

# 地区服务业发展是否促进了中国 企业对外直接投资

——基于投入产出关系的研究

孙好雨

**摘要：**本文使用中国2004—2013年地区服务业发展与企业对外直接投资的数据，探究了上游服务业的发展能否以及如何促进企业的对外直接投资行为。研究结果显示：上游服务业的发展主要通过降低下游企业生产成本、提高企业效率、降低企业对外直接投资所面临不确定性等途径促进下游制造业企业对外直接投资；上游服务业发展仅能有效促进下游企业的垂直类与生产服务类对外直接投资，无法促进水平类对外直接投资；当投资目的地的服务业发展水平较高时，上游服务业的发展对下游制造业企业对外直接投资的促进作用更强。

**关键词：**服务业；投入产出关系；对外直接投资

[中图分类号] F832.6 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 03-0109-16

## 引言

随着经济全球化发展与跨国资本流动性的增强，中国的对外直接投资存量已由2002年的299.0亿美元增长为2018年的19 822.7亿美元，年均增速高达30.0%，越来越多的中国企业通过对外直接投资将产品的生产、销售、服务转移到境外。对外直接投资不仅能够帮助企业跨越运费等可变成本（Helpman et al., 2004）<sup>[1]</sup>，使得企业获得境外更为广阔的市场（Zhang and Daly, 2012）<sup>[2]</sup>、廉价的劳动力（Liu et al., 2010）<sup>[3]</sup>和丰富的资源（Kolstad and Wiig, 2012）<sup>[4]</sup>，还能够促使企业提升经营与出口规模（蒋冠宏和蒋殿春, 2014）<sup>[5]</sup>，获得技术逆向溢出（Chen et al., 2012）<sup>[6]</sup>，进而促进本土企业的进一步发展。因此，探究何种企业有能力进行对外直接投资，如何协助中国企业获得特定优势进行对外直接投资，对于我国进一步融入全球价值链，提高国际竞争实力和实现经济结构调整与资源优化配置均具有重要

[收稿日期] 2019-12-22

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“全球价值链背景下中美新型大国贸易关系与贸易利得研究”（18ZDA069）；国家社会科学基金青年项目“‘一带一路’沿线国家区域贸易协定的网络化发展研究”（20CJY046）

[作者信息] 孙好雨：上海立信会计金融学院国际经贸学院讲师，电子信箱 summer\_sunhaoyu@163.com

意义。遗憾的是,大量关于对外直接投资企业层级动因的研究均以 Helpman 等(2004)的理论为框架,认为制造业企业自身的生产率优势是其能够进行对外直接投资的根本原因,而实际上,投资企业与上游产业,尤其是上游服务业的投入产出关系亦能为企业提供特定优势,促进企业开展对外直接投资。

近年来中国的服务业持续发展,发展规模已于2012年超过了第二产业,且2015年超过中国总产出的一半,标志着中国已进入服务业主导的经济发展阶段。地区服务业的发展不仅能够为企业提供更便捷低价的投融资、会计审计、人员管理与后勤服务,从而降低企业生产成本,提高生产效率;还能够协助企业获得投资目的地的税收政策、贸易与投资政策、市场规模与合规经营等信息,从而降低企业在对外直接投资过程中所面临的不确定性。基于此,本文从企业的投入产出关系出发,检验了不同地区差异化服务业发展水平是否会对当地企业的对外直接投资决策产生差异化影响,还进一步探究了服务业发展促进当地企业对外直接投资的机制,本文的研究内容与以下两类文献密切相关。

第一,本文与研究企业对外直接投资动因的文献相关,Helpman 等(2004)采用理论模型证实了生产率最高的企业才能够通过对外直接投资的方式供给国外市场,此后大量文献均在此基础上采用不同国别数据探究企业生产率水平(Head and Ries, 2003)<sup>[7]</sup>或企业生产率水平的不确定性(Yalcin and Sala, 2014)<sup>[8]</sup>如何影响企业对外直接投资决策;也有文献认为企业的所有制优势(Ellis and Fausten, 2002)<sup>[9]</sup>、可移动能力(Nocke and Yeaple, 2007)<sup>[10]</sup>、信息优势(Oldenski, 2012)<sup>[11]</sup>与技术优势(Chen et al., 2012)<sup>[12]</sup>是企业进行对外直接投资的重要影响因素。在对中国问题的研究上,周茂等(2015)<sup>[13]</sup>、蒋冠宏(2015)<sup>[14]</sup>采用中国企业层级的数据证实了中国企业的投资决策与企业的生产率水平密切相关,但以上文献在研究企业投资动因时仅考虑了企业自身特性,忽略了企业的投入产出关系也是企业进行对外直接投资的先发优势之一。

第二,本文与研究发展中经济体服务业发展对其下游制造业企业发展水平影响的文献密切相关。例如,Arnold 等(2014)<sup>[15]</sup>采用印度数据,Yang 等(2018)<sup>[16]</sup>采用中国数据证实地区服务业发展促进了本土制造业企业的生产率水平提升。裴长洪和郑文(2011)<sup>[17]</sup>、韩剑(2015)<sup>[18]</sup>认为母国服务业的发展能够有效提升企业对外直接投资水平。但以上两篇文献忽视了企业个体由于所在地区服务业发展水平差异、所在行业投入的服务品差异,而受到服务业发展的差异化影响。Görg 和 Jabbour(2016)<sup>[19]</sup>采用法国的企业层级数据,在厘清投入产出关系的基础上证实了法国地区服务业的发展能够有效促进企业对外直接投资,但未进一步检验以上效应的产生机制,也并未对不同类型的对外直接投资进行差异化分析。

本文采用中国制造业企业数据,结合中国地区—行业层级的各细分服务业发展水平与企业的投入产出关系,探究了各个企业由于其所在地区、所在行业的差异而面临的上游服务业发展水平的差异是否会影响企业对外直接投资决策。本文发现:第一,地区服务业发展主要通过降低企业生产成本,提高企业生产效率,降低企业对外直接投资过程中面临的不确定性来促进企业对外直接投资;第二,上游服务业

发展仅对垂直类对外直接投资与生产服务类对外直接投资存在促进作用，无法促进水平类对外直接投资；第三，本土服务业发展与投资目的地服务业发展存在互补关系，即投资目的地的服务业发展水平较高时，本土服务业的发展能够有效地促进企业开展对外直接投资。

本文的边际贡献如下：第一，本文在探究地区服务业发展对企业对外直接投资的促进作用时，将不同行业的企业所具有的差异化投入产出关系考虑在内；第二，本文检验了地区服务业发展对不同类型对外直接投资的差异化促进作用；第三，本文检验了投资目的地的服务业发展水平与本国的服务业发展水平对企业对外直接投资促进作用之间的互补关系。本文的研究结论不仅明晰了服务业发展这一本土优势在企业对外直接投资过程中发挥的重要作用，还回答了何种对外直接投资最需要当地上游服务业的支持，以及向何种目的地投资更需要上游服务业的支持。本文的研究结论为中国企业“走出去”提供了理论与经验支持，具有重要的现实意义。

### 一、地区服务业发展事实特征描述

中国的服务业发展水平具有地区发展不均衡与细分行业发展不均衡的双重特征。中国服务业的发展水平与发展速度在各个地区呈现明显差异，与各地的服务业发展水平相对应，我国不同地区的对外直接投资水平也呈现出显著差异。为了进一步证实本文所论述的服务业发展水平与我国企业对外直接投资行为存在的密切关系，本文分别将东部、中部、西部各个地区省份一时间层级的服务业增加值与对外直接投资案例数量的关系在图1—图3中以散点图的形式呈现。

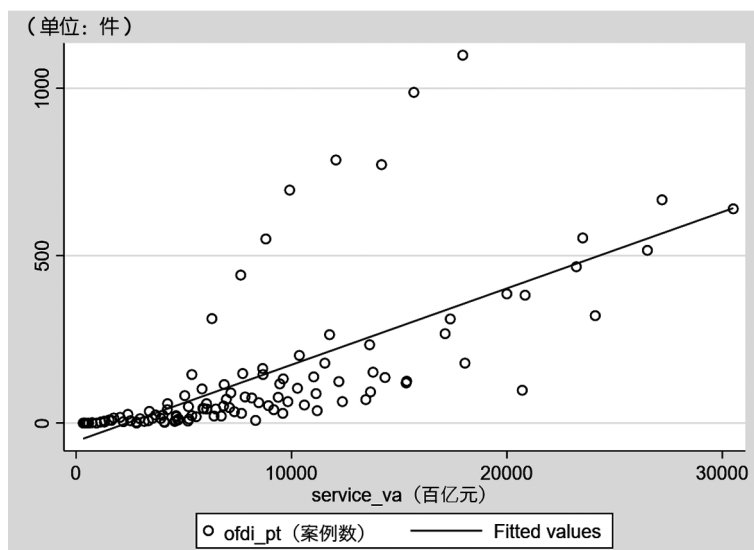


图1 东部地区服务业发展水平与对外直接投资的相关关系  
(2004—2013年)

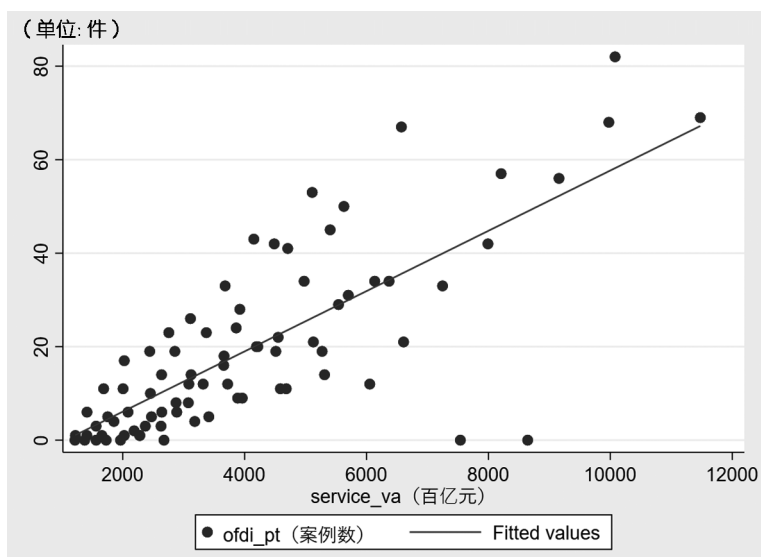


图2 中部地区服务业发展水平与对外直接投资的相关关系 (2004—2013年)

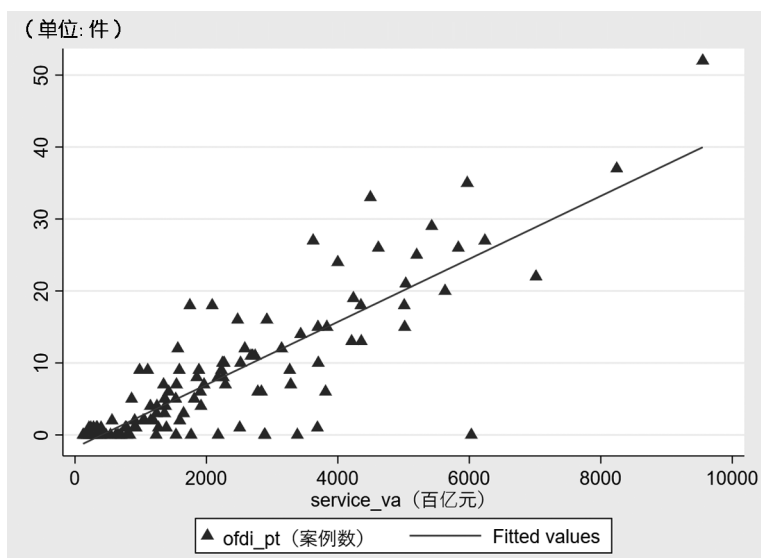


图3 西部地区服务业发展水平与对外直接投资的相关关系 (2004—2013年)

资料来源：在合并《境外投资企业（机构）备案结果公开名录》与《中国第三产业统计年鉴》的基础上，由作者测算而得。

在服务业总体发展水平相当的地区，不同服务业细分行业的发展水平仍存在很大的差异。不同的服务业由于其性质不同，对中下游企业对外直接投资的促进作用也存在显著的差异。比如仓储物流业、金融行业可以解决运输仓储、融资约束等企业对外直接投资过程中面临的难题，直接促进对外投资发展，而房地产业、餐饮住

宿业对于对外直接投资的促进作用就相对间接。同时,不同制造业行业的发展对于不同服务业的依赖程度也存在差异,资本密集型行业对于融资的依赖程度更高,因此金融行业的发展对其至关重要;而某些行业则更依赖于完善和便捷的仓储、物流和运输。据此,本文认为,在讨论地区服务业对企业对外直接投资的促进作用时,必须充分考虑不同地区的服务业内部结构差异、不同制造业行业对于不同服务业行业依赖程度的差异,厘清各类服务业与制造业企业之间的投入产出关系。

## 二、理论机制与研究假说

本文主要从上游服务业发展能够降低企业生产成本、提高企业生产效率和降低企业在对外直接投资过程中所面临的不确定性两方面分析其促进企业对外直接投资的机制。

在降低成本与提高生产效率方面,韩剑(2015)构建的行业层级模型以及 Bas (2019)<sup>[20]</sup>构建的企业异质性模型均显示,上游服务业发展规模的扩大、生产效率的增加能够降低下游制造业产出成本并提高生产效率。在实证方面, Lodefalk (2014)采用瑞典数据, Banga 和 Goldar (2004)<sup>[22]</sup>与 Arnold 等(2014)采用印度数据证实了服务业的发展能够有效促进制造业企业生产率水平的提高,此外也有大量文献采用中国数据证实了生产性服务业的集聚能够有效促进当地企业、尤其是制造业企业生产率水平的提升(惠炜和韩先锋, 2016<sup>[23]</sup>; 宣烨和余泳泽, 2017<sup>[24]</sup>; 于斌斌, 2017<sup>[25]</sup>)。而此后一系列关于对外直接投资企业异质性的研究显示,生产率水平优势是企业有能力进行对外直接投资的根本原因。基于此,本文提出了假说1。

H1: 地区服务业发展通过降低企业生产成本,提升企业生产效率的方式促进了企业的对外直接投资。

在降低企业在对外直接投资过程中所面临的不确定性方面,已有大量文献显示,投资目的地的汇率水平(Sung and Lapen, 2000<sup>[26]</sup>; Georgopoulos, 2008<sup>[27]</sup>)、税收政策(Wamser, 2011)<sup>[28]</sup>、贸易与投资政策(Görg et al., 2007<sup>[29]</sup>; Bjorvatna and Eckel, 2006<sup>[30]</sup>)、金融市场发展水平(Kandilov et al., 2016)<sup>[31]</sup>、政策风险(Janebea, 2002)<sup>[32]</sup>与市场规模(Conconi et al., 2016)<sup>[33]</sup>等不确定性因素均会影响企业的对外直接投资决策,因此企业需要在制定投资决策时充分考虑到境外投资的不确定性因素。而本土服务业的发展则能够为境内企业提供更多关于境外经营所需的税收政策、贸易政策与投资政策等方面的信息,还能为企业提供高质量的审计、合规经营与司法服务,降低企业在对外直接投资过程中面临的风险与不确定性。据此,本文提出了假说2。

H2: 地区服务业发展能够降低企业在对外直接投资过程中所面临的境外经济政策、市场环境等方面的不确定性,从而促进了企业开展对外直接投资。

由于不同类型的对外直接投资具有差异化特征,根据 Ishikawa 等(2010)<sup>[34]</sup>对生产服务类对外直接投资及 Markusen 等(1996)<sup>[35]</sup>对垂直类与水平类对外直接投资的定义,生产服务类对外直接投资企业与垂直类对外直接投资企业均需要在境内完成全部或部分产品的生产,而水平类对外直接投资则需要将全部生产步骤转移到境外,因

此本文得到了关于地区服务业发展对于不同类型对外直接投资差异化影响的假说3。

H3: 水平类对外直接投资无法享受到当地服务业发展通过投入产出关系为其带来的生产成本下降与生产效率提升, 因此服务业发展对于水平类对外直接投资的促进作用较小。

### 三、实证模型与数据介绍

#### (一) 实证模型设计与核心指标测度

探究地区服务业发展能否促进企业对外直接投资水平提升的理想研究, 是找到某个仅在部分地区实施的促进服务业发展速度改变的外生政策冲击, 由于并不存在类似政策, 本文采用不同地区、不同行业的企业所面临的服务业发展水平差异作为切入点, 以求在解决内生性问题的基础上论证上游服务业发展水平较高的企业具有更高的对外直接投资倾向。在解决内生性问题时, 本文使用了《中华人民共和国服务贸易具体承诺减让表》中所描述的不同服务业行业的外资开放程度, 参考 Goldsmith-Pinkham 等 (2018)<sup>[36]</sup> 的研究, 构造了工具变量, 模拟出由于不同服务业细分行业开放程度的差异而产生的不同地区服务业所面临的差异化外生冲击, 最大限度地降低内生性问题对本文实证结果造成的偏误影响。

本文检验地区服务业的发展能否有效促进当地企业对外直接投资的实证模型如下:

$$\text{prob}(OFDI=1)_{ft} = G(\alpha_p \text{service}_{ft} + \alpha_2 \text{firm}_{f,t-1} + fe_{ft} + fe_{pt} + fe_{ft} + \varepsilon_{ft}) \quad (1)$$

其中,  $OFDI$  为企业  $f$  在第  $t$  年是否进行了对外直接投资的虚拟变量, 若企业在第  $t$  年投资则该值取 1, 反之则取 0;  $\text{prob}(OFDI=1)_{ft}$  表示该企业在第  $t$  年进行对外直接投资的概率;  $G(\cdot)$  服从 Logistic 分布。核心解释变量  $\text{service}_{ft}$  构建如下:

$$\text{service}_{ft} = \sum_{j=1}^p \text{service\_va}_{jpt} \times \text{input\_per}_{jft} \quad (2)$$

其中,  $\text{service\_va}_{jpt}$  表示  $p$  地区在第  $t$  年的  $j$  服务业行业增加值 (百亿元),  $\text{input\_per}_{jft}$  表示  $f$  企业所需要的所有投入品中  $j$  行业的投入品在第  $t$  年的投入占比。  $\text{service}_{ft}$  表示  $f$  企业根据其位于  $p$  地区的第  $t$  年各项服务业投入比率为权重进行加权后的  $f$  企业面临的当地作为其投入品的服务业发展水平。该指标与仅采用  $p$  地区在第  $t$  年的服务业综合发展水平为指标相比, 更好地控制了投入比率存在差异的各个企业受到不同行业服务业发展水平变动的差异化影响。

为避免企业因为当地某一特定服务业发展水平较高, 而主动选择这一服务业的产品作为主要投入品的现象对本文实证结果产生的偏误影响, 本文采用 2002 年的投入产出关系替代样本当年的投入产出关系, 由此, 式 (2) 修改如下:

$$\text{service}_{ft} = \sum_{j=1}^p \text{service}_{jpt} \times \text{input\_per}_{jft} \quad (3)$$

其中,  $\text{input\_per}_{jft}$  这一变量的年份  $t$  均取 2002 年。

其他解释变量中,  $\text{firm}_{f,t-1}$  表示企业  $f$  在第  $t-1$  年<sup>①</sup>的各项表现水平, 以控制企

①其中, 控制企业所有制结构的变量与企业年龄的变量为企业在第  $t$  年的水平。

业—时间层级的各项因素对企业对外直接投资决策产生的影响。这一解释变量主要包含企业—时间层级的全要素生产率  $\ln(tfp)_{f,t-1}$ ，企业资本存量  $\ln(k)_{f,t-1}$  以雇员数衡量的企业规模  $\ln(emp)_{f,t-1}$ ，企业出口额  $\ln(exp)_{f,t-1}$ ，表示企业是否为国有企业的虚拟变量  $soe_{f,t}$ ，表示企业是否为外资企业的虚拟变量  $foreign-control_{f,t}$ ，企业年龄  $age_{f,t}$ 。在主回归使用的 Logit 模型中，为了控制企业所在行业受到的政策因素、需求因素、供给侧因素等对企业投资决策的影响，本文加入了行业层级的固定效应。为了控制企业所在地区的各项政策及发展因素对企业投资决策的影响，加入了地区层级的固定效应。为了控制时间趋势对企业投资决策的影响，本文也加入了时间层级的固定效应。此外，本文还采用 Probit 模型与线性概率模型 (LPM) 进行稳健性检验。

## (二) 数据来源及描述性统计

本文的实证研究主要采用了以下四类数据库的数据：描述企业经营状况的中国工业企业数据库；描述企业对外直接投资行为的《境外投资企业（机构）备案结果公开名录》（以下简称《名录》）；描述各地区各服务业行业发展水平的中国第三产业统计年鉴；描述企业投入产出关系的中国投入产出表。

中国工业企业数据库包含了符合经营规模<sup>①</sup>的所有工业企业，本文参考 Brandt 等 (2012)<sup>[37]</sup> 及 Feenstra 等 (2014)<sup>[38]</sup> 对工业企业数据库的处理办法，剔除了核心财务变量缺失、雇员数少于 8 人、不符合会计准则及企业存续年份大于 100 年或小于 0 年的样本。本文还参考李磊等 (2018)<sup>[39]</sup> 的方法仅保留了中国企业对外直接投资迅速发展的 2004—2013 年期间的样本进行实证研究。参照 Brandt 等 (2012) 的研究，本文将以上样本中包含的企业制作为非平衡面板。

本文使用《名录》作为企业对外直接投资的数据来源。该数据涵盖了 1970—2015 年共计 36 382 起中国企业对外直接投资的投资时间、企业名称、投资目的地与投资所进行的商业活动描述。本文在企业—时间层级合并了工业企业数据库与《名录》，同时保留了企业对外直接投资目的地信息。

本文使用的中国第三产业统计年鉴包含了中国 31 个省、直辖市、自治区<sup>②</sup>第三产业中各细分行业<sup>③</sup>的附加值水平，与中国工业企业数据库对应，本文保留了 2004—2013 年的样本进行研究。

本文采用 2002 年 122 行业投入产出表，并将其产出品行业与中国工业企业数据库中的 CIC4 位行业编码进行了对应，将投入品中的第三产业行业与第三产业统计年鉴中的各细分行业进行了对应。

在探究投资目的地的服务业发展水平与本土服务业发展水平对企业对外直接投资影响的关系时，本文采用了世界银行发布的世界发展指标数据库。该数据库包含了投资目的地—时间层级的服务业总发展水平、物流业发展水平、金融业发展水平，本

①2011 年以前经营规模要求为销售收入 500 万元及以上，2011 年（含）之后为经营规模要求为销售收入 2000 万元及以上。

②受数据所限，不包含香港特别行政区、澳门特别行政区和台湾省。

③细分行业包含了批发和零售业、交通运输仓储和邮政业、住宿和餐饮业、金融业、房地产业、其他第三产业共六个行业。

本文将这部分数据以投资目的地—时间为基准与对外直接投资数据进行了合并。

在表1中，本文呈现了对外直接投资企业与未对外直接投资企业所面临的当地服务业发展水平与其他企业层级变量的差异性。对外直接投资企业所面临的当地服务业发展水平显著高于未投资企业。同时，对外直接投资企业在投资前一年还具有全要素生产率水平高、资本存量高、雇员人数多、出口额大的特质。此外，对外直接投资企业的企业年龄、国有企业占比与外资企业占比也显著高于未投资企业。因此，本文在研究当地服务业发展水平对企业投资决策的影响时，需要对企业层级特性对企业投资的影响加以控制。

表1 投资企业与未投资企业的差异

| 变量                     | 所有企业  |       | 对外直接投资企业 |       | 未投资企业 |       | 差异水平<br>P 值 |
|------------------------|-------|-------|----------|-------|-------|-------|-------------|
|                        | 均值    | 标准差   | 均值       | 标准差   | 均值    | 标准差   |             |
| $service_{it}$         | 0.328 | 0.243 | 0.461    | 0.269 | 0.327 | 0.243 | 0.000       |
| $\ln(tfp)_{f,t-1}$     | 1.771 | 0.395 | 1.924    | 0.429 | 1.770 | 0.394 | 0.000       |
| $\ln(k)_{f,t-1}$       | 8.580 | 1.838 | 10.269   | 2.051 | 8.567 | 1.830 | 0.000       |
| $\ln(emp)_{f,t-1}$     | 4.866 | 1.069 | 6.009    | 1.358 | 4.857 | 1.061 | 0.000       |
| $\ln(exp)_{f,t-1}$     | 1.566 | 3.623 | 6.848    | 5.391 | 1.534 | 3.586 | 0.000       |
| $age_{it}$             | 9.967 | 8.659 | 13.880   | 9.965 | 9.944 | 8.646 | 0.000       |
| $soe_{it}$             | 0.060 | 0.237 | 0.072    | 0.269 | 0.059 | 0.236 | 0.000       |
| $foreign-control_{it}$ | 0.131 | 0.338 | 0.205    | 0.404 | 0.131 | 0.337 | 0.000       |

注：差异水平由 p 值表示。

#### 四、回归结果及稳健性检验

本文在表2呈现了根据式(1)采用三种不同实证模型进行回归的结果。表2第(1)列与第(2)列采用Logit模型进行回归，通过加入行业、省份、时间层级的固定效应，本文控制了特定年份、特定地区及特定行业在投资决策上的异质性。其中，核心解释变量  $service_{it}$  均在1%的水平上显著为正，其系数表示在控制其他条件不变的情况下，当企业所面临的作为其投入品的服务业部门平均发展水平存在1单位增长时，企业在当年进行对外直接投资的几率比(Odds ratio)增加26.50%<sup>①</sup>。此外， $\ln(tfp)_{f,t-1}$ 、 $\ln(k)_{f,t-1}$ 、 $\ln(emp)_{f,t-1}$ 、 $\ln(exp)_{f,t-1}$  均显著为正，说明生产率水平、资本存量、雇员人数及出口额均与企业对外直接投资决策正向相关， $age_{it}$  显著为正，表示越富有经验的企业越倾向于进行对外直接投资， $soe_{it}$  与  $foreign-control_{it}$  均显著为负，表示在控制了投入品的服务业发展水平、企业特质等因素以后，国有企业与外资企业均呈现出并不倾向于进行对外直接投资的企业特质。在第(3)列与第(4)列中，本文采用probit模型进行回归，在第(5)列与第(6)列采用了LPM回归方式，其回归结果显示各解释变量的系数符号与显著性均与主回归呈现出高度一致性<sup>②</sup>，表示本文的实证结果稳健。这一结

①企业进行对外直接投资的几率比(Odds ratio)即企业进行对外直接投资的几率与未进行对外直接投资的几率之比。其计算方法为  $e^{0.235}$ ，表示服务业发展水平存在1单位增长时，企业进行对外直接投资的几率比为此前的  $e^{0.235}$  倍。因此，企业进行对外直接投资几率比的增加为  $e^{0.235}-1$ 。下文几率比的计算方法相同。

②由于probit模型表示随机变量服从正态分布，其回归系数的含义为自变量对累积标准正态分布函数的逆作用，经济学含义不如logit模型直观，因此本文将其作为稳健性检验，只关注了其系数的符号与显著性是否与主回归一致。



果与 Görg 和 Jabbour (2016) 使用法国数据证实本土服务业发展能够有效促进企业对外直接投资的结果一致。由于本文的核心解释变量  $service_{it}$  在计算中使用了行业—省份层级的投入产出表, 与被解释变量并非处于同一层级, 为将这一问题考虑在内, 本文在第 (1)、(3)、(5) 列中选择行业—省份聚类标准误, 在第 (2)、(4)、(6) 列中选择行业聚类标准误作为显著性的判断标准, 本文此后的回归将全部报告行业—省份聚类标准误。此外, 由于本文的被解释变量是虚拟变量, 选择离散模型更为合理, 本文此后的稳健性检验与差异化分析均采用包含固定效应的 Logit 模型进行回归。

表2 总样本回归

| 变量<br>回归方式                              | (1)<br>Logit          | (2)<br>Logit          | (3)<br>Probit         | (4)<br>Probit         | (5)<br>LPM            | (6)<br>LPM            |
|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| $service_{it}$                          | 0.235 ***<br>(0.088)  | 0.235 ***<br>(0.085)  | 0.098 ***<br>(0.037)  | 0.098 ***<br>(0.036)  | 0.005 ***<br>(0.001)  | 0.005 ***<br>(0.002)  |
| $\ln(tfp)_{f,t-1}$                      | 0.172 ***<br>(0.027)  | 0.172 ***<br>(0.029)  | 0.099 ***<br>(0.011)  | 0.099 ***<br>(0.012)  | 0.005 ***<br>(0.000)  | 0.005 ***<br>(0.000)  |
| $\ln(k)_{f,t-1}$                        | 0.289 ***<br>(0.015)  | 0.289 ***<br>(0.017)  | 0.116 ***<br>(0.006)  | 0.116 ***<br>(0.007)  | 0.003 ***<br>(0.000)  | 0.003 ***<br>(0.000)  |
| $\ln(emp)_{f,t-1}$                      | 0.195 ***<br>(0.022)  | 0.195 ***<br>(0.022)  | 0.091 ***<br>(0.009)  | 0.091 ***<br>(0.009)  | 0.003 ***<br>(0.000)  | 0.003 ***<br>(0.000)  |
| $\ln(exp)_{f,t-1}$                      | 0.186 ***<br>(0.005)  | 0.186 ***<br>(0.006)  | 0.073 ***<br>(0.002)  | 0.073 ***<br>(0.002)  | 0.002 ***<br>(0.000)  | 0.002 ***<br>(0.000)  |
| $age_{it}$                              | 0.004 **<br>(0.002)   | 0.004 **<br>(0.002)   | 0.002 **<br>(0.001)   | 0.002 **<br>(0.001)   | 0.000 ***<br>(0.000)  | 0.000 ***<br>(0.000)  |
| $soe_{it}$                              | -0.865 ***<br>(0.079) | -0.865 ***<br>(0.096) | -0.335 ***<br>(0.032) | -0.335 ***<br>(0.041) | -0.003 ***<br>(0.001) | -0.003 ***<br>(0.001) |
| $foreign-control_{it}$                  | -0.987 ***<br>(0.062) | -0.987 ***<br>(0.079) | -0.367 ***<br>(0.024) | -0.367 ***<br>(0.030) | -0.010 ***<br>(0.001) | -0.010 ***<br>(0.001) |
| 固定效应                                    | 行业, 省份,<br>时间         | 行业, 省份,<br>时间         | 行业, 省份,<br>时间         | 行业, 省份,<br>时间         | 行业, 省份,<br>时间         | 行业, 省份,<br>时间         |
| 标准误                                     | 行业-省份<br>聚类           | 行业聚类                  | 行业-省份<br>聚类           | 行业聚类                  | 行业-省份<br>聚类           | 行业聚类                  |
| 观测值                                     | 2 080 529             | 2 080 529             | 2 080 529             | 2 080 529             | 2 080 529             | 2 080 529             |
| Pseudo R <sup>2</sup> (R <sup>2</sup> ) | 0.186                 | 0.186                 | 0.186                 | 0.186                 | 0.027                 | 0.027                 |

注: \*\*、\*\*\* 分别表示在 5%、1% 的水平上显著。

然而, 式 (1) 所示的实证模型可能存在因果倒置问题, 即地区服务业发展水平较高与企业对外直接投资之间的相关关系可能是由于企业对外直接投资的发展促进服务业企业在当地集聚引致的, 为解决这一问题, 本文仅保留首次进行对外直接投资的企业, 尝试解决企业此前的对外直接投资行为与服务业发展之间的相关关系对实证结果产生的偏误影响<sup>①</sup>。结果如表 3 的第 (1) — (3) 列所示, 核心解释变量  $service_{it}$  显著为正, 表明本文的实证结果在考虑到因果倒置的情况下仍具有稳健性。此外, 企业对外直接投资的决策除了受到企业自身因素、当地服务业发展水平等因素的影响以外, 还会受到其周边企业投资决策的影响, 本文在式 (1) 中分别

① 本文进一步采用工具变量的方式解决因果关系倒置的问题。

加入了  $OFDI\_count_{i,t-1}$  与  $OFDI\_count_{ip,t-1}$  两项变量,控制了行业—时间层级与行业—地区—时间层级企业对外直接投资的案例数,以控制企业通过其同行业其他企业或邻近区位的其他企业的投资行为,了解到投资目的地的需求,从而制定投资决策的可能性。实证结果分别如表3第(4)列与第(5)列所示,核心解释变量  $service_{jt}$  显著为正,表明在控制了周边企业的投资行为对企业自身投资决策的影响后,地区服务业的发展水平仍显著影响了企业自身的投资决策。此后,本文均采用控制  $OFDI\_count_{ip,t-1}$  的方式进行稳健性检验与差异化分析。

表3 稳健性检验

| 变量<br>回归方式                             | (1)<br>Logit        | (2)<br>Probit       | (3)<br>LPM          | (4)<br>Logit        | (5)<br>Logit        |
|--|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| $service_{jt}$                         | 0.412***<br>(0.090) | 0.145***<br>(0.031) | 0.002***<br>(0.000) | 0.413***<br>(0.090) | 0.382***<br>(0.089) |
| $OFDI\_count_{i,t-1}$                  |                     |                     |                     | 0.001*<br>(0.001)   |                     |
| $OFDI\_count_{ip,t-1}$                 |                     |                     |                     |                     | 0.016***<br>(0.003) |
| $jt$ 层级控制变量                            | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  | 控制                  |
| 固定效应                                   | 行业, 省份,<br>时间       | 行业, 省份,<br>时间       | 行业, 省份,<br>时间       | 行业, 省份,<br>时间       | 行业, 省份,<br>时间       |
| 观测值                                    | 2 068 878           | 2 068 878           | 2 068 878           | 2 068 878           | 2 068 878           |
| PseudoR <sup>2</sup> (R <sup>2</sup> ) | 0.115               | 0.116               | 0.006               | 0.116               | 0.117               |

注: 括号中报告了行业—省份聚类标准误; \*、\*\*\* 分别表示在 10%、1% 的水平上显著。

本文构造工具变量,采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归,以进一步解决因果倒置问题对本文实证结果的影响。依据孙浦阳等(2018)<sup>[40]</sup>采用《中华人民共和国服务贸易具体承诺减让表》(后简称《减让表》)<sup>①</sup>中的中国服务业各行业允许的最高外资参股比率作为中国服务业发展水平的代理变量,在此基础上,根据全国各地的服务业产业构成构建了不同地区不同服务业部门的差异化发展水平指标,具体构建方式如下:

$$open\_score_{pt} = \sum_{j=1} service\_open_j \times \frac{service\_va_{jpt}}{service\_va_{pt}} \quad (4)$$

其中,  $open\_score_{pt}$  表示位于  $p$  地区的企业在  $t$  年所面临的服务业开放程度。 $service\_open_j$  表示  $j$  服务业行业在《减让表》中所允许的外资最高参与度,根据孙浦阳等(2018)的解释,外资允许参与度越高,则服务业开放程度越高。 $service\_va_{jpt}$  表示  $p$  地区  $j$  服务业行业在第  $t$  年的增加值,  $service\_va_{pt}$  表示  $p$  地区所有服务业行业在第  $t$  年的增加值。该工具变量的构造思路依照 Goldsmith-Pinkham 等(2018)的构造方法,外资准入措施是于 2002 年生效的外生的国家政策规定,与各地区的经济发展水平、对外投资水平及服务业发展水平无关,从而满足了冲击的外生性。但是

① 本文采用了中华人民共和国中央人民政府国务院 2002 年公报增刊中的附件 9 作为依据。网址: [http://www.gov.cn/gongbao/content/2017/content\\_5168131.htm](http://www.gov.cn/gongbao/content/2017/content_5168131.htm)。

这一外生的冲击对于各个地区的影响由于各地服务业产业构成不同而存在差异，而正是这一差异引致了不同地区服务业的差异化发展，从逻辑上同时满足了工具变量所需的外生性与相关性。使用  $open\_score_{pt}$  作为工具变量的回归结果如表4第(1)列所示。第一阶段  $open\_score_{pt}$  的系数显著为正，满足了工具变量与内生变量的相关性。第二阶段的实证结果显示核心解释变量  $service_{jt}$  显著为正，且通过了工具变量检验<sup>①</sup>，表明地区服务业的发展在排除内生性的情况下确实能够有效促进企业对外直接投资。

表4 工具变量回归结果

| 变量                      | (1)                 |
|-------------------------|---------------------|
| 第一阶段                    |                     |
| $open\_score_{pt}$      | 0.048***<br>(0.000) |
| 第二阶段                    |                     |
| $service_{jt}$          | 0.550***<br>(0.052) |
| $OFDI\_count_{ip,t-1}$  | 0.005***<br>(0.001) |
| $jt$ 层级控制变量             | 控制                  |
| 固定效应                    | 行业, 省份, 时间          |
| 观测值                     | 2 068 878           |
| Wald test of exogeneity | Prob > chi2 = 0.000 |

注：\*\*\* 表示在 1% 的水平上显著。

## 五、机制检验与进一步分析

### (一) 机制检验

在本文的研究假说中，地区服务业发展主要通过以下两种机制实现：一是降低企业生产成本，提高企业生产效率；二是降低企业在对外直接投资过程中所面临的境外经济政策、市场环境等方面的不确定性。本文将分别对这两种机制进行检验。首先，本文将式(1)中的被解释变量替换为企业—时间层级的总成本与全要素生产率分别进行回归。实证结果如表5所示，第(1)列的被解释变量为企业成本  $\ln(cost)_{jt}$ ，核心解释变量  $service_{jt}$  显著为负；第(2)列的被解释变量为企业生产效率  $\ln(tfp\_acf)_{jt}$ ，此处企业的生产效率参照 Akerberg 等 (2015)<sup>[41]</sup> 的测算，本文也采用了 Olley 和 Pakes (1996)<sup>[42]</sup> 等方法测度企业生产效率作为稳健性检验，核心解释变量  $service_{jt}$  显著为正，表明上游服务业发展能够有效降低制造业企业的生产成本，提高企业生产效率，证实了第一条机制的合理性。为了证实第二条机制，本文采用企业对外直接投资目的地的经济政策不确定性指数 (Economic Policy Un-

<sup>①</sup>为了进行工具变量检验，在工具变量的回归中，本文采用了包含工具变量的 probit 模型，使用 ivprobit 的命令进行回归，检验结果报告的 Wald test of exogeneity 表示两个工具变量分别在 1% 和 10% 的显著性水平下拒绝了变量外生的假设，表示工具变量具有一定的解释力度。

certainty Index, 后简称 EPU)<sup>①</sup> 测度企业在对外直接投资过程中所面临的不确定性因素, 将全样本根据企业投资目的地的 EPU 分为进入 EPU 低目的地的分样本与进入 EPU 高目的地的分样本分别与未投资企业进行对比<sup>②</sup>。如果本文提到的机制二有效, 那么由于服务业的发展能够有效降低企业在对外直接投资过程中所面临的不确定性, 相对于进入 EPU 低目的地而言, 服务业的发展更有利于企业向 EPU 高目的地进行投资。实证结果如表 5 第 (3) 列与第 (4) 列所示, 只有当企业向 EPU 较高的目的地进行对外直接投资时, 服务业的发展才能有效促进企业的对外直接投资, 从侧面证实了机制二的合理性。

表 5 机制检验

| 变量                                     | (1)                   | (2)                  | (3)                 | (4)                  |
|--|-----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
|  | 机制一检验                 |                      | 机制二检验               |                      |
| 样本                                     | 全样本                   | 全样本                  | EPU 低               | EPU 高                |
| 被解释变量                                  | $\ln(cost)_{jt}$      | $\ln(tfp\_acf)_{jt}$ | $OFDI_{jt}$         | $OFDI_{jt}$          |
| $service_{jt}$                         | -0.245 ***<br>(0.028) | 0.076 ***<br>(0.013) | -0.037<br>(0.099)   | 0.144 ***<br>(0.033) |
| $OFDI\_count_{ip,t-1}$                 | -0.002 ***<br>(0.001) | 0.076 ***<br>(0.013) | 0.023 **<br>(0.011) | 0.019 ***<br>(0.005) |
| $jt$ 层级控制变量                            | 控制                    | 控制                   | 控制                  | 控制                   |
| 固定效应                                   | 行业, 省份, 时间            | 行业, 省份, 时间           | 行业, 省份, 时间          | 行业, 省份, 时间           |
| Observations                           | 2 068 806             | 2 062 969            | 1 656 278           | 1 731 841            |
| PseudoR <sup>2</sup> (R <sup>2</sup> ) | 0.614                 | 0.108                | 0.177               | 0.133                |

注: \*\*、\*\*\* 分别表示在 5%、1%的水平上显著。

## (二) 分投资类型的分析

本文进一步检验了假说 3 提出的服务业发展是否会对不同类型的对外直接投资产生差异化的促进作用。本文将《名录》中每一起投资商业活动的描述依据 Ishikawa 等 (2010) 与 Markusen 等 (1996) 对三类对外直接投资的定义, 与中国工业企业数据库中的企业所在行业及三类主营产品进行对比。参照 Fresard 等 (2018)<sup>[43]</sup> 与孙好雨 (2019)<sup>[44]</sup> 通过词汇识别的方法, 将对外直接投资案例区分为水平类、垂直类及生产服务类对外直接投资。三类对外直接投资的回归结果如表 6 所示, 其中, 地区服务业水平的发展无法有效促进水平类对外直接投资, 但能够有效地促进垂直类与生产服务类对外直接投资。这与本文的假说 3 一致, 表明水平类对外直接投资的特质是将本土的生产步骤全部转移到国外 (Markusen et al., 1996), 因此无法再使用本土的服务业作为投入品。

<sup>①</sup>数据来源于 <http://www.policyuncertainty.com>, 使用 EPU 测度投资目的地的不确定性, 综合考虑了投资目的地的贸易与投资政策、税收政策、市场发展预期等众多不确定性因素。

<sup>②</sup>不能够通过加入投资目的地 EPU 与服务业发展水平交乘项来检验的原因在于, 样本中不仅包含了投资企业、还包含了未投资企业, 未投资企业无法匹配到投资目的地, 因此也无法获得 EPU 的值。

表6 分投资类型的回归结果

| 变量                     | (1)                  | (2)                  | (3)                  |
|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 分样本                    | 水平类投资                | 垂直类投资                | 生产服务类投资              |
| $service_{it}$         | 0.472<br>(0.347)     | 0.451**<br>(0.226)   | 0.373*<br>(0.200)    |
| $OFDI\_count_{ip,t-1}$ | -1.176***<br>(0.155) | -0.770***<br>(0.110) | -0.901***<br>(0.098) |
| $it$ 层级控制变量            | 控制                   | 控制                   | 控制                   |
| 固定效应                   | 行业, 省份, 时间           | 行业, 省份, 时间           | 行业, 省份, 时间           |
| 观测值                    | 2 060 232            | 2 051 397            | 2 064 106            |
| Pseudo R <sup>2</sup>  | 0.124                | 0.087                | 0.124                |

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

### (三) 本国服务业发展水平与投资目的地服务业发展水平的互补关系

本文为了进一步验证在投资目的地服务业水平存在差异的情况下, 投资企业所在地区服务业的发展是否会对企业开展对外直接投资产生差异化的影响, 分别选取了服务业总发展水平、物流业发展水平、金融业发展水平三项影响企业投资决策的投资目的地指标, 并将其按照投资目的地水平高低进行划分<sup>①</sup>, 查看本土的服务业发展水平是否会对企业投资到服务业发展水平不同的目的地产生差异化的影响。表7第(1)列与第(2)列显示, 当投资目的地的服务业发展水平较低时, 本土的服务业发展无法有效促进企业对外直接投资决策。第(3)列与第(4)列同样显示, 只有当投资目的地物流业发展水平较高时, 本土服务业的发展才能有效促进企业对外直接投资。第(5)列与第(6)列显示, 当投资目的地的金融发展水平较低时, 1单位本土服务业水平的增长, 仅能带来企业对外直接投资几率比增加9.20%, 而当投资目的地的金融发展水平较高时, 1单位本土服务业水平的增长, 能够为企业对外直接投资带来13.31%的几率比增加<sup>②</sup>。以上结果均显示, 倘若投资目的地的服务业发展水平较高, 则本土服务业发展水平对企业对外直接投资决策的影响较强, 体现了本土服务业发展水平与投资目的地服务业发展水平之间的互补作用。

表7 本国服务业发展水平与投资目的地服务业发展水平的互补关系

| 变量                     | 服务业发展水平 (总)         |                      | 物流业发展水平              |                      | 金融业发展水平              |                      |
|------------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                        | (1)                 | (2)                  | (3)                  | (4)                  | (5)                  | (6)                  |
| 分样本                    | 低                   | 高                    | 低                    | 高                    | 低                    | 高                    |
| $service_{it}$         | -0.087<br>(0.108)   | 0.107***<br>(0.023)  | -0.023<br>(0.067)    | 0.107***<br>(0.023)  | 0.088*<br>(0.050)    | 0.125***<br>(0.025)  |
| $OFDI\_count_{ip,t-1}$ | -0.676**<br>(0.290) | -0.914***<br>(0.067) | -1.025***<br>(0.236) | -0.889***<br>(0.070) | -0.702***<br>(0.136) | -0.758***<br>(0.080) |
| $it$ 层级控制变量            | 控制                  | 控制                   | 控制                   | 控制                   | 控制                   | 控制                   |
| 固定效应                   | 行业, 省份, 时间          | 行业, 省份, 时间           | 行业, 省份, 时间           | 行业, 省份, 时间           | 行业, 省份, 时间           | 行业, 省份, 时间           |
| 观测值                    | 1 646 582           | 2 011 611            | 1 652 577            | 1 977 266            | 1 687 548            | 1 897 944            |
| Pseudo R <sup>2</sup>  | 0.106               | 0.120                | 0.107                | 0.124                | 0.138                | 0.123                |

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

①以全部投资目的地的各项指标中位数为划分发展水平高低的依据。

②表7中的所有系数均已进行标准化处理, 可进行横向比较。

## 六、结论与建议

本文通过合并2004—2013年中国工业企业数据库、《名录》与第三产业统计年鉴的数据,在考虑了企业投入产出关系的情况下检验了地区上游服务业的发展对下游制造业企业开展对外直接投资的促进作用。研究结果显示:第一,地区上游服务业的发展能够通过降低下游制造业企业生产成本,提高企业生产效率以及降低企业对外直接投资所需支付的固定成本等途径使企业获得特定优势,有效促进下游制造业企业开展对外直接投资;第二,上游服务业发展仅能有效促进下游企业的垂直类对外直接投资与生产服务类对外直接投资,无法促进水平类对外直接投资;第三,在投资目的地服务业发展水平较高时,企业所在地区上游服务业的发展更能有效促进企业对外直接投资。

本文的研究结果为企业对外直接投资的特定优势来源提供了基于地区发展与产业关联视角的新思路,具有重要的政策含义。首先,各地区应当关注服务业的发展水平,制定相应政策提高与生产密切相关,能够直接作为制造业企业投入品的生产性服务业发展水平,从而为制造业企业提供更为丰富、高质、低价的服务业投入品;其次,应加强制造业与服务业企业之间的交流合作,充分发挥服务业在制造业企业对外直接投资过程中的作用,有效降低制造业企业的投资风险与固定成本;最后,根据企业所在地区不同的服务业发展水平,选择更为适宜的目的地进行对外直接投资,一般而言,服务业发展水平更高的投资目的地往往具有更为广阔的市场和更为先进的技术,而对这些目的地进行对外直接投资能够促使我国企业得到更多市场获取或技术逆向溢出方面的收益。因此,具有更强大的上游服务业支持的制造业企业有能力凭借自身优势进入服务业发展水平较高、市场更为广阔或技术水平先进的目的地进行对外直接投资,充分利用自身的特定优势获得更大的收益。

### [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): 300-316.
- [2] ZHANG X, DALY K. The Determinants of China's Outward Foreign Direct Investment [J]. *Emerging Markets Review*, 2012, 12 (4): 389-398.
- [3] LIU X, LOVELY M E, ONDRICH J. The Location Decisions of Foreign Investors in China: Untangling the Effect of Wages Using a Control Function Approach [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2010, 92 (1): 160-166.
- [4] KOLSTAD I, WIIG A. What Determines Chinese Outward FDI? [J]. *Journal of World Business*, 2012, 41 (1): 26-34.
- [5] 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.
- [6] CHEN V Z, LI J, SHAPIRO D M. International Reverse Spillover Effects on Parent Firms: Evidences from Emerging-market MNEs in Developed Markets [J]. *European Management Journal*, 2012, 30 (3): 204-218.
- [7] HEAD K, RIES J. Heterogeneity and the FDI versus Export Decision of Japanese Manufacturers [J]. *Japanese Int. Economics*, 2003 (17): 448-467.
- [8] YALCIN E, SALA D. Uncertain Productivity Growth and the Choice between FDI and Export [J]. *Review of International Economics*, 2014, 22 (1): 189-208.

- [9] ELLIS C J, FAUSTEN D. Strategic FDI and Industrial Ownership Structure [J]. *Canadian Journal of Economics*, 2002, 35 (3): 476-494.
- [10] NOCKE V, YEAPLE S. Cross-border Mergers and Acquisitions vs. Greenfield Foreign Direct Investment: The Role of Firm Heterogeneity [J]. *Journal of International Economics*, 2007, 72 (2): 336-365.
- [11] OLDENSKI L. Export Versus FDI and the Communication of Complex Information [J]. *Journal of International Economics*, 2012, 87 (2): 312-322.
- [12] CHEN Y, HORSTMANN I J, MARKUSEN J R. Physical Capital, Knowledge Capital and the Choice between FDI and Outsourcing [J]. *Canadian Journal of Economics*, 2012, 45 (1): 1-15.
- [13] 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.
- [14] 蒋冠宏. 企业异质性和对外直接投资——基于中国企业的检验证据 [J]. *金融研究*, 2015 (12): 81-96.
- [15] ARNOLD J M, JAVORCIK B, LIPSCOMB M, et al. Service Reform and Manufacturing Performance: Evidence from India [J]. *The Economic Journal*, 2014, 126 (2): 1-39.
- [16] YANG F F, YEH A G O, WANG J. Regional Effects of Producer Services on Manufacturing Productivity in China [J]. *Applied Geography*, 2018 (97): 263-274.
- [17] 裴长洪, 郑文. 国家特定优势: 国际投资理论的补充解释 [J]. *经济研究*, 2011 (11): 21-35.
- [18] 韩剑. 母国服务业发展对企业对外直接投资影响——基于 OECD 国家数据的实证研究 [J]. *财贸经济*, 2015 (3): 113-123.
- [19] GÖRG H, JABBOUR L. Availability of Business Services and Outward Investment: Evidence from French Firms [J]. *Review of International Economics*, 2016, 24 (4): 797-819.
- [20] BAS M. The Effect of Communication and Energy Service Reform on Manufacturing Firms' Innovation [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2020, 48 (2): 339-362.
- [21] LODEFALK M. The Role of Services for Manufacturing Firm Exports [J]. *Review of World Economy*, 2014 (150): 59-82.
- [22] BANGA R, GILDAR B. Contribution of Services to Output Growth and Productivity in Indian Manufacturing: Pre and Post Reforms' [R]. *ICRIER Working Paper*, 2004, 139.
- [23] 惠炜, 韩先锋. 生产性服务业集聚促进了地区劳动生产率吗 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2016 (10): 37-56.
- [24] 宣烨, 余泳泽. 生产性服务业集聚对制造业企业全要素生产率提升研究——来自 230 个城市微观企业的证据 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2017 (2): 89-104.
- [25] 于斌斌. 生产性服务业集聚能提高制造业生产率吗——基于行业、地区和城市异质性视角的分析 [J]. *南开经济研究*, 2017 (2): 112-132.
- [26] SUNG H, LAPEN H E. Strategic Foreign Direct Investment and Exchange Rate Uncertainty [J]. *International Economic Review*, 2000, 41 (2): 411-423.
- [27] GEORGOPOULOU G J. Cross-border Mergers and Acquisitions: Does the Exchange Rate Matter? Some Evidence for Canada [J]. *Canadian Journal of Economics*, 2008, 41 (2): 450-474.
- [28] WAMSER G. Foreign (In) Direct Investment and Corporate Taxation [J]. *Canadian Journal of Economics*, 2011, 44 (4): 1497-1524.
- [29] GORG H, HIJZEN A, MANCHIN M. Cross-Border Mergers & Acquisitions and the Role of Trade Costs [R]. *ECONSTOR Working Paper*, 2007.
- [30] BJORVATNA K, ECKEL C. Policy Competition for Foreign Direct Investment between Asymmetric Countries [J]. *European Economic Review*, 2006, 50 (7): 1891-1907.
- [31] KANDILOV I T, LEBEBICIOGLU A, PETKOVA N. The Impact of Banking Deregulation on Inbound Foreign Direct Investment: Transaction-level Evidence from The United States [J]. *Journal of International Economics*, 2016 (100): 138-159.
- [32] JANEBEA E. Attracting FDI in a Politically Risky World [J]. *International Economic Review*, 2002, 43 (4): 1127-1155.

- [33] CONCONI P, SAPIRA A, ZANARDI M. The International Process of Firms: From Exports to FDI [J]. *Journal of International Economics*, 2016 (99): 16-30.
- [34] ISHIKAWA J, MORITA H, MUKUNOKI H. FDI in Post-production Services and Product Market Competition [J]. *Journal of International Economics*, 2010, 82 (1): 73-84.
- [35] MARKUSEN J R, VENABLES A J, KONAN D E, et al. A Unified Treatment of Horizontal Direct Investment, Vertical Direct Investment and the Pattern of Trade in Goods and Services [R]. NBER Working Paper, 1996, 5696.
- [36] GOLDSMITH\_PINKHAM P, SORKIN I, SWIFT H. Bartik Instrument: What, When, Why and How [R]. NBER Working Paper, 2018, 24408.
- [37] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. *Journal of Development Economics*, 2012 (97): 339-351.
- [38] FEENSTRA R C, LI Z, YU M. Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2014 (96): 729-744.
- [39] 李磊, 冼国明, 包群. “引进来”是否促进了“走出去”——外商投资对中国企业对外直接投资的影响 [J]. *经济研究*, 2018 (3): 142-156.
- [40] 孙浦阳, 侯欣裕, 盛斌. 服务业开发、管理效率与企业出口 [J]. *经济研究*, 2018 (7): 136-151.
- [41] ACKERBERG D A, CAVES K, FRAZER G. Identification Properties of Recent Production Function Estimators [J]. *Econometrica*, 2015, 83 (6): 2411-2451.
- [42] OLLEY G S, PAKES A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [R]. NBER Working Paper, 1992, 3977.
- [43] FRESARD L, HOBERG G, PHILLIPS G. Vertical Acquisitions, Integration and the Boundaries of the Firm [R]. SSRN Working Paper, 2018.
- [44] 孙好雨. 对外投资与对内投资: 替代还是互补 [J]. *财贸经济*, 2019 (6): 117-130.

(责任编辑 王 瀛)

## Does the Development of Domestic Service Industry Promote OFDI of Chinese Manufacturing Firms —Research Based on Input-Output Linkages

SUN Haoyu

**Abstract:** Combining firm-level OFDI data with provincial statistical yearbook of the tertiary industry over the period 2004-2013, this paper studied whether and how the development of upstream local service in a home country affected a downstream firm's decision to be a multinational. It reveals that the development of upstream service industry promotes the OFDI of downstream manufacturing firms, which is driven by lower marginal cost, higher productive efficiency and less uncertainty in their potential market. This finding is driven by vertical OFDI rather than horizontal OFDI. Upon a well-developed destinations, it is the upstream service industry that exerts the stronger effect in promoting OFDI. This paper sheds new light on a mutually-enhanced development strategy, in which policy makers may facilitate local industrial services on one hand, and promotes OFDI on the other.

**Keywords:** Service Industry; Input-Output Linkages; Outward Foreign Direct Investment