOE$  取 1，否则取 0，若为民营企业则  $MIN$  取 1，否则取 0；(5) 行业竞争程度 ( $HHI$ )，用赫芬达指数 (Herfindahl) 来衡量<sup>①</sup>。除此之外，我们还加入了省份、行业和年份固定效应  $\mu_p$ 、 $\mu_c$ 、 $\mu_t$ ，在回归过程中我们统一使用聚类到企业层面的标准误。表 3 列出了各变量的描述性统计特征。

表 3 描述性统计

变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差
产出	$\ln add$	26712	19.3933	1.3862
全要素生产率	$TFP\_acf$	26000	5.0104	4.1093
资本密集度	$\ln kl$	28046	12.4031	1.2019
企业年龄	$\ln age$	28573	2.6431	0.4406
是否为国有企业	$SOE$	28573	0.4219	0.4939
是否为民营企业	$MIN$	28573	0.5448	0.4980
市场集中度	$HHI$	28573	0.0087	0.0104

## (二) 数据说明

### 1. 数据来源

本文主要采用以下数据：第一套是《Wind 数据库》，该数据库中含有详细的中国上市企业基本信息和财务数据。第二套是我们新建的《中国企业对外直接投资全新数据库》，该数据库中包含有较为具体的企业投资行业、金额等信息。具体而言，我们立足于中国企业对外直接投资模式有跨国并购和绿地投资两种类型的视角，将含有详细的中国企业对外直接投资行业信息的《BvD (Zephyr) 数据库》与《fDi Markets 数据库》进行合并整理<sup>②</sup>。

### 2. 数据处理

首先，我们从《Wind 数据库》中导出 2002—2017 年中国沪深两市非金融类上市企业财务数据，然后根据企业名称、母公司所在省份等信息与《中国企业对外直接投资全新数据库》进行匹配，补充上市企业海外投资数据。为确保样本数据的一致性，我们还删除了 ST 股、借壳上市、资产负债率小于 0 或大于 1 以及进行

<sup>①</sup>其计算公式为， $HHI_{ct} = \sum_{i=1}^N (X_{ict}/X_{ct})^2$ ， $X_{ict}$  为行业  $c$  中的第  $i$  个企业  $t$  年的营业收入， $X_{ct}$  为企业  $i$  所在的行业  $c$  在  $t$  年的营业收入， $N$  表示该行业中的企业个数。

<sup>②</sup>《BvD (Zephyr) 数据库》收录了 1997 年至今全球发生的境内与跨境并购数据，含有并购方企业名称、被并购方企业名称、被并购方所属行业（包含 UK SIC 2007 五分位的行业代码及行业描述）、并购金额等子项。《fDi Markets 数据库》收录了全球跨境绿地投资数据，包括绿地投资的母公司名称、海外子公司名称、海外投资行业等一系列子项。将中国企业跨国并购数据与绿地投资数据进行合并，然后根据行业定义将被并购方所属行业、绿地投资行业分别与二分位国民经济行业分类（GB-T4754—2011）代码进行匹配，并按照国家统计局设管司发布的《三次产业划分规定（2013）》对投资行业（是否为服务业）进行标记，由此便得到了《中国企业对外直接投资全新数据库》。

的是“返程投资”的样本。接下来，我们将2003—2017年<sup>①</sup>向海外投资过服务业的企业归为处理组，未曾向海外投资过的企业归为潜在对照组。由于有的企业在样本期内进行过多次服务型对外直接投资，借鉴冼国明和明秀南（2018）<sup>[22]</sup>的思路，使用企业2003—2017年间首次向海外投资服务业的年份来考察其服务型OFDI行为。最终，我们共得到处理组企业277家，潜在对照组企业2803家。

### 三、经验研究结果与分析

#### （一）倾向得分匹配

本文借鉴Rosenbaum和Rubin（1983）<sup>[23]</sup>提出的倾向得分匹配法（PSM），按照最近邻匹配原则分年度从潜在对照组企业中寻找出与处理组企业投资前特征相似的样本。本文选取的匹配变量为全要素生产率、资本密集度、企业规模<sup>②</sup>、国有和民营企业虚拟变量、企业所属行业和所在省份（蒋冠宏和蒋殿春，2014），匹配比例为1:3。最终我们成功为214家处理组企业匹配到了467家对照组企业。对匹配结果进行平衡性检验（表4）发现，处理组和对照组的匹配变量在匹配后不存在显著差异，说明匹配方法适当。

表4 倾向得分匹配的平衡性检验

变量		均值		偏差 (%)	p> t
		处理组	对照组		
TFP_acf	匹配前	6.4708	4.5572	45.1	0.008
	匹配后	6.4708	6.3265	3.4	0.924
lnkl	匹配前	12.2140	12.1850	2.6	0.893
	匹配后	12.2140	12.3730	-14.2	0.616
size	匹配前	20.8330	19.3460	82.7	0.000
	匹配后	20.8330	20.7870	2.5	0.933
SOE	匹配前	0.5652	0.2940	56.3	0.005
	匹配后	0.5652	0.6377	-15	0.625
MIN	匹配前	0.4348	0.6693	-47.9	0.019
	匹配后	0.4348	0.3623	14.8	0.625

注：本文仅列出了样本期内的中间年份2010年的检验结果，其他年份同理。

#### （二）初始检验

基于倾向得分匹配得到的样本数据和DID方法，我们对式（1）进行了初始检验，回归结果汇报于表5。其中，第（1）列是没有控制任何其他因素的估计结果，以此作为比较基础，结果显示核心解释变量dudt的系数在1%的水平上显著为正，这初步表明服务型OFDI有助于提高企业产出水平。第（2）~（4）列中依次加入了行

<sup>①</sup>由于2003年之前中国企业还未向海外大规模投资，得到的企业数有限，无法使用PSM方法进行匹配。因此，企业OFDI数据使用年份为2003—2017年。考虑到PSM方法需要用到企业投资前一年的数据，因此，PSM匹配使用的年份为2002—2016年。综上，本文实际使用的数据年份为2002—2017年。

<sup>②</sup>企业规模用企业固定资产取对数表示。

业、省份、年份固定效应，第(5)~(8)列在(1)~(4)列的基础上加入了控制变量，结果均很好地支持了假设1。具体而言，由第(8)列完整的回归结果可知，在控制了各项影响因素后，服务型OFDI使得企业产出水平显著提高了0.2929。

表5 服务型对外直接投资对企业产出影响的DID估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>dudt</i>	0.3741*** (2.7130)	0.3073** (2.4654)	0.3268*** (2.7496)	0.3309*** (2.7794)	0.3095** (2.3917)	0.2929** (2.5012)	0.2961*** (2.6443)	0.2929*** (2.6092)
<i>du</i>	0.3533*** (3.2027)	0.3995*** (3.7542)	0.3501*** (3.5259)	0.3557*** (3.5168)	0.3846*** (3.6273)	0.3716*** (3.6100)	0.3605*** (3.6474)	0.3676*** (3.7518)
<i>dt</i>	0.8553*** (13.9645)	0.8784*** (14.8188)	0.8527*** (15.2168)	0.4909*** (6.1416)	0.7131*** (9.7006)	0.6777*** (9.6268)	0.6406*** (9.8234)	0.3930*** (5.3392)
控制变量	否	否	否	否	是	是	是	是
行业效应	否	是	是	是	否	是	是	是
省份效应	否	否	是	是	否	否	是	是
年份效应	否	否	否	是	否	否	否	是
观测值	7 877	7 877	7 877	7 877	7 776	7 776	7 776	7 776
R-squared	0.1474	0.2250	0.2927	0.3213	0.2875	0.3659	0.4129	0.4368

注：(1) 括号中为t值；(2) \*、\*\*、\*\*\* 分别表示显著性水平为10%、5%和1%；(3) 所有回归均采用了以企业为聚类变量的聚类稳健标准误。下同。

### (三) 动态效应检验

为了检验服务型OFDI对企业产出水平的动态影响，我们借鉴毛其淋和许家云(2016)<sup>[24]</sup>的思路，将基准DID模型(1)式进行如下形式的扩展：

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 du_{it} + \alpha_2 dt_{it} + \sum_{q=0}^n \gamma_q du_{it} dt_{it} \times After\_q + X'_{it} \gamma + \mu_p + \mu_c + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，*After<sub>-q</sub>* 为年度虚拟变量，当企业处于服务型OFDI后的第*q*年(*q* = 0, 1, …, *n*)<sup>①</sup>时，*After<sub>-q</sub>* 取1，否则取0。三重交叉项 *dudt* × *After<sub>-q</sub>* 的回归系数  $\gamma_q$  衡量了在第*q*年，服务型OFDI对企业产出水平的动态影响。分别取*n*为3、4、5、6，然后使用式(2)进行回归，表6的回归结果显示服务型OFDI对企业产出的影响可能存在1年的时滞。对此可能的解释是，企业通过服务型OFDI以更好地为东道国市场提供服务，获得更大的海外需求以促进企业生产，而对东道国市场环境由陌生到熟悉需要一定的时间。此外，根据回归结果得到的系数值可知，服务型OFDI对企业产出水平的边际影响呈现上升趋势。图1更为直观地展示了服务型OFDI对企业产出水平的动态影响过程，其中实线部分描绘的是表6第(4)列中服务型OFDI的边际效应，虚线部分刻画的是90%置信区间。可以清晰地看到，边际效应线向右上方倾斜，即服务型OFDI对企业产出水平的提升作用随着时间的推移而递增。

①0表示企业投资当年；0 < *q* < *n*表示企业投资后第*q*年；*q* = *n*表示企业投资后第*n*年及大于*n*年。



表6 动态效应检验

变量	(1) $n = 3$	(2) $n = 4$	(3) $n = 5$	(4) $n = 6$
$dudt \times After_0$	-0.0481 (-0.6013)	-0.0492 (-0.6154)	-0.0503 (-0.6291)	-0.0507 (-0.6350)
$dudt \times After_1$	0.1402* (1.6672)	0.1398* (1.6634)	0.1392* (1.6563)	0.1386* (1.6500)
$dudt \times After_2$	0.1876* (1.9427)	0.1872* (1.9399)	0.1871* (1.9388)	0.1866* (1.9352)
$dudt \times After_3$	0.4846*** (3.0462)	0.3444*** (3.0813)	0.3439*** (3.0788)	0.3437*** (3.0783)
$dudt \times After_4$		0.5192*** (2.9278)	0.3457*** (2.6738)	0.3456*** (2.6735)
$dudt \times After_5$			0.5679*** (2.8611)	0.3934*** (2.7778)
$dudt \times After_6$				0.6261*** (2.7500)
$du$	0.3669*** (3.7448)	0.3668*** (3.7434)	0.3666*** (3.7424)	0.3666*** (3.7416)
$dt$	0.4146*** (5.4795)	0.4171*** (5.4697)	0.4192*** (5.4682)	0.4207*** (5.4652)
控制变量	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
省份效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
观测值	7 776	7 776	7 776	7 776
R-squared	0.4400	0.4402	0.4405	0.4407

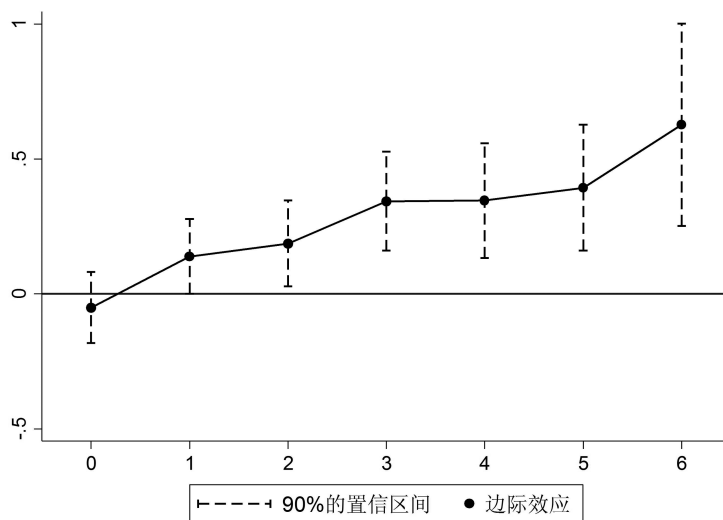


图1 服务型对外直接投资对企业产出水平的动态影响

#### (四) 稳健性检验

本文采用三种方法进行稳健性检验。

##### 1. 安慰剂检验

为了排除服务型 OFDI 以外的随机因素对企业产出的影响，我们在已有样本的

基础上，通过随机抽取构建虚假的处理组和对照组来进行安慰剂检验。图2是随机抽取500次得到的 *dudt* 估计系数的核密度分布图。竖虚线为表5第(8)列中 *dudt* 的系数实际值，实线为500次随机模拟的 *dudt* 系数分布。可以较为明显地看到，*dudt* 实际值明显大于随机模拟的 *dudt* 系数，表明结果可靠。

2. 企业产出水平再度量

为避免指标测度方式对结果造成干扰，使用营业收入来重新衡量该指标（曹金飞，2019<sup>[25]</sup>）<sup>①</sup>。

3. 两期 DID 估计

多期双重差分法常常存在序列相关的问题，容易高估各估计量的显著性水平（毛其淋和许家云，2018<sup>[26]</sup>），为此，我们使用两期双重差分模型再次进行估计。表7的回归结果显示，我们的结论是稳健的。

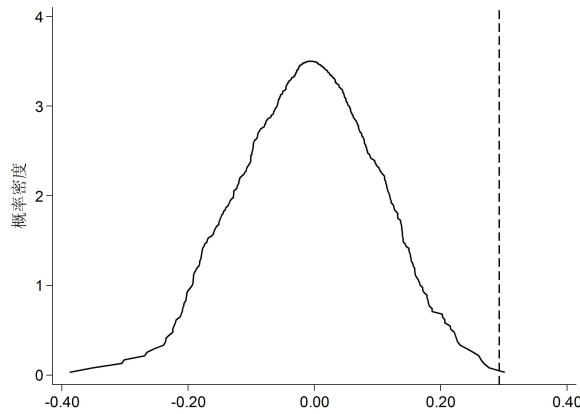


图2 安慰剂检验估计系数的核密度分布图（500次随机模拟）

表7 稳健性检验

变量	(1) 营业收入	(2) 两期 DID
<i>dudt</i>	0.3772 *** (3.0301)	0.2574 *** (4.0934)
<i>du</i>	0.4670 *** (4.4576)	0.2863 *** (3.3040)
<i>dt</i>	0.4277 *** (5.1906)	0.8460 *** (14.0596)
控制变量	是	是
行业效应	是	是
省份效应	是	是
时间效应	是	是
观测值	7 776	1 362
R-squared	0.4215	0.4297

<sup>①</sup>具体而言，使用经各省的工业品出厂价格指数平减之后的实际营业收入对数值来衡量企业产出。

## (五) 异质性检验

## 1. 区分企业所有制性质

市场规模扩大和创新水平提升是服务型 OFDI 带动企业产出增加的两个主要渠道,但是,若企业在生产过程中对其面临的市场规模变动不够敏感,亦或自身创新动力不足,难以有效把握外界环境变化带来的创新机会,则服务型 OFDI 对企业产出的正向作用将随之受到限制。在中国,不同所有权属性特征的企业具有不同的经济行为。具体而言,国有企业往往是关系到国家经济命脉的大型垄断企业(张杰等,2013<sup>[27]</sup>),国家基于战略因素考虑会为其制定生产方案,从而导致这些企业难以及时对外界市场需求变化做出反应,而非国有企业为了获取更多的利润,会根据外界市场需求的变化而迅速调整投入要素组合和生产量。同时,国有企业尤其是大型国有企业在市场中经常处于支配地位,能够在政府的庇佑下获取较大的资本回报,缺乏足够的动力去开展高风险、高投资、长周期的创新活动,而非国有企业则面临着较大的替代性竞争压力,为了在市场中生存需要持续不断地创新。因此,我们预期服务型 OFDI 对非国有企业产出的影响更大。为此,我们根据企业所有权属性特征,将样本分为国有企业和非国有企业两组,进行分样本检验,表 8 第(1)、(2)列汇报了回归结果。可以发现,服务型 OFDI 显著促进了非国有企业产出水平的提升,而对国有企业影响不明显,与我们的预期一致。进一步的费舍尔组合检验(fisher's permutation test)得出的经验 p 值验证了上述差异的统计显著性。

表 8 异质性检验 I

变量	企业所有制性质		企业规模	
	(1) 国有	(2) 非国有	(3) 小规模	(4) 大规模
<i>dudt</i>	0.1776 (1.0195)	0.3504 ** (2.4570)	0.2880 ** (2.4973)	-0.0178 (-0.1796)
<i>du</i>	0.4014 ** (2.2970)	0.2287 ** (2.2414)	0.5350 *** (4.2178)	0.0200 (0.2710)
<i>dt</i>	0.2897 ** (2.5589)	0.3643 *** (4.0107)	0.2870 *** (3.5643)	0.2403 *** (3.0447)
控制变量	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
省份效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
系数差异	-0.1727 ***		0.3058 ***	
经验 p 值	(0.0000)		(0.0000)	
观测值	3 381	4 395	3 921	3 855
R-squared	0.4860	0.3535	0.5144	0.4750

注:“系数差异”为组间 *dudt* 系数差值;“经验 p 值”用于检验组间 *dudt* 系数差异的显著性,通过抽样(Bootstrap) 500 次得到。

## 2. 区分企业规模

不同规模大小的企业在生产经营方面存在明显的差异,服务型 OFDI 对中国企

业产出的促进作用可能会因企业规模的不同而存在差异。具体而言,企业规模越大,拥有的垄断势力越强,高昂的垄断利润会削弱这些企业创新的意愿,故服务型 OFDI 通过“创新效应”对大规模企业产出的促进作用有限。同时,与小规模企业相比,大规模企业经营机制更笨拙、市场反应更迟钝、产出扩张潜力更小,这将在一定程度上阻碍服务型 OFDI “需求效应”的发挥,进而不利于企业产出的增长。综上,我们预期服务型 OFDI 可能对小规模企业的产出水平影响更大。本文将企业规模大于中位数的定义为大规模企业,小于中位数的定义为小规模企业,进行分样本检验,表 8 第 (3)、(4) 列汇报了回归结果。结果显示,在小规模企业样本中  $dudt$  的估计系数显著为正,而在大规模企业样本中  $dudt$  的估计系数不显著。这表明,服务型 OFDI 对企业产出的积极效应在小规模企业样本中更明显,与我们的预期是一致的。由费舍尔组合检验得出的经验  $p$  值可知,上述差异在统计上具有显著性,我们的结论较为可靠。

### 3. 区分高管海外经历

由高阶梯队理论可知,高级管理人员(简称“高管”)的人生经历会对其认知水平和行为选择产生影响,进而影响到企业的战略决策(Hambrick and Mason, 1984<sup>[28]</sup>; 宋建波等, 2017<sup>[29]</sup>)。具体而言,有过海外工作或学习经历的高管(简称“海归高管”)往往拥有国际化的视野,对国际运作规则有深入的了解,同时还掌握了国际前沿的科学文化知识和管理理念,因而能够有效利用服务型 OFDI 带来的海外市场信息,做出适合企业长期发展的生产决策。因此,我们预期服务型 OFDI 更有可能促进拥有海归高管的企业产出水平的提升。为此,我们根据企业高管团队成员是否有过海外任职和求学经历,将样本分为有海归高管的企业和无海归高管的企业两组,然后进行分样本检验,回归结果见表 9 第 (1)、(2) 列。显然,有高管海外经历的企业进行服务型对外直接投资更能提高企业的产出水平,与我们的预期一致。经验  $p$  值证实了上述差异的统计显著性。

### 4. 服务型 OFDI 与纯生产型 OFDI 企业

本文至此已经详细探讨了服务型 OFDI 对中国企业产出的影响,但是这种影响与纯生产型 OFDI (样本期内仅投资过生产行业) 相比是否存在差异? 为方便对比,我们继续使用前文中 PSM 方法得到的非对外直接投资企业作为对照组,将在样本期内进行过纯生产型 OFDI 的企业作为新处理组,然后使用模型 (1) 进行回归。由于使用 DID 模型的前提是处理组和对照组企业要满足平行趋势假设,即在向海外投资前,两组企业的产出增长趋势要一致。为此,我们利用图示法来考察两组企业在样本期内的产出情况。图 3 展示了两组企业在投资前后 3 年的产出变动趋势。横坐标表示投资时期,位于投资时期 0 的虚线代表投资开始时期,该虚线左方和右方分别代表投资前、后时期,纵坐标表示企业产出量。由此图可知,投资前时期,新处理组和对照组的产出量曲线近似平行,说明在投资之前新处理组和对照组的产出趋势基本一致。而投资后时期,两组企业之间的产出趋势差异开始微微出现,表明我们选用的新处理组和对照组近似满足平行趋势条件,可以用 DID 模型 (1) 进行回归。表 9 第 (4) 列汇报了回归结果,为便于对比,我们将初始检验的

结果(表5第(8)列)置于第(3)列。结果显示,生产型 OFDI 尽管也能促进企业产出的增长,但其促进效应仅在 10% 水平上显著且低于服务型 OFDI,表明在对外直接投资促进企业产出过程中,服务型 OFDI 起到了相当重要的作用。经验 p 值证实了上述差异的统计显著性。

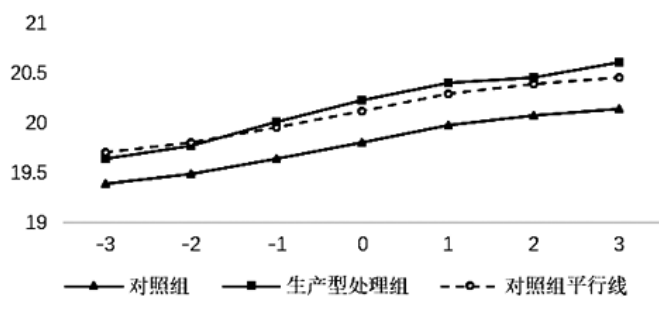


图3 生产型 OFDI 企业和对照组企业投资前后产出水平变化趋势

表9 异质性检验 II

变量	高管海外经历		服务型与纯生产型 OFDI 差异	
	(1) 有	(2) 无	(3) 服务型	(4) 纯生产型
$dudt$	1.0052 *** (3.0722)	0.1537 (1.4110)	0.2929 *** (2.6092)	0.2101 * (1.7723)
$du$	1.2126 ** (2.5541)	0.3921 *** (3.8570)	0.3676 *** (3.7518)	-0.0513 (-0.4352)
$dt$	-0.2658 (-1.6332)	0.4217 *** (5.7705)	0.3930 *** (5.3392)	0.4176 *** (5.8159)
控制变量	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
省份效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
系数差异	0.8515 ***		0.0828 **	
经验 p 值	(0.0000)		(0.0420)	
观测值	601	7 175	7 776	7 191
R-squared	0.7302	0.4487	0.4368	0.4328

注:“系数差异”为组间  $dudt$  系数差值;“经验 p 值”用于检验组间  $dudt$  系数差异的显著性,通过抽样(Bootstrap) 500 次得到。

## 5. 服务型 OFDI 强度

投资金额不同,对企业产出影响的大小很可能也不同。当服务型 OFDI 的投资金额较大时,其对扩大企业海外市场、提升企业创新水平产生的促进作用很可能也更大,进而导致母公司产出水平的提升幅度更大。为此,我们借鉴 Moser 和 Voena (2012)<sup>[30]</sup>的思路将回归方程(1)变形为如下形式(连续型 DID):

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 du_i \times value_i + \alpha_2 dt_{it} + \delta du_i dt_{it} \times value_i + X'_{it} \gamma + \mu_p + \mu_c + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$



式(3)中的  $value_i$  代表企业投资金额,采用两种策略来衡量:一是首次服务型 OFDI 金额加 1 的对数值 ( $\ln value$ );二是首次服务型 OFDI 金额与当年度样本内全部服务型 OFDI 金额之比 ( $value/sum$ )。结果显示,服务型 OFDI 对企业产出水平的正向促进作用随着投资金额的增多而增大。

表 10 投资强度检验

变量	(1) $\ln value$	(2) $value/sum$
$dudt \times value$	0.1892*** (4.3630)	2.0846*** (4.1614)
$value$	0.1022*** (3.0461)	1.2082** (2.1775)
$dt$	0.3760*** (5.2505)	0.3743*** (5.3246)
控制变量	是	是
行业效应	是	是
省份效应	是	是
时间效应	是	是
观测值	7 776	7 776
R-squared	0.4387	0.4407

(六) 影响机制分析

我们通过构建中介效应模型进一步揭示服务型 OFDI 提高企业产出的传导机制,建立的中介效应模型由如下回归式组成:

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 du_{it} + \alpha_2 dt_{it} + \delta du_{it} dt_{it} + X'_{it} \gamma + \mu_p + \mu_c + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln patent_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 du_{it} + \alpha_2 dt_{it} + \delta du_{it} dt_{it} + X'_{it} \gamma + \mu_p + \mu_c + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln oversea_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 du_{it} + \alpha_2 dt_{it} + \delta du_{it} dt_{it} + X'_{it} \gamma + \mu_p + \mu_c + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 du_{it} + \alpha_2 dt_{it} + \delta du_{it} dt_{it} + X'_{it} \gamma + \beta_1 \ln oversea_{it} + \beta_2 \ln patent_{it} + \mu_p + \mu_c + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中,  $\ln oversea_{it}$  表示企业  $i$  在  $t$  年拥有的海外市场需求,采用企业海外业务收入加 1 取对数来衡量。 $\ln patent_{it}$  表示企业  $i$  在  $t$  年的创新水平,采用企业年度申请专利数加 1 取对数来表示<sup>①</sup>。回归结果汇报于表 11 中。第(1)列的估计结果显示,服务型 OFDI 显著促进了企业产出的增长;第(2)、(3)列表明服务型 OFDI 促进了企业创新水平的提升及海外市场需求规模的扩张;第(4)到(6)列汇报了因变量对基本自变量和中介变量回归的结果,可以发现  $dudt$  估计系数值和显著性水平都有所下降,这初步说明“创新效应”和“需求效应”传导机制的存在。在第(6)列同时加入  $\ln patent_{it}$  和  $\ln oversea_{it}$  后,核心解释变量  $dudt$  的估计系数值及显著性水平出现了进一步的下降,这再次说明创新水平提升和海外市场需求规模的扩张是服务型 OFDI 促进企业产出增长的重要途径,验证了假设 2。

<sup>①</sup>企业海外业务收入和高管海外经历数据来自于《国泰安数据库》,企业专利数据来自于《中国创新专利研究数据库》。

表 11 影响机制检验结果

变量	(1) lny	(2) lnpatent	(3) lnoversea	(4) lny	(5) lny	(6) lny
<i>dudt</i>	0.2929*** (2.6092)	0.4342*** (2.8155)	2.8019*** (3.6213)	0.2077** (2.0156)	0.2523** (2.2642)	0.1810* (1.7645)
<i>du</i>	0.3676*** (3.7518)	0.4706*** (4.0726)	2.0432*** (3.5353)	0.2753*** (2.9298)	0.3380*** (3.4293)	0.2570*** (2.7326)
<i>dt</i>	0.3930*** (5.3392)	0.0743 (0.7407)	0.7811 (1.4279)	0.3784*** (5.3776)	0.3816*** (5.2206)	0.3706*** (5.2678)
<i>lnpatent</i>				0.1962*** (7.3975)		0.1887*** (6.9444)
<i>lnoversea</i>					0.0145*** (4.3028)	0.0107*** (3.3257)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
省份效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
观测值	7 776	7 776	7 776	7 776	7 776	7 776
R-squared	0.4368	0.2894	0.2761	0.4773	0.4444	0.4813

#### 四、结论与政策建议

本文立足于中国企业对外直接投资聚焦于服务业的大背景，实证考察了服务型 OFDI 与企业产出之间的关系。结果发现：首先，总体而言，服务型 OFDI 显著促进了企业产出的增长，并且该效应在企业投资之后逐步增强；其次，服务型 OFDI 对企业产出的影响在企业所有制性质、规模、高管海外经历上存在异质性。具体表现为，非国有企业、小规模企业和拥有海归高管的企业从服务型 OFDI 中获益更大。同时，通过对比服务型与纯生产型 OFDI 对企业产出影响的差异发现，服务型 OFDI 对企业产出的促进作用更大，体现出在对外直接投资带动中国企业产出增长中服务型投资的关键作用。此外，通过引入服务型 OFDI 强度发现，服务型 OFDI 对企业产出的提升效应随着企业投资金额的增加而变大；最后，从传导机制上看，服务型对外直接投资可通过提升企业创新能力（“创新效应”）和扩大企业海外市场需求规模（“需求效应”）而促进企业产出增长。

本文不仅为中国服务型 OFDI 对企业产出的正向影响提供了可靠的经验证据，而且具有重要的政策启示。尽管对外直接投资作为中国近期对外开放的重要战略受到了支持，但也有学者担心大规模的中国企业“走出去”会导致国内产业的转移和产出的萎缩。本文的结论则提示我们，由于中国企业对外直接投资聚焦于服务业，而服务型 OFDI 对产出的促进作用是显著而有力的，因此，无需担忧“走出去”战略可能引起的物质生产下降问题。本文研究还发现，不同组别企业受服务型 OFDI 的影响不同，为了更好地发挥服务型 OFDI 对企业产出的正向促进作用，一方面，政府要积极引导更多非国有企业、小规模企业向海外投资，以更加有效地利用服务型 OFDI 带来的产出增长机会；另一方面，政府要继续强化对海外留学或

就职人才回国就业的激励机制,同时企业也要重视引进海归人才,从而更大程度地发挥服务型 OFDI 带来的产出提升效应;此外,政府要充分认识到当前中国生产型 OFDI 在促进企业产出增长中作用有限且小于服务型 OFDI 的事实,在推动企业开展生产型 OFDI 时,注重强化海外子公司与本土企业之间的关联性,尽可能减小对外直接投资对企业生产的挤出。

### [参考文献]

- [1] HELPMAN E, MELITZ M J, YEAPLE S R. Export Versus FDI with Heterogeneous Firms [J]. *American Economic Review*, 2004, 94 (1): 300-316.
- [2] HEAD K, RIES J. Heterogeneity and the FDI versus Export Decision of Japanese Manufacturers [J]. *Journal of the Japanese and International Economies*, 2003, 17 (4): 448-467.
- [3] 蒋冠宏, 蒋殿春, 蒋昕桐. 我国技术研发型外向 FDI 的“生产率效应”——来自工业企业的证据 [J]. *管理世界*, 2013 (9): 44-54.
- [4] 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.
- [5] BRANSTETTER L. Is Foreign Direct Investment a Channel of Knowledge Spillovers? Evidence from Japan's FDI in the United States [J]. *Journal of International Economics*, 2006, 68 (2): 325-344.
- [6] 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.
- [7] 赵宸宇, 李雪松. 对外直接投资与企业技术创新——基于中国上市公司微观数据的实证研究 [J]. *国际贸易问题*, 2017 (6): 105-117.
- [8] 顾雪松, 韩立岩, 周伊敏. 产业结构差异与对外直接投资的出口效应——“中国—东道国”视角的理论及实证 [J]. *经济研究*, 2016, 51 (4): 102-115.
- [9] 陈立敏, 杨振, 侯再平. 出口带动还是出口代替?——中国企业对外直接投资的边际产业战略检验 [J]. *财贸经济*, 2010 (2): 78-85.
- [10] HEAD K, RIES J. Overseas Investment and Firm Exports [J]. *Review of International Economics*, 2001, 9 (1): 108-122.
- [11] 李磊, 白道欢, 冼国明. 对外直接投资如何影响了母国就业?——基于中国微观企业数据的研究 [J]. *经济研究*, 2016 (8): 144-158.
- [12] 杨连星, 胡舜杰. 对外直接投资对母国行业产出的影响研究——来自中国的经验证据 [J]. *南京财经大学学报*, 2018 (4): 33-43.
- [13] 李泳. 中国企业对外直接投资成效研究 [J]. *管理世界*, 2009 (9): 34-43.
- [14] 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, 42 (4): 77-100.
- [15] SOLOW R M. Technical Change and the Aggregate Production [J]. *Review of Economics & Statistics*, 1957, 39 (3): 554-562.
- [16] SCHUMPETER J A. *The Theory of Economic Development: An Inquiry into Profits, Capital, Credit, Interest, and the Business Cycle* [M]. Transaction publishers, New Brunswick (U. S. A) and London (U. K), 1934.
- [17] CASTELLACCI F. Technological Paradigms, Regimes and Trajectories: Manufacturing and Service Industries in a New Taxonomy of Sectoral Patterns of Innovation [J]. *Research Policy*, 2008, 37 (6): 978-994.
- [18] 金芳. 服务业跨国公司当前的地位及影响 [J]. *世界经济研究*, 1990 (4): 25-28.
- [19] 吕品, 李超超, 杨君. 外部需求扩张能否提高中国制造业的产能利用率——基于 GMM 和 LSDV 法的面板数据分析 [J]. *国际贸易问题*, 2016 (7): 40-50.
- [20] COMIN D, PHILIPPON T. The Rise in Firm-level Volatility: Causes and Consequences [J]. *NBER Macroeconomics Annual*, 2005, 20: 167-201.
- [21] ACKERBERG D A, CAVES K, FRAZER G. Identification Properties of Recent Production Function Estimators [J]. *Econometrica*, 2015, 83 (6): 2411-2451.
- [22] 冼国明, 明秀南. 海外并购与企业创新 [J]. *金融研究*. 2018 (8): 155-171.
- [23] ROSENBAUM P R, RUBIN D B. Assessing Sensitivity to an Unobserved Binary Covariate in an Observational Study with Binary Outcome [J]. *Journal of the Royal Statistical Society*, 1983, 45 (2): 212-218.

- [24] 毛其淋, 许家云. 中国对外直接投资如何影响了企业加成率: 事实与机制 [J]. 世界经济, 2016 (6): 77-99.
- [25] 曹金飞. 金融冲击对企业产出的影响研究——基于中国上市公司面板数据 [J]. 中央财经大学学报, 2019 (9): 35-45.
- [26] 毛其淋, 许家云. 贸易政策不确定性与企业储蓄行为——基于中国加入 WTO 的准自然实验 [J]. 管理世界, 2018, 34 (5): 10-27.
- [27] 张杰, 刘元春, 郑文平. 为什么出口会抑制中国企业增加值率? ——基于政府行为的考察 [J]. 管理世界, 2013 (6): 12-27.
- [28] HAMBRICK D C, MASON P A. UpperEchelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers [J]. Academy of Management Review, 1984, 9 (2): 193-206.
- [29] 宋建波, 文雯, 王德宏. 海归高管能促进企业风险承担吗——来自中国 A 股上市公司的经验证据 [J]. 财贸经济, 2017, 38 (12): 111-126.
- [30] MOSER P, VOENA A. Compulsory Licensing: Evidence from the Trading with the Enemy Act [J]. American Economic Review, 2012, 102 (1): 396-427.

(责任编辑 于友伟)

## Service-oriented OFDI and Output of Chinese Enterprises

SU Erdou XUE Jun

**Abstract:** Using the BvD-Zephyr Database and fDi Markets Database, this article initially compiled the New Database of Chinese Enterprises' OFDI which contained detailed information on Chinese Enterprises' OFDI industry. Combined with the data of Chinese non-financial listed companies from 2002 to 2017, this paper systematically examined the impact of service-oriented OFDI on output of Chinese enterprises. This study finds that service-oriented OFDI has a positive effect on output of Chinese enterprises, and this positive impact is increasing. Tests of heterogeneity show that non-state-owned enterprises, small-scale enterprises and enterprises with returnee executives benefit more from service-oriented OFDI. In addition, compared with pure production OFDI, service-oriented OFDI has a greater effect on promoting output of Chinese enterprises. This difference indicates the key role of service-oriented OFDI in driving China's economic growth through the "going out" strategy. Further testing of the impact mechanism shows that the improvement of innovation capacity and the expansion of the scale of overseas market demand are the possible channels for service-oriented OFDI to promote the growth of enterprise output. The research conclusions of this article provide a new explanation for the complementary relationship between China's OFDI and output from the perspective of the investment industry.

**Keywords:** Service-Oriented OFDI; Innovation; Overseas Market Demand; Output