

服务型对外直接投资与中国企业出口

苏二豆 薛 军

(南开大学 经济学院, 天津 300071)

摘要: 立足于中国目前对外直接投资集中于服务业的现实背景, 利用 1998—2007 年的微观企业数据, 采用倾向得分匹配法和双重差分法考察了服务型对外直接投资对中国企业出口的影响。研究发现: (1) 总体上, 服务型对外直接投资有效促进了中国企业出口倾向的提高和出口规模的扩大; (2) 这种促进作用主要体现在非国有企业、高管理效率企业、高市场化程度地区以及投资多种不同服务行业的企业中; (3) 与显著促进企业出口的服务型对外直接投资不同, 生产型对外直接投资不会对企业出口产生影响, 该差异凸显了在通过“走出去”战略引导企业出口过程中服务型对外直接投资的重要地位; (4) 贸易成本下降和研发创新水平提升是服务型对外直接投资促进企业出口的可能渠道。研究结论从投资行业角度为对外直接投资与出口之间的互补关系提供了经验解释, 同时对于客观评估中国服务型对外直接投资的微观成效和完善对外直接投资政策机制具有重要的启示意义。

关键词: 服务型对外直接投资; 出口倾向; 出口规模; 倾向得分匹配; 贸易成本; 研发创新
中图分类号: F125.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2020)02-0001-15

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2020.02.001

一、引言

近年来的《世界投资报告》显示, 全球对外直接投资(Outward Foreign Direct Investment, OFDI)^① 的重心正在由制造业向服务业转移。20 世纪 50 年代, 服务业占世界对外直接投资存量的比例不到 20%。2002 年这一比例接近 50%, 2015 年则高达 65%。服务业对外直接投资(下文称服务型对外直接投资^②) 份额的急速增长迫使国际机构(如联合国) 开始重新考虑服务业对全球经济的重要作用^[1]。与此同时, 中国服务型对外直接投资也蓬勃发展。如表 1 所示, 2004 年中国企业服务型对外直接投资金额为 25.3 亿美元, 到 2017 年就上升至 1 211 亿美元, 14 年间增加了近 46.9 倍, 是生产型 OFDI 增幅的 4.1 倍。从占比来看, 服务型 OFDI 占对外直接投资流量的比重较大, 如 2008 和 2010 年达到了 80% 左右, 年均达 69.3%。此外, 根据《2017 年度中国对外直接投资统计公报》, 截至 2017 年末, 中国对外直接投资存量规模位居前四位的行业均为服务业, 按存量规模由大到小排序, 依次是租赁和商务服务业、批发零售业、信息传输/软件和信息技术服务业、金融业。由此可知, 服务业已成为中国企业对外直接投资的主要投资领域。

长期以来, 出口作为“三驾马车”之一, 在拉动中国经济增长中起到了重要作用^[2]。然而, 近几年, 伴随着全球经济复苏乏力、国际市场收缩以及全球贸易保护主义升温, 中国出口增速持续下滑。在此背景下, 通过嵌入东道国市场网络以缓解海外需求方与企业之间的信息不对称、降低企业出口成

收稿日期: 2019-08-21; 修回日期: 2020-01-11

作者简介: 苏二豆(1991—), 女, 山西阳泉人, 南开大学经济学院博士研究生, 研究方向为跨国投资、亚太经济; 薛军(1967—), 男, 河北张家口人, 通讯作者, 经济学博士, 南开大学经济学院教授、博士生导师, 研究方向为国际经济、亚太经济。

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(18AZD001); 教育部人文社会科学研究规划基金项目(19YJA790100)

本是中国出口得以持续增长的重要突破口^[3]。其中,服务型 OFDI 是企业嵌入东道国市场网络最直接的方式。那么,服务型 OFDI 的成效究竟如何?具体而言,它对中国企业出口决策和出口规模产生了怎样的影响?其具体作用机制是什么?对上述问题的解答,不仅有助于我们全面理解服务型 OFDI 对于中国经济增长的重要作用,而且对于解决出口下滑问题具有政策指导意义。

与本文联系密切的文献主要有两类。第一是关于服务型 OFDI 经济效应的研究。这类文献大部分关注的是服务型 OFDI 对东道国的影响^[4-7],仅有为数不多的文献考察了服务型 OFDI 对母国的经济效应。Krautheim^[8]通过构建

异质性企业贸易和对外直接投资的理论框架,从理论上证明了批发零售类的服务型对外直接投资能通过降低企业的海外可变配送成本而促进其出口。Cheptea *et al.*^[9]使用 2001—2010 年全球最大的 100 家零售商的双边出口数据研究发现,零售类的服务型对外直接投资通过降低出口成本和改变海外消费者偏好,显著促进了母公司及原产国其他企业出口。Emlinger and Poncet^[10]使用 1997—2012 年中国 287 个城市的行业 and 原产国进口数据研究发现,外资零售商进入中国市场促进了母公司及零售商原产国其他企业出口。可以看到,目前有关服务型 OFDI 对母国经济效应的研究主要围绕批发零售这种单一的服务部门对于母国出口的影响展开,而且更多针对的是发达国家抑或全球大型零售商原产国,对于中国的研究寥寥无几。田巍和余淼杰^[11-12]、蒋冠宏和蒋殿春^[13]尽管已初步发现贸易服务型或商贸服务型对外直接投资与中国企业出口之间存在互补关系,但并未厘清服务型 OFDI 与出口之间的内在传导机制并给出有力的证明,无法全面地揭示服务型 OFDI 究竟是如何驱动企业出口行为变化的。

第二是关于对外直接投资对企业出口影响的文献。在早期文献中,已有不少国外学者从理论上和实证上探讨了对外直接投资与出口之间是替代关系还是互补关系的问题,但并没有得出一致的结论^[14-18]。随着中国对外直接投资与出口规模的不断扩张,开始有学者关注中国对外直接投资对出口的影响。其中,毛其淋和许家云^[19]使用 2004—2007 年中国企业层面的数据研究发现,对外直接投资对企业出口规模和出口倾向均有显著的正向促进作用。蒋冠宏和蒋殿春^[13]利用 2005—2007 年中国微观企业数据得出了同样的结论。此外,还有不少学者得出了一致的结论^[20-22]。以上文献主要围绕对外直接投资整体展开。与以往的研究不同,本文重点关注服务型 OFDI 的出口效应。

本文可能的边际贡献有:第一,已有研究主要讨论对外直接投资行为对中国企业出口的影响,本文对该领域进行了拓展,指出并证实这种效应因投资行业的差异而存在异质性,服务型 OFDI 会促进中国企业出口,而生产型 OFDI 对出口并没有产生影响。第二,本文丰富了关于国内出口的研究,为中国出口的扩张提供了基于服务业视角的解释。第三,鉴于企业在所有制、管理效率、地区市场化程度等方面存在明显差异,本文还进一步考察了服务型 OFDI 对不同类别企业出口的不同影响,并对作用机制进行了检验。这类分析不仅深化了我们对于服务型 OFDI 与企业出口之间关系的理解,而且为政府今后有效地制定与实施对外直接投资政策来促进企业出口提供了有益启示。

表 1 2004—2017 年中国服务型与生产型对外直接投资流量变化趋势

年份	服务型 OFDI (亿美元)	服务型 OFDI 占比 (%)	生产型 OFDI (亿美元)	生产型 OFDI 占比 (%)
2004	25.3	45.96	29.7	54.04
2005	81.1	66.15	41.5	33.85
2006	113.8	53.77	97.8	46.23
2007	195.6	73.81	69.4	26.19
2008	461.0	82.46	98.1	17.54
2009	397.7	70.36	167.6	29.64
2010	552.6	80.31	135.5	19.69
2011	488.5	65.43	258.1	34.57
2012	589.5	67.14	288.5	32.86
2013	689.8	63.96	388.6	36.04
2014	897.9	72.93	333.3	27.07
2015	1 059.9	72.76	396.8	27.24
2016	1 539.5	78.49	421.9	21.51
2017	1 211.0	76.51	371.9	23.49
合计	8 303.3	72.82	3 098.7	27.18

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。

本文余下部分的结构安排如下: 第二部分为典型事实和机理分析; 第三部分是模型设定和数据说明; 第四部分是回归结果与分析; 第五部分是机制检验; 最后是结论与政策启示。

二、典型事实和机理分析

(一) 典型事实

本文将《境外投资企业(机构)名录》(下文简称《名录》)与中国工业企业数据库进行合并^③,并根据《名录》中企业的境外投资经营范围信息,找出服务型 OFDI 企业、生产型 OFDI 企业和非 OFDI 企业,然后分别计算了三类企业各年的企业数、平均出口额以及当年进行出口的企业所占比重,结果见表 2。值得注意的是,对外直接投资企业在东道国设立的子公司可以在之后多年持续起作用,无需重新投资。也就是说,仅根据当年度企业的对外直接投资行为来分组将会遗漏那些当年未投资但在之前曾投资过且仍在东道国进行生产或提供服务的企业。因此,本文在分组时,将当年及之前年份向海外投资过服务业且从未投资过生产行业的样本均划分到服务型 OFDI 组,与此相对应,将投资过生产行业且从未投资过服务业的样本划分到生产型 OFDI 组,将从未对外直接投资过的样本归为非 OFDI 组。

表 2 1998—2007 年企业出口情况

年份	非 OFDI			服务型 OFDI			生产型 OFDI		
	企业数	出口企业占比	平均出口额	企业数	出口企业占比	平均出口额	企业数	出口企业占比	平均出口额
1998	154 621	22.56	2.050 2	1	100.00	14.048 9	0	—	0
1999	151 078	22.62	2.069 4	2	50.00	4.426 9	0	—	0
2000	152 464	24.05	2.225 7	3	66.67	7.973 1	0	—	0
2001	161 655	24.83	2.298 9	6	50.00	5.837 3	0	—	0
2002	172 175	25.90	2.405 9	8	62.50	7.559 3	2	100.00	10.387 9
2003	189 752	26.50	2.497	15	66.67	7.967 1	2	100.00	10.276 1
2004	269 462	28.35	2.635 7	42	88.10	9.494 5	12	66.67	7.537 7
2005	267 046	28.09	2.644 8	263	70.34	7.530 8	31	38.71	4.401 2
2006	296 439	26.47	2.530 9	516	71.90	7.690 1	44	47.73	5.408 0
2007	331 810	23.55	2.302 8	730	70.00	7.604 7	70	47.14	5.360 7

资料来源:作者根据相关资料计算。

表 2 为具体统计结果。从企业数上看,在进行对外直接投资的企业中服务型 OFDI 企业占主导,表明合并后的数据基本上能够反映服务业是中国 OFDI 主要投资领域的现实状况。从出口企业占比来看,服务型 OFDI 企业中出口企业所占的比重在样本期内均高于非 OFDI 企业,在除 2002 年和 2003 年外的其他年份均高于生产型 OFDI 企业。由于 2002 年和 2003 年进行生产型对外直接投资的企业仅两家,极具偶然性,不能用来作为得出一般结论的依据,因此,此处基本表明,与非 OFDI 企业和生产型 OFDI 企业相比,服务型 OFDI 企业的出口倾向更为明显。从平均出口额来看,其呈现的特征与出口企业占比类似,表明服务型 OFDI 企业的出口规模相较于非 OFDI 企业和生产型 OFDI 企业而言都更大。综上,本文可以认为,相比于非 OFDI 企业和生产型 OFDI 企业,服务型 OFDI 企业与出口之间的正相关关系更为明显。但是,这种正相关关系既有可能是企业服务型对外直接投资有效促进其出口倾向提升与出口规模扩张导致的,也可能是有出口行为或出口规模大的企业参与服务型对外直接投资活动的倾向更高导致的。简单的描述性统计无法证明服务型 OFDI 与出口之间的因果关系,也无法证明其促进出口的作用高于生产型对外直接投资,但为后文使用倾向得分匹配法与双重差分法更为准确地估计服务型 OFDI 对出口的作用提供了初步依据。

(二) 机理分析

根据新新贸易理论,企业出口会受到贸易成本的约束,只有生产率高的企业才会出口,生产率低的企业仅在国内销售或退出市场^[23]。因此,贸易成本的下降和技术水平的提升就成为促进企业出口的两个关键渠道。本文认为,服务型 OFDI 会同时通过这两个渠道对企业出口活动产生作用,本小

节主要就这两个方面展开分析。

1. “成本效应”与企业出口。众多研究表明,企业出口需要承担一定的贸易成本^[24-26]。贸易成本是指商品产出之后到最终消费者获得商品之前所产生的其他所有成本,包括运输成本(运费和时间成本)、政策壁垒成本(关税和非关税壁垒)、信息成本、合同执行成本、货币兑换成本、法律监管成本以及当地销售成本^[27]。贸易成本的多寡会直接影响企业的出口决策与出口规模^[28]。在贸易成本与企业出口决策的关系上,贸易成本的下降直接降低了企业进入出口市场的生产率门槛,使得原本只能内销的企业也参与出口(出口的扩展边际);在贸易成本与企业出口规模的关系上,贸易成本下降使得现存出口企业在海外市场上可获得的利润上升,这将激励已出口企业将更多资源分配到出口产品的生产中,促进企业扩大出口规模(出口的集约边际)。而服务型 OFDI 能通过多种途径降低企业的贸易成本进而促进企业出口。例如,向海外投资批发零售、进出口贸易的服务部门有助于企业布局东道国市场网络,使那些原本需要通过外贸公司取得的海外订单能够在企业内部直接进行交易,从而有效降低了企业的分销成本、合同签订与执行成本等;再如,海外投资仓储物流部门有助于企业在东道国存储产品,使得原本需要“多次少量”出口的产品可以实现“少次多量”出口,运输次数的减少直接降低了企业的运输成本。因此,可以认为服务型对外直接投资能够通过“成本效应”而促进企业出口。

2. “创新效应”与企业出口。已有研究表明,创新有利于提高企业生产率,进而促进出口^[29-31]。一方面,对于非出口企业而言,创新提升了这些企业的技术水平,使得这些企业可以在海外市场上赢得利润以克服其进入出口市场所需要支付的成本,进而参与出口(出口的扩展边际);另一方面,对于已出口企业而言,创新增加了这些企业在国际市场上的竞争力,促使这些企业扩大出口规模以获取更多的利润(出口的集约边际)。实际上,服务型 OFDI 能够通过多种渠道激励企业创新,进而促进出口。首先,服务型 OFDI 增加了企业与海外消费者直接接触的机会,拉近了消费者和生产商之间的时空距离,使得企业可以及时获取消费者反馈的商品改进信息,掌握海外市场上的需求动向,进而促进母公司研发创新。其次,企业通过服务型 OFDI 以更好地为东道国需求方提供售前、售中、售后服务,例如在海外设立品牌推广服务、维修服务、技术咨询服务、安装服务等部门,这有助于扩大企业的品牌知名度,增加其海外市场销售额,也使得企业有更多的资金进行研发创新。不仅如此,知识密集型服务分支机构(如研发、设计、技术服务等)的设立还能通过直接雇佣东道国高水平人才、与东道国研发部门合作等方式充实企业知识库,为其带来新思想和新知识,带动企业研发创新。

基于上述分析,本文提出如下三个待检验的研究假设:

假设 1: 同等条件下,服务型 OFDI 促进了企业出口扩展边际和集约边际的扩张。

假设 2: 同等条件下,服务型 OFDI 可通过降低贸易成本而提高企业出口的二元边际。

假设 3: 同等条件下,服务型 OFDI 可通过促进企业研发创新而提高企业出口的二元边际。

三、模型设定和数据说明

(一) 模型设定

本文的研究目的是考察服务型 OFDI 对中国企业出口二元边际的影响,即揭示服务型 OFDI 与企业出口倾向、出口规模之间是否存在因果关系。根据企业异质性理论的相关研究,服务型 OFDI 行为对企业而言并不是随机的,只有那些生产率水平比较高的企业才会选择服务型 OFDI^[32-34],直接使用简单的最小二乘法(OLS)回归将会导致估计结果出现偏差。为此,本文将服务型 OFDI 视为一次准自然实验,使用倾向得分匹配法(PSM)和双重差分法(DID)来评估服务型 OFDI 的出口效应。

我们首先使用 PSM 方法,从完全没有进行过对外直接投资的企业中找出与服务型 OFDI 企业在投资前具有近似特征的样本企业作为对照组,将进行过服务型 OFDI 的企业作为处理组。然后,在此基础上借鉴蒋冠宏和蒋殿春^[13]的思路,使用如下两组 DID 模型进行实证检验,具体的估计方程设定如下:

$$P\{exp_{it} = 1\} = \phi(\beta_0 + \beta_1 du_{it} + \beta_2 dt_{it} + \delta du_{it} \times dt_{it} + X'_{it} \gamma + \mu_p + \mu_c + \mu_t + \varepsilon_{it}) \quad (1)$$

$$\ln export_{it} = \beta_0 + \beta_1 du_i + \beta_2 dt_{it} + \delta du_i \times dt_{it} + X_{it}' \gamma + \mu_p + \mu_c + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

方程(1)和方程(2)分别是对企业出口的扩展边际和集约边际构建的计量模型。式(1)采用probit模型(非线性DID模型)就服务型OFDI对企业出口的扩展边际进行检验。式(2)采用线性DID模型对企业出口的集约边际进行检验。下标*i*、*p*、*c*、*t*分别表示企业、省份、行业(CIC4)、年份, ε_{it} 为随机扰动项。 $du \times dt$ 是核心解释变量, du_i 为企业*i*是否进行了服务型对外直接投资的虚拟变量,若企业进行了服务型对外直接投资,即企业为处理组,则 $du_i = 1$,若企业为对照组,则 $du_i = 0$ 。 $dt_{it} = 0$ 和 $dt_{it} = 1$ 分别表示企业进行服务型对外直接投资前和投资后的年份,对于样本期内进行过多次服务型OFDI的企业,本文仅以首次服务型OFDI的日期来界定 dt 。交叉项 $du \times dt$ 的系数 δ 反映了服务型OFDI对企业出口行为的影响。

模型(1)中的 exp_{it} 为企业是否出口的虚拟变量,如果企业*i*在*t*年进行了出口则取1,否则取0。模型(2)中的 $\ln export_{it}$ 为企业出口规模的代理变量,使用企业出口额加1取对数来衡量,该指标越大代表企业出口的集约边际越大。为了得到 δ 的无偏估计,本文在模型(1)和模型(2)中还加入了一系列控制变量*X*,包括:全要素生产率(TFP),采用国际前沿的ACF法计算^[35]④;资本密集度($\ln kl$),采用固定资产与员工人数比值的对数值来衡量;企业规模($\ln l$),采用企业年平均就业人数的对数值表示;国有企业虚拟变量(SOE),将国有资本占实收资本比例大于50%的归为国有企业,SOE等于1,否则为0^[36];企业年龄($\ln age$),使用当年年份与企业成立年份的差值加1取对数表示。此外,我们还加入了省份固定效应 μ_p 、行业固定效应 μ_c 和年份固定效应 μ_t 。模型中所有回归结果统一采用聚类到企业层面的标准误。

(二) 数据说明

1. 数据来源。本文以1998—2007年中国工业企业为研究对象,所使用的数据主要来源于两方面:一是国家统计局公布的中国工业企业数据库;二是中国商务部公布的《境外投资企业(机构)名录》(下文简称《名录》)。前者收录了中国全部国有以及规模以上非国有工业企业数据,含有企业的基本情况和详细的财务信息,可用于确定企业是否出口并计算企业出口规模、全要素生产率、资本密集度等一系列指标。后者含有境内投资企业名称、省份、核准日期、境外投资企业名称、投资标的国和经营范围等子项,可用于确定企业是否对外直接投资、投资年份、投资行业是否为服务业等。

2. 数据处理。本文的研究重点是服务型OFDI对中国工业企业出口的影响,因此,需要将含有企业出口规模等各个指标信息的工业企业数据库与含有企业对外直接投资信息的《名录》进行合并。具体做法是:首先从《名录》中筛选出1998—2007年所有中国企业对外直接投资的交易数据,结果显示,十年间有3298家中国企业进行了对外直接投资,累计交易4177项;其次,根据企业名称、所属省份将《名录》与中国工业企业数据库相匹配,从《名录》中找出进行过对外直接投资的工业企业,在剔除返程投资^⑤的样本后,剩余1064家母公司,对应1397项交易。

接下来,本文对处理组和潜在对照组的样本企业进行筛选。首先,给每一个匹配成功的对外直接投资交易标识投资行业类型。标识方法为通过仔细阅读每一条投资交易对经营范围的描述,将只开展生产、加工、制造等与生产有关业务的标识为生产型,只开展销售、研发、进出口贸易、市场调研等服务业务的标识为服务型,同时开展生产和服务业务的标识为混合型。其次,本文主要考察的是服务型对外直接投资的出口效应,如果企业在投资服务行业的同时或投资前后还投资了生产行业,这将使我们无法确定出口的变动究竟是投资服务行业还是投资生产行业带动的。因此,本文剔除了那些在样本期内至少进行过一次生产型或混合型对外直接投资的企业,将剩余的企业作为处理组。最后,将工业企业数据库中从未对外直接投资的企业作为潜在对照组。需要说明的是,对于在样本期内进行过多次服务型对外直接投资的企业,本文借鉴周茂等^[37]的处理方式,重点考察这些企业的首次服务型对外直接投资行为。表3列出了处理组企业和潜在对照组企业各变量的描述性统计特征^⑥。

四、回归结果与分析

(一) 倾向得分匹配及匹配结果

PSM 方法的具体步骤是: 首先, 假定处理组和对照组企业的差异可以由企业在投资之前一年的一系列协变量所反映, 即根据这些变量可以确定企业选择进行服务型 OFDI 的决策概率(即倾向得分值)。本文选取的匹配协变量包括全要素生产率、资本密集度、企业规模、出口额、企业所属行业及所在省份^[13 38]。其次, 根据估计出的倾向得分值, 按照最近邻匹配原则以 1:3 的配对比例进行匹配, 获得与服务型 OFDI 企业投资前有近似特征的样本, 最终成功为 616 家处理组企业匹配到 1 706 家对照组企业。为了检验匹配效果, 本文对每一年的匹配结果都进行了平衡性检验(见表 4), 可以发现, 匹配前处理组企业的全要素生产率、资本密集度、企业规模、出口额都显著高于对照组企业, 而匹配后这些变量的标准偏差均小于 10%, 且两组企业的匹配变量不再存在显著性差异。这确保了服务型 OFDI 行为的随机性, 满足使用 DID 方法的前提条件。

(二) 初始检验

基于倾向得分匹配的样本数据, 使用式(1)和式(2)进行回归, 结果汇报于表 5。表 5 中前三列检验的是服务型 OFDI 对企业出口扩展边际的影响, 后三列检验的是对企业出口集约边际的影响。其中, 第(1)列与第(4)列未加入任何控制变量和固定效应, 以此作为比较基础。可以发现, 核心解释变量 $du \times dt$ 的估计系数在 1% 的水平上显著为正, 这表明进行服务型对外直接投资企业(处理组)的出口倾向和出口额, 相比于非对外直接投资企业(对照组)在投资后的上升幅度更大, 即说明服务型对外直接投资同时促进了企业出口扩展边际和集约边际的扩张。第(2)列与第(5)列在此基础上加入了控制变量, 第(3)列与第(6)列进一步控制了行业、地区、时间固定效应, 可以看到 $du \times dt$ 的估计系数始终为正且在 1% 水平上显著, 说明本文的基准结论较为稳健。因此, 向海外投资服务业一方面会提高企业出口倾向, 促使不出口的企业转为出口, 另一方面又会扩大企业出口规模, 促使已出口企业提高出口额, 从而验证了本文的假说 1。

(三) 稳健性检验

1. 安慰剂检验。为了进一步排除服务型对外直接投资以外的随机因素对企业出口行为的影响, 本文仅使用服务型对外直接投资前的样本对处理组虚拟变量 du 进行回归。基本思想是在投资前, 经过倾向得分匹配后的处理组和对照组企业都没有进行过服务型对外直接投资行为, 两组企业在出口倾向和出口规模上不应该存在显著差异, 否则表明存在其他因素影响企业出口。表 6 中第(1)列和第(3)列汇报了相应的回归结果, 可以看到, du 的估计系数均为正, 但未通过 10% 水平的显

表 3 描述性统计

变量	变量描述	全样本			处理组 均值	潜在对照组 均值
		均值	标准差	观测值		
$\ln export$	出口规模	2.407 6	4.194 8	2148 088	4.680 1	2.399 8
exp	是否出口	0.256 0	0.436 4	2148 088	0.448 2	0.255 3
TFP	全要素生产率	3.421 0	1.803 3	2091 295	3.662 5	3.420 5
$\ln k$	资本密集度	3.959 5	1.317 2	2142 772	4.160 5	3.959 1
$\ln l$	企业规模	4.797 0	1.137 9	2145 187	5.770 3	4.795 0
SOE	是否为国有企业	0.131 7	0.338 2	2145 187	0.044 6	0.131 9
$\ln age$	企业年龄	2.053 9	0.918 0	2145 187	2.057 0	2.053 9

表 4 倾向得分匹配的平衡性检验

变量		均值		偏差	t-test	
		处理组	对照组		t	$p > t $
TFP	匹配前	4.072 8	3.382 7	41.6	5.24	0.000
	匹配后	4.072 8	4.046 5	1.6	0.18	0.860
$\ln k$	匹配前	4.409 1	3.927	37.4	4.76	0.000
	匹配后	4.409 1	4.398 1	0.9	0.09	0.931
$\ln l$	匹配前	5.652 1	4.229 2	115.8	18.94	0.000
	匹配后	5.652 1	5.575 1	6.3	0.54	0.590
$\ln export$	匹配前	8.216 6	1.949 5	145.7	22.46	0.000
	匹配后	8.216 6	8.202	0.3	0.03	0.977

注: (1) t 检验的原假设为处理组和控制组的样本均值相等; (2) 本报告的是 2007 年企业倾向得分匹配的平衡性检验结果(使用相应企业 2006 年的协变量进行匹配), 其他年份与之类似, 限于篇幅未予汇报; (3) 由于 2003 年之前进行服务型对外直接投资的企业过少, 无法使用 PSM 方法进行匹配, 因此, 本文实际匹配的年份是 2003—2007 年。

表5 服务型对外直接投资对企业出口的初始检验

	扩展边际			集约边际		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$du \times dt$	0.825 2*** (0.000 0)	0.211 2*** (0.001 1)	0.257 4*** (0.000 3)	3.171 1*** (0.000 0)	0.639 3*** (0.000 9)	0.686 4*** (0.000 2)
du	-0.746 3*** (0.000 0)	-0.001 1 (0.984 9)	0.010 4 (0.860 6)	-2.847 5*** (0.000 0)	0.021 8 (0.910 6)	0.035 5 (0.840 4)
dt	0.076 6** (0.020 7)	0.060 2 (0.110 5)	-0.206 1*** (0.000 5)	0.705 9*** (0.000 0)	0.473 9*** (0.000 1)	-0.475 1*** (0.003 8)
TFP		0.038 1 (0.111 8)	-0.008 9 (0.731 1)		0.294 2*** (0.000 1)	0.263 2*** (0.000 6)
$\ln kl$		-0.079 9*** (0.000 0)	0.014 5 (0.473 5)		-0.106 9* (0.078 2)	0.176 2*** (0.004 9)
$\ln l$		0.336 3*** (0.000 0)	0.411 5*** (0.000 0)		1.541 9*** (0.000 0)	1.637 6*** (0.000 0)
SOE		-0.682 7*** (0.000 0)	-0.288 8*** (0.003 1)		-2.755 4*** (0.000 0)	-1.063 0*** (0.000 7)
$\ln age$		-0.018 8 (0.564 6)	0.005 3 (0.863 6)		-0.191 9* (0.068 3)	-0.076 1 (0.402 5)
行业/时间/地区	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
观测值	17 191	14 902	14 759	17 191	14 902	14 897
(Pseudo) R ²	0.059 3	0.082 8	0.178	0.079 5	0.184 0	0.299 9
LR	-11 250	-8 72 8	-8 577	—	—	—

注: (1) 括号中为 p 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。

著性检验,从而说明本文的估计结果是可靠的。

2. 两期 DID 估计。基准回归中,我们采用的是多期 (Multi-Period) DID 模型。多期 DID 模型一般存在序列相关问题,从而可能高估各变量的显著性水平。为此,本文借鉴毛其淋和许家云^[39]的思路,使用两期 (Two-Period) DID 模型重新估计。表 6 中第 (2) 列和第 (4) 列的回归结果显示,无论是扩展边际还是集约边际,交叉项 $du \times dt$ 的系数均显著为正,与多期 DID 模型的估计结果类似,再次表明服务型 OFDI 显著促进了企业出口。

3. 其他稳健性检验。这部分是就可能对研究结果产生影响的其他问题进行稳健

性检验。第一,不同数据来源的再检验。前文使用的数据库具有样本容量大、指标全面等优势,但也存在年限短且较为久远的问题。为此,本部分利用 2002—2017 年 Wind 数据库、国泰安数据库^⑦与近期使用比较广泛的 BvD Zephyr 数据库、fDi Markets 数据库^⑧合并得到的上市企业数据作进一步检验。这几个数据库具有时效性强的优势,但缺乏企业出口与出口规模的数据,因此,我们还使用海外业务收入作为企业出口的代理变量进行回归估计。第二,更换匹配年份的再检验。为排除匹配年限可能对本文结论造成的影响,本文参考毛其淋和许家云^[19]的做法,仅使用 2005—2007 年作为匹配年限重新进行估

表6 安慰剂检验和两期 DID 估计

	扩展边际		集约边际	
	(1) 投资前样本	(2) 两期倍差法	(3) 投资前样本	(4) 两期倍差法
$du \times dt$		0.173 9** (0.031 5)		3.237 0*** (0.000 0)
du	0.010 6 (0.857 7)	0.045 8 (0.541 4)	0.035 8 (0.838 8)	-2.701 5*** (0.000 0)
dt		-0.249 6*** (0.000 0)		0.183 0 (0.160 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/时间/地区	控制	控制	控制	控制
观测值	10 399	4 078	10 48 9	4 146
(Pseudo) R ²	0.177	0.181	0.293 2	0.379 8
LR	-6 174	-2 200	—	—

注: (1) 括号中为 p 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。

计。第三,改变 PSM 方法的匹配比例。为防止匹配比例对结果的干扰,此处分别采用 1:4 和 1:5 的比例重新匹配。表 7 的回归结果显示 $du \times dt$ 的估计系数均显著为正,进一步证实了本文结论的稳健性。

表 7 其他稳健性检验

	扩展边际				集约边际			
	(1) 更换数据来源	(2) 更换匹配年份	(3) PSM1:4	(4) PSM1:5	(5) 更换数据来源	(6) 更换匹配年份	(7) PSM1:4	(8) PSM1:5
$du \times dt$	0.322 8*** (0.005 1)	0.252 4*** (0.000 3)	0.227 1*** (0.001 1)	0.238 2*** (0.000 4)	2.661 4*** (0.000 4)	0.616 6*** (0.000 9)	0.674 2*** (0.000 2)	0.646 2*** (0.000 2)
du	0.019 4 (0.832 9)	0.016 9 (0.781 6)	0.017 3 (0.765 2)	0.059 4 (0.290 3)	0.338 1 (0.562 3)	0.052 2 (0.771 9)	0.015 5 (0.927 6)	0.177 4 (0.294 1)
dt	0.029 2 (0.694 7)	-0.290 3*** (0.000 0)	-0.175 4*** (0.001 1)	-0.205 1*** (0.000 0)	0.183 0 (0.723 2)	-0.719 6*** (0.000 0)	-0.472 6*** (0.001 0)	-0.496 4*** (0.000 1)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/时间/地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	7 780	14 017	18 146	21 105	8 041	14 134	18 287	21 231
(Pseudo) R ²	0.19 2	0.186	0.195	0.181	0.264 6	0.304 3	0.323 5	0.307 8
LR	-5 391	-8 214	-10 527	-12 579	—	—	—	—

注:(1)括号中为 p 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。

(四) 异质性检验

1. 企业所有制。前文假设贸易成本下降和研发创新水平提升是服务型 OFDI 促进企业出口的两个主要途径,但是如果企业在出口过程中面临的资金约束较小,即其对贸易成本的变动并不敏感,抑或自身缺乏创新的动力,无法充分利用服务型 OFDI 带来的产品改进机会,那么服务型 OFDI 对出口的促进作用可能将随之受到制约。在中国市场上,不同所有制企业面临的资金约束和拥有的创新动力存在明显的差异。具体而言,与非国有企业相比,中国的国有企业在政府的支持下,往往可以优先享有并且持续获得贷款^[40],在出口过程中面临的资金约束更小。同时,中国的国有企业大多是关系到国计民生的大型垄断企业,这些企业往往可以获取垄断利润,缺乏足够的动力进行创新^[41],而非国有企业为了生存需要不断地研发创新。综上,鉴于国有企业面临的资金约束更小、拥有的创新动力更弱,本文预期服务型 OFDI 更有利于促进非国有企业出口倾向和出口规模的提升。为此,本文将样本区分为国有企业和非国有企业,进行分样本检验,表 8 汇报了相应的回归结果。可以看出,服务型 OFDI 对非国有企业出口扩展边际和集约边际的促进作用更大,对国有企业的影响不显著,进而证实了本文的预期。

表 8 异质性分析:企业所有制性质

	扩展边际		集约边际	
	(1) 国有企业	(2) 非国有企业	(3) 国有企业	(4) 非国有企业
$du \times dt$	0.187 2 (0.606 6)	0.265 6*** (0.000 3)	0.179 7 (0.824 9)	0.719 1*** (0.000 2)
du	0.111 4 (0.630 3)	-0.000 6 (0.992 1)	0.247 0 (0.673 8)	0.001 8 (0.992 1)
dt	-0.314 4 (0.336 2)	-0.216 4*** (0.000 4)	-0.495 1 (0.515 1)	-0.511 1*** (0.002 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/时间/地区	控制	控制	控制	控制
观测值	707	13 892	853	14 041
(Pseudo) R ²	0.336	0.171	0.535 1	0.291 1
LR	-471.6	-7 991	—	—

注:(1)括号中为 p 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;(4)该表控制变量包括表 5 中除 SOE 以外的其他所有变量。

2. 母公司管理效率。管理效率是除生产率以外衡量企业异质性的重要指标,体现了企业的运营组织能力^[42-44]。管理效率高的企业能更灵活地根据外部市场环境的变化对企业的生产和销售决策进行调整^[45],因此,高管理效率企业在有效捕捉服务型 OFDI 带来的贸易成本下降和海外需求变动信号基础上,能及时调整母公司产出、研发和销售方案,从而获得较大的出口促进效应。鉴于此,本

文对高管理效率和低管理效率企业进行分样本估计。其中,管理效率指标借鉴孙浦阳等^[6]、Qiu and Yu^[44]的思路,使用控制了企业规模、出口行为、成本加成和企业所有制之后的管理支出残差值来衡量。具体计算公式如下:

$$mana_{it} = \omega_0 \ln l_{it} + \omega_1 exp_{it} + \omega_2 markup_{it} + \omega_3 SOE_{it} + \mu_p + \mu_c + \mu_t + \eta_{it} \quad (3)$$

式(3)中, $mana_{it}$ 是企业 i 在 t 年的管理支出,使用管理费用与工业总产值的比重表示。 $markup_{it}$ 表示企业的成本加成率,使用企业总收益与企业总收益和总利润之差的比值来衡量。 $\ln l_{it}$ 、 exp_{it} 、 SOE_{it} 、 μ_p 、 μ_c 及 μ_t 与前文含义一致。残差 η_{it} 即为测算出的管理效率,该值越小代表管理效率越高。在此基础上,本文以投资前各行业企业年平均管理效率的中位数作为分界点,将投资前各行业企业年平均管理效率低于中位数的划分为高管理效率组,将高于中位数的划分为低管理效率组。分组回归的结果见表9。可以看出,服务型 OFDI 的出口效应在不同管理效率企业间存在差异,管理效率高的企业能更好地实现服务型 OFDI 对出口二元边际的促进作用,与本文的预期一致。

3. 地区市场化程度。中国不同地区间的市场化进程存在显著差异,服务型 OFDI 对中国企业出口的促进作用可能会因地区市场化程度的不同而存在差异。具体而言,一方面,在市场化程度较高的地区,企业受到的政府干预相对较少,这有利于实现市场对生产资源

的优化配置,企业可以将有限的资源更好地投入到适应国内外市场需求的生产和创新活动中去^[46-47],进而强化服务型 OFDI 对出口的正向促进作用;另一方面,市场化程度越高意味着该地区的知识产权保护制度以及竞争环境越好^[48],这有助于降低企业研发创新决策和创新成果转化的实施难度,从而有利于服务型 OFDI 创新效应的发挥,最终对企业出口行为产生影响。综上所述,本文预期服务型 OFDI 对高市场化程度地区企业出口的正向影响更大。接下来,本文基于樊纲等^[49]测度的中国省级层面市场化指数,将高于中位数的归为高市场化程度地区,将低于中位数的归为低市场化程度地区,分别进行回归估计。表10的回归结果显示,无论是出口的扩展边际还是集约边际,交叉项 $du \times dt$ 的估计系数在高市场化程度地区均显著为正,而在低市场化程度地区均不显著。因此,进一步推进国内市场化进程、为企业营造良好的市场环境是助力企业出口的有效途径。

表9 异质性分析:母公司管理效率

	扩展边际		集约边际	
	(1) 管理效率低	(2) 管理效率高	(3) 管理效率低	(4) 管理效率高
$du \times dt$	0.185 7*	0.380 4***	0.389 7	1.044 8***
	(0.066 6)	(0.000 2)	(0.136 9)	(0.000 1)
du	0.025 4	-0.013 4	0.263 3	-0.175 2
	(0.765 4)	(0.877 4)	(0.291 5)	(0.484 3)
dt	-0.194 9**	-0.225 6***	-0.331 7	-0.672 6***
	(0.021 0)	(0.007 1)	(0.146 4)	(0.002 6)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/时间/地区	控制	控制	控制	控制
观测值	7 096	7 607	7 209	7 687
(Pseudo) R ²	0.183	0.205	0.316 6	0.326 4
LR	-4 161	-4 369	—	—

注:(1)括号中为 p 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。

表10 异质性分析:地区市场化程度

	扩展边际		集约边际	
	(1) 市场化程度低	(2) 市场化程度高	(3) 市场化程度低	(4) 市场化程度高
$du \times dt$	0.111 9	0.215 9**	0.367 5	0.465 1**
	(0.433 8)	(0.012 9)	(0.427 4)	(0.020 5)
du	-0.035 6	0.098 8	-0.129 3	0.327 7
	(0.612 7)	(0.239 9)	(0.558 2)	(0.107 5)
dt	-0.142 0	-0.183 8***	-0.353 6	-0.346 1*
	(0.211 2)	(0.008 5)	(0.316 2)	(0.058 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/时间/地区	控制	控制	控制	控制
观测值	7 306	7 451	7 392	7 505
(Pseudo) R ²	0.187	0.152	0.307 9	0.275 1
LR	-4 648	-3 769	—	—

注:(1)括号中为 p 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。

4. 单一服务和综合服务。在处理组中,有的企业仅在海外投资一种服务业(单一服务),如仅设立售后服务部门以更好地服务客户,仅设立研发部门以提升创新能力等;而有的企业则同时投资多种服务业(综合服务),如同时设立批发零售、研发、售后等服务部门。服务型 OFDI 对出口的促进作用可能会因投资服务种类的多寡而存在差异。例如,在海外同时开展批发零售和售后服务的企业,可以在销售母公司产品的同时提供售后服务,进而更好地维系与客户之间的关系,促进母公司出口。而仅投资批发零售业的企业则会因无法提供后续服务而流失客户。因此,本文预期企业在海外投资的服务种类越多,服务型 OFDI 的出口效应可能越大,即投资综合服务对出口的促进作用可能比投资单一服务更大。基于此,我们依据《名录》中关于企业在海外的经营范围信息,将仅经营一种服务业务的样本归为单一服务组,将同时经营多种服务业务的归为综合服务组,分别进行回归估计。表 11 的回归结果显示,无论是出口的扩展边际还是集约边际, $du \times dt$ 的估计系数在单一服务组和综合服务组中均显著为正,这表明企业在海外投资单一服务和综合服务都能促进母公司出口。但从系数值来看,投资综合服务对母公司出口二元边际的促进作用更大,与本文的预期一致。

5. 生产型对外直接投资与企业出口。本文至此已经考察了服务型 OFDI 对中国企业出口的影响,但是其产生的影响与生产型对外直接投资相比有何不同?对这个问题的回答有助于揭示服务型 OFDI 在 OFDI 与企业出口关系中所占据的地位。为进行对比,本文使用同样的方法对生产型投资的出口效应进行检验^⑨,回归结果汇报于表 12。其中,前两列是对企业出口扩展边际的检验,后两列是对企业出口集约边际的检验,第(1)列与第(3)列没有加入任何控制变量,第(2)列与第(4)列加入了全部控制变量。可以发现,无论是出口的扩展边际还是集约边际,交叉项 $du \times dt$ 的系数均为负,且不显著,说明生产型 OFDI 并不会促进非出口的企业转为出口,也不会促进已出口的企业扩大出口规模,即生产型 OFDI 对企业出口没有明显的影响。这与前文得到的服务型 OFDI 显著促进企业出口二元边际扩张的结论形成鲜明的对比,体现了在研究对外直接投资与企业出口关系的过程中,区分投资行业的重要性。

表 11 异质性检验:单一服务和综合服务

	扩展边际		集约边际	
	(1) 单一服务	(2) 综合服务	(3) 单一服务	(4) 综合服务
$du \times dt$	0.246 9*	0.312 4***	0.717 4**	0.829 6***
	(0.052 2)	(0.000 6)	(0.022 9)	(0.000 5)
du	0.128 8	-0.116 7	0.301 6	-0.336 7
	(0.175 2)	(0.146 2)	(0.262 6)	(0.162 9)
dt	-0.251 3***	-0.210 9***	-0.605 1**	-0.546 1**
	(0.004 7)	(0.009 6)	(0.013 0)	(0.011 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/时间/地区	控制	控制	控制	控制
观测值	6 079	8 454	6 184	8 516
(Pseudo) R ²	0.214	0.181	0.348 3	0.303 7
LR	-3 600	-4 814	—	—

注:(1)括号中为 p 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。

表 12 生产型对外直接投资的出口效应检验

	扩展边际		集约边际	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$du \times dt$	-0.156 8	-0.217 5	-0.351 4	-0.507 8
	(0.492 5)	(0.368 9)	(0.662 4)	(0.490 1)
du	0.001 5	0.201 6	0.177 3	0.712 6
	(0.994 2)	(0.302 2)	(0.804 4)	(0.242 1)
dt	-0.089 4	-0.254 1	-0.080 1	-0.509 6
	(0.543 5)	(0.131 2)	(0.882 5)	(0.301 7)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
行业/时间/地区	控制	控制	控制	控制
观测值	1 556	1 530	1 601	1 573
(Pseudo) R ²	0.215	0.341	0.263 9	0.436 2
LR	-1 078	-1 060	—	—

注:(1)括号中为 p 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。

五、机制检验

(一) 成本效应

在机理分析部分,本文提出服务型对外直接投资能够通过降低企业贸易成本而促进其出口。如果该推测成立,我们预期在贸易成本比较高的东道国设立服务部门,对母公司出口的促进作用将更大。具体地,我们借鉴 Novy^[50]的方法,使用式(4)来测度中国与其他国家之间的贸易成本。

$$TRCOST_{cnj} = TRCOST_{jcn} = 1 - \left[\frac{EXP_{cnj} EXP_{jcn}}{(GDP_j - EXP_j)(GDP_{cn} - EXP_{cn}) s^2} \right]^{\frac{1}{2\rho-2}} \quad (4)$$

其中, $TRCOST_{cnj}$ 和 $TRCOST_{jcn}$ 分别表示中国向 j 国和 j 国向中国出口的贸易成本(假定双边贸易成本对称, $TRCOST_{cnj} = TRCOST_{jcn}$), EXP_{cnj} 和 EXP_{jcn} 分别是中国向 j 国和 j 国向中国的出口额, GDP_{cn} 、 EXP_{cn} 和 GDP_j 、 EXP_j 分别是中国和 j 国的 GDP 与总出口, s 是双边可贸易份额(假定 $s = s_{cn} = s_j$) ρ 表示替代弹性。由式(4)可知,在其他条件一定的情况下,当双边贸易额上升即双方开展贸易较为容易时,贸易成本下降;当产出增加未能引致双边贸易增加时,双边贸易成本较大。此处使用的与出口相关的数据来自 UN Comtrade 数据库, GDP 数据来自 IMF 数据库。由于本文测算的贸易成本是一个比值,不会受到缩减指数的影响,因此出口额和 GDP 都使用当年值^[51]。就参数 s 和 ρ 而言,本文借鉴方虹等^[51]的做法,将 s 设定为 0.8, 将 ρ 设定为 5(低)、8(中)和 10(高)。在此基础上,我们按中国与投资东道国贸易成本的高低将样本分为两组:首先,计算出各个年份中国与投资东道国之间的贸易成本,取其均值作为综合反映中国与该国贸易成本的指标;其次,将各投资东道国按贸易成本均值由小到大排序,将高于中位数的归为高贸易成本国,将低于中位数的归为低贸易成本国。表 13 展示了检验结果。可以看到,无论 ρ 取 5、8 还是 10, 核心解释变量 $du \times dt$ 的估计系数均显著为正,这说明企业无论是向高贸易成本国还是向低贸易成本国进行服务型投资,都对出口二元边际有促进作用。但是从系数大小来看,投资高贸易成本国对企业出口扩展边际和集约边际的促进作用更大,与本文的预期一致。该结论从侧面印证了服务型对外直接投资通过成本效应驱动企业出口的作用渠道。

表 13 机制检验:成本效应

	扩张边际				集约边际			
	贸易成本($\rho=8; \rho=10$)		贸易成本($\rho=5$)		贸易成本($\rho=8; \rho=10$)		贸易成本($\rho=5$)	
	(1) 高	(2) 低	(3) 高	(4) 低	(5) 高	(6) 低	(7) 高	(8) 低
$du \times dt$	0.354 7** (0.016 5)	0.236 5*** (0.004 4)	0.440 5* (0.072 2)	0.240 0*** (0.001 5)	1.075 2*** (0.004 7)	0.563 4*** (0.008 5)	1.085 8* (0.051 8)	0.633 5*** (0.001 4)
du	-0.037 0 (0.752 7)	0.039 3 (0.574 6)	-0.040 2 (0.845 2)	0.010 8 (0.865 0)	-0.254 2 (0.454 5)	0.162 1 (0.429 9)	-0.315 5 (0.530 5)	0.036 9 (0.844 7)
dt	-0.288 8** (0.026 9)	-0.203 9*** (0.002 5)	-0.418 0** (0.044 9)	-0.204 4*** (0.001 0)	-0.498 7 (0.113 3)	-0.482 5*** (0.009 5)	-0.645 2 (0.141 1)	-0.464 4*** (0.007 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/时间/地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3 539	11 357	1 473	13 303	3 631	11 497	1 707	13 430
(Pseudo) R ²	0.188	0.190	0.236	0.179	0.319 7	0.313 8	0.409 5	0.300 4
LR	-1 925	-6 686	-803.0	-7 798	—	—	—	—

注:(1)括号中为 ρ 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;(4)分组回归时,本文首先筛选出高(低)贸易成本国对应的处理组企业,然后一一找出其对应的用 PSM 方法匹配上的对照组企业,合并后使用基准模型进行回归,由于不同处理组企业可能匹配上了相同的对照组企业,因此,分样本检验的观测值个数之和略大于基准回归中的观测值个数;(5)在 $\rho=8$ 和 $\rho=10$ 情况下划分的高低贸易成本国组别相同,因此得到的回归结果也相同。

(二) 创新效应

本文通过构建中介效应模型对创新效应的传导机制进行检验。具体地,我们选择企业的研发投入 $\ln(rd+1)$ 作为中介变量^⑩,分三步进行检验:首先,将因变量对基础自变量进行回归;其次,将中介

变量(研发投入)对基础自变量进行回归;最后,将因变量同时对基础自变量和中介变量进行回归^[52]。其中,第一步的回归结果见表5的第(3)列和第(6)列。第二步的回归结果汇报于表14的第(1)列。可以看出,服务型OFDI显著促进了企业研发创新水平的提升。由于在研发支出为非缺失值的样本中,有67.3%(6496/9651)的观测个体的研发支出数据为0,使用左截尾Tobit模型相比于OLS回归更能得到一致的估计,因此,本文采用Tobit模型对上述结果进行了验证。表14第(2)列的结果显示,使用Tobit模型仍然可以得到服务型OFDI对企业研发创新水平有促进作用的结论。表14中第(3)列和第(4)列汇报了因变量对基础自变量和中介变量的回归结果,可以看出,ln(rd+1)的估计系数至少在5%的水平下显著为正,说明研发创新能够明显促进企业出口二元边际扩张。此外,与表5中第(3)列和第(6)列的基准回归结果相比,交叉项 $du \times dt$ 的估计系数和 p 值均有所下降^①,这表明中介效应存在,即研发创新水平的提升是服务型OFDI促进企业出口的一个可能渠道。

六、结论与政策启示

在过去的几十年间,服务业已成为中国对外直接投资的主要领域,然而关于服务型OFDI的相关研究仍较为缺乏。在此背景下,本文采用1998—2007年中国工业企业数据库与《境外投资企业(机构)名录》合并得到的数据,运用倾向得分匹配和双重差分法,系统考察了服务型OFDI对中国工业企业出口行为的影响。结果表明,服务型OFDI显著促进了中国工业企业出口倾向和出口额的增长,但这种影响因企业特征、地区市场化程度、投资行业类型而存在异质性,具体包括:第一,就企业所有制而言,服务型OFDI显著促进了非国有企业出口,对国有企业没有明显的影响;第二,就母公司管理效率而言,服务型OFDI对投资前管理效率比较高的企业的出口促进作用更大;第三,从母公司所在地区的市场化程度来看,服务型OFDI显著促进了高市场化程度地区的企业出口,但对低市场化程度地区的企业出口没有明显影响;第四,从投资服务行业的种类来看,投资综合服务业(多种服务行业)对母公司出口的促进作用要比投资单一服务业更大。此外,本文还发现,生产型OFDI对企业出口没有明显的影响,生产型投资与服务型投资对出口影响的差异凸显了在对外直接投资促进企业出口中服务型投资的重要作用。进一步的影响机制检验表明,服务型OFDI通过降低企业出口的贸易成本和激励企业研发创新而促进其出口。

本文在一定程度上丰富了有关企业OFDI与出口之间关系的研究,从投资行业角度为两者之间的互补关系提供了新的经验解释。更为重要的是,本文的研究结论还具有明显的政策含义。本文的一个重要结论是,服务型OFDI有利于企业出口,这说明服务型OFDI已成为促进中国企业出口的一条重要途径。因此,政府应继续大力支持并引导企业向海外服务领域投资,通过嵌入东道国服务网络来开拓和维系国际市场。本文研究还发现,不同企业、地区、投资行业的服务型OFDI对企业出口的影响存在差异。为了更好地发挥服务型OFDI对企业出口的促进作用,一方面,政府要积极引导更多非国有企业、高管理效率企业进行投资,以充分利用海外服务部门带来的出口机会和国际市场变动信息等;另一方面,要不断推进市场化改革,减少政府对市场的过度干预,为企业营造良好的营商环境,助力服务型OFDI对出口的正向带动作用。此外,投资综合服务业能大幅度节约新产品推出时

表14 机制检验:创新效应

	(1) OLS	(2) Tobit	(3) 扩展边际	(4) 集约边际
ln(rd+1)			0.027 4*** (0.002 4)	0.047 8** (0.034 3)
$du \times dt$	0.588 0*** (0.000 0)	1.452 8*** (0.000 0)	0.209 7*** (0.003 6)	0.553 3*** (0.002 3)
du	0.300 8*** (0.000 8)	0.818 4*** (0.000 7)	0.037 3 (0.568 4)	0.125 6 (0.485 5)
dt	-0.134 5 (0.153 0)	-0.314 2 (0.270 0)	-0.212 0*** (0.000 4)	-0.512 9*** (0.001 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/时间/地区	控制	控制	控制	控制
观测值	9 518	9 520	9 421	9 518
(Pseudo) R ²	0.370 2	0.122	0.186	0.306 8
LR	—	-14 177	-5 288	—

注:(1)括号中为 p 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。

间,有利于企业优先占领市场,因此,政府要特别重视、鼓励和引导企业进行多种类的服务型投资。

注释:

- ①为了便于分析,本文混合使用对外直接投资和 OFDI 这两种表述。
- ②本文使用服务型对外直接投资泛指境外投资行业是服务业的对外直接投资,对投资方是否为服务业不加以限制。
- ③本文第三部分将详细介绍数据来源与服务型 OFDI 的界定。
- ④计算全要素生产率最常用的是 OP 法和 LP 法。然而,这两种方法都存在“函数相关性”问题,即劳动力是其他变量的确定函数,从而不能估计出劳动力的系数。Akerberg *et al.*^[35] 通过将劳动投入纳入中间投入函数改善了这一问题。因此,本文将采用 ACF 法,基于增加值模型来测算工业企业生产率。计算全要素生产率需要四个核心变量:工业增加值的对数值 y_{it} 、中间投入的对数值 m_{it} 、劳动投入的对数值 l_{it} 和实际资本存量的对数值 k_{it} 。其中,工业增加值使用各行业工业品出厂价格指数进行平减,中间投入使用各行业投入品价格指数进行平减,实际资本存量用永续盘存法估算,劳动投入使用企业年平均就业人数表示。
- ⑤中国本土企业在对外直接投资过程中存在“返程投资”的现象。这些投资者大多向中国香港、维尔京群岛、百慕大群岛和开曼群岛等国际避税地进行投资,然后再以对外直接投资的方式回到国内市场。其动机主要是融资或转变企业所有制性质以享受国内对外资企业的税收等优惠政策,并不是基于寻求资源、技术、市场等一般动机。因此,本文在原始样本中剔除了这类企业。
- ⑥为了得到一致的估计,本文对工业企业数据库中的样本异常值进行了如下处理:(1)剔除企业流动资产大于总资产的样本;(2)剔除总固定资产大于总资产的样本;(3)剔除固定资产净值大于总资产(不符合会计准则)的样本;(4)剔除企业雇员数量小于 8(缺乏可靠的会计系统)的样本。
- ⑦海外业务收入来自国泰安数据库中的财务报表附注数据库,其余上市企业相关数据来自 Wind 数据库。
- ⑧对外直接投资包括跨国并购和绿地投资两种模式,BvD Zephyr 数据库和 iDi Markets 数据库中分别包含有 1998—2017 年企业跨国并购和绿地投资的交易项目,根据企业名称将两者合并即可得企业对外直接投资交易信息。这两个数据库均为实时更新,可使本文得到最新的企业对外直接投资信息。
- ⑨在对生产型投资出口效应进行检验时,处理组的筛选方法与服务型投资类似,选取在样本期内从未向海外投资过服务行业且仅投资过生产行业的企业。
- ⑩研发投入变量用企业研发支出加 1 取对数来衡量。
- ⑪需要注意的是,由于研发指标 $\ln(rd+1)$ 有一定程度的缺失,因此使用该指标后样本量大幅度减少。为了验证结果的稳健性,本文还使用研发指标 $\ln(rd+1)$ 非缺失的样本重新对模型(1)和模型(2)进行回归,得到的 $du \times dt$ 系数分别为 0.225 0、0.581 4, p 值分别为 0.001 8、0.001 4。将其与表 14 第(3)列和第(4)列的结果进行比较,同样可以发现,在解释变量中加入 $\ln(rd+1)$ 后, $du \times dt$ 的系数和显著性依旧呈下降趋势(p 值上升),表明“创新效应”的渠道存在。

参考文献:

- [1] RAMASAMY B, YEUNG M. The determinants of foreign direct investment in services [J]. *The world economy*, 2010, 33 (4): 573-596.
- [2] 白重恩, 冀东星. 交通基础设施与出口: 来自中国国道主干线的证据 [J]. *世界经济*, 2018(1): 101-122.
- [3] 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+34.
- [4] ARNOLD J M, JAVORCIK B S, LIPSCOMB M, *et al.* Services reform and manufacturing performance: evidence from India [J]. *Economic journal*, 2016, 126(590): 1-39.
- [5] ARNOLD J M, JAVORCIK B S, MATTOO A. Does services liberalization benefit manufacturing firms? Evidence from the Czech Republic [J]. *Journal of international economics*, 2011, 85(1): 136-146.
- [6] 孙浦阳, 侯欣裕, 盛斌. 服务业开放、管理效率与企业出口 [J]. *经济研究*, 2018(7): 136-151.
- [7] 侯欣裕, 孙浦阳, 杨光. 服务业外资管制、定价策略与下游生产率 [J]. *世界经济*, 2018(9): 146-170.
- [8] KRAUTHEIM S. Export-supporting FDI [J]. *Canadian journal of economics/Revue canadienne d'économique*, 2013, 46 (4): 1571-1605.

- [9]CHEPTEA A ,EMLINGER C ,LATOCHE K.Multinational retailers and home country food exports [J].American journal of agricultural economics 2015 ,97(1) : 159-179.
- [10]EMLINGER C ,PONCET S.With a little help from my friends: multinational retailers and China's consumer market penetration [J].Journal of international economics 2018 ,112: 1-12.
- [11]田巍 余淼杰.汇率变化、贸易服务与中国企业对外直接投资 [J].世界经济 2017(11) : 23-46.
- [12]田巍 余淼杰.人民币汇率与中国企业对外直接投资: 贸易服务型投资视角 [J].国际经济评论 2019(5) : 44-56+5.
- [13]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(5) : 160-173.
- [14]HORST T.Firm and industry determinants of the decision to invest abroad: an empirical study [J].The review of economics and statistics ,1972 ,54(3) : 258-266.
- [15]HELPMAN E.A simple theory of international trade with multinational corporations [J].Journal of political economy , 1984 ,92(3) : 451-471.
- [16]MUNDELL R A.International trade and factor mobility [J].The American economic review ,1957 ,47(3) : 321-335.
- [17]MARKUSEN J R.Trade in goods and factors with international differences in technology [J].International economic review ,1985 ,26(1) : 175-192.
- [18]HEAD K ,RIES J.Overseas investment and firm exports [J].Review of international economics 2001 ,9(1) : 108-122.
- [19]毛其淋 许家云.中国对外直接投资促进抑或抑制了企业出口? [J].数量经济技术经济研究 2014(9) : 3-21.
- [20]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.
- [21]张春萍.中国对外直接投资的贸易效应研究 [J].数量经济技术经济研究 2012(6) : 74-85.
- [22]李洪亚.OFDI 技术寻求动机与出口强度——浙江跨国企业的证据 [J].产业经济研究 2019(3) : 14-26.
- [23]MELITZ M J.The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity [J].Econometrica , 2003 ,71(6) : 1695-1725.
- [24]TREFLER D.The long and short of the Canada-U.S.free trade agreement [J].American economic review 2004 ,94(4) : 870-895.
- [25]陈勇兵 陈宇媚 周世民.贸易成本、企业出口动态与出口增长的二元边际——基于中国出口企业微观数据: 2000—2005 [J].经济学(季刊) 2012(4) : 1477-1502.
- [26]BERNARD A B ,EATON J ,JENSEN J B ,et al.Plants and productivity in international trade [J].American economic review 2003 ,93(4) : 1268-1290.
- [27]ANDERSON J E ,VAN WINCOOP E.Trade costs [J].Journal of economic literature 2004 ,42(3) : 691-751.
- [28]李兵 李柔.互联网与企业出口: 来自中国工业企业的微观经验证据 [J].世界经济 2017(7) : 102-125.
- [29]KRUGMAN P R.Increasing returns ,monopolistic competition ,and international trade [J].Journal of International Economics ,1979 ,9(4) : 469-479.
- [30]官建成 马宁.我国工业企业技术创新能力与出口行为研究 [J].数量经济技术经济研究 2002(2) : 103-106.
- [31]黄先海 胡馨月 刘毅群.产品创新、工艺创新与我国企业出口倾向研究 [J].经济学家 2015(4) : 37-47.
- [32]TANAKA K.Firm heterogeneity and FDI in distribution services [J].The world economy 2015 ,38(8) : 1295-1311.
- [33]HEAD K ,RIES J.Heterogeneity and the FDI versus export decision of Japanese manufacturers [J].Journal of the Japanese and international economics 2003 ,17(4) : 448-467.
- [34]李磊 蒋殿春 王小霞.企业异质性与中国服务业对外直接投资 [J].世界经济 2017(11) : 47-72.
- [35]ACKERBERG D A ,CAVES K ,FRAZER G.Identification properties of recent production function estimators [J].Econometrica 2015 ,83(6) : 2411-2451.
- [36]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(5) : 142-158.
- [37]周茂 陆毅 陈丽丽.企业生产率与企业对外直接投资进入模式选择——来自中国企业的证据 [J].管理世界 , 2015(11) : 70-86.
- [38]GIRMA S ,GREENAWAY A ,KNELLER R.Does exporting increase productivity? A microeconomic analysis of matched firms [J].Review of international economics 2004 ,12(5) : 855-866.

- [39]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(5):10-27+62+179.
- [40]张杰,芦哲,郑文平等.融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入[J].世界经济,2012(10):66-90.
- [41]张先锋,张杰,刘晓斐.出口学习效应促进 OFDI:理论机制与经验证据[J].国际贸易问题,2016(4):155-165.
- [42]NOCKE V, YEAPLE S. Globalization and multiproduct firms[J]. International economic review, 2014, 55(4):993-1018.
- [43]BLOOM N, VAN REENEN J. Measuring and explaining management practices across firms and countries[J]. The quarterly journal of economics, 2007, 122(4):1351-1408.
- [44]QIU L D, YU M. Managerial efficiency and product decision: evidence from Chinese firms[R]. Mimeo, Peking University, 2016.
- [45]余官胜,范朋真,都斌.我国企业对外直接投资速度与经营效益——基于管理效率视角的实证研究[J].产业经济研究,2018(2):29-38.
- [46]戴魁早,刘友金.行业市场化进程与创新绩效——中国高技术产业的经验分析[J].数量经济技术经济研究,2013(9):37-54.
- [47]方军雄.市场化进程与资本配置效率的改善[J].经济研究,2006(5):50-61.
- [48]张杰,李克,刘志彪.市场化转型与企业生产效率——中国的经验研究[J].经济学(季刊),2011(2):571-602.
- [49]樊纲,王小鲁,朱恒鹏.中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2011 年报告[M].北京:经济科学出版社,2011.
- [50]NOVY D. Is the iceberg melting less quickly? International trade costs after World War II[R]. Warwick economic research paper, 2006, No.764.
- [51]方虹,彭博,冯哲等.国际贸易中双边贸易成本的测度研究——基于改进的引力模型[J].财贸经济,2010(5):71-76.
- [52]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(2):485-524.

(责任编辑:枫 远)

Service-oriented OFDI and export of Chinese enterprises

SU Erdou, XUE Jun

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: Based on the current situation that China's OFDI is concentrated in the service industry, using the data of micro enterprises from 1998 to 2007, this paper studies the impact of service-oriented OFDI on the export of Chinese enterprises by using the PSM and DID method. The study finds that: (1) On the whole, service-oriented OFDI has effectively promoted the export propensity of Chinese enterprises and the expansion of export scale; (2) This promotion is mainly reflected in non-state-owned enterprises, high management efficiency enterprises, high market-oriented areas and enterprises investing in various service industries; (3) Different from the service-oriented OFDI that significantly promotes the export of enterprises, the production-oriented OFDI will not affect the export of enterprises, which highlights the important position of service-oriented OFDI in the process of guiding enterprises to export through the "going out" strategy; (4) The decline of trade cost and the improvement of R&D innovation level are the possible channels for service-oriented OFDI to promote the export of enterprises. The conclusion of this study provides an empirical explanation for the complementary relationship between OFDI and export from the perspective of investment industry. At the same time, it is of great significance to objectively evaluate the micro effect of China's service-oriented OFDI and improve the OFDI policy mechanism.

Key words: service-oriented OFDI; export propensity; export scale; PSM; trade cost; R&D innovation