

# 服务业“引进来”是否促进了 制造业“走出去”

——基于上下游产业关联视角的分析

苏二豆 郭娟娟 薛军

**摘要：**服务业是中国进一步深化改革和扩大高水平对外开放的重点，为培育中国制造业对外直接投资竞争优势提供了新契机。本文基于中国A股上市企业数据，通过构建服务业外资政策调整指数，从上下游产业关联的视角考察了上游服务业“引进来”对下游制造业企业“走出去”的影响。研究表明：上游服务业外资政策调整通过产业关联对下游制造业企业对外直接投资倾向的提升和投资规模的增加产生了明显的促进作用。结合服务业所具备的知识密集与信息沟通特性进行的机制分析显示，服务业外资政策调整不仅能通过引进与创新相关的高级生产要素促进下游制造业企业技术创新，提升企业对外投资的技术优势，还能凭借外资服务部门与国际市场之间的天然网络联系有效缓解下游企业与国际市场之间的信息摩擦，提升企业对外投资的信息优势。异质性分析显示，服务业外资政策调整的投资促进效应在不同企业、不同行业之间存在一定的差异。研究结论揭示了我国扩大服务业开放进程中的国际投资效应，对促进中国双向投资协调发展和优化国际化战略路径选择具有重要启示。

**关键词：**服务业外资政策调整；对外直接投资；技术创新；信息摩擦

[中图分类号] F279 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2023) 1-0071-18

## 一、引言及文献综述

近年来，中国企业“走出去”的步伐不断加快，对外直接投资（Outward Foreign Direct Investment, OFDI）实现了迅猛发展。根据历年《中国对外直接投资

[收稿日期] 2022-10-11

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目“世界经济新格局下的创新保护研究”（18AZD001）；首都经济贸易大学新入职青年教师科研启动基金项目“服务型OFDI对中国企业转型升级的影响研究”（XRZ2022044）；北京市教育委员会社科计划一般项目“北京市企业对‘一带一路’沿线国家直接投资风险及防范研究”（SM202110038012）

[作者信息] 苏二豆：首都经济贸易大学经济学院讲师、硕士生导师；郭娟娟（通讯作者）：上海社会科学院世界经济研究所助理研究员，电子邮箱 gj967056@163.com；薛军：南开大学经济学院教授、博士生导师

统计公报》数据，2003—2020年，中国OFDI流量从28.5亿美元增加到1537.1亿美元，18年间增长了约52倍，年均增长率高达31.1%。对外直接投资是企业获取国际资源、融入全球生产网络进而实现进一步发展的有效方式。因此，探究中国企业对外直接投资的新增长点和时代契机，协助中国企业获取特定优势以进行对外直接投资，对于提升我国国际竞争力和构建全面开放新格局具有重要的意义。

根据国际生产折衷理论，企业开展对外直接投资需要同时具备所有权优势、区位优势 and 内部化优势（Dunning, 1977）<sup>[1]</sup>。其中，所有权优势是指企业拥有或掌握某种财产权和无形资产的优势，包括技术优势和信息优势等（Dunning, 1977）。不难推测，在给定区位优势和内部化优势的情况下，若企业在新技术和信息获取等方面具有特定优势，则其开展对外直接投资活动的可能性将更大（金祥义和张文菲，2021）<sup>[2]</sup>。服务是制造业重要的中间投入，对于制造业的发展具有支撑、牵引及推动作用（Arnold et al., 2016<sup>[3]</sup>；顾雪芹，2020<sup>[4]</sup>；Arnold et al., 2011<sup>[5]</sup>），尤其对于OFDI企业而言，其在对外投资过程中面临更加复杂的税务、管理、法律等领域的问题，需要有高质量的配套服务作为支持。

我国服务业的发展主要得益于对外开放，以开放促改革，通过开放引入市场竞争一直是我国经济发展方略的主要方向（孙浦阳等，2018<sup>[6]</sup>；陈林和罗莉娅，2014<sup>[7]</sup>；殷华方等，2006<sup>[8]</sup>）。其中，外资准入政策调整是我国服务业扩大开放的重要体现（侯欣裕等，2020）<sup>[9]</sup>。自1995年起，国家发展改革委和商务部联合发布《外商投资产业指导目录》（简称《指导目录》），对各产业允许吸收外商投资的程度进行了规定，是我国在规范外商投资方面操作性最强的一部法规。从历年颁布的《指导目录》来看，总体上，我国外资准入政策存在着时间上和产业上的动态调整，且呈现出管制逐步放松的特征。但与已基本实现完全开放的制造业相比，服务业的外资开放进程还较为缓慢。这客观上阻碍了服务业竞争力的提升，也制约了制造业由“量”向“质”的跨越以及其对外直接投资的扩张。为此，我国政府将服务业作为下一步对外开放的重点。“十四五”规划和2035年远景目标纲要指出，要进一步放宽市场准入、深化服务领域改革开放。2022年政府工作报告也明确指出，要积极利用外资，支持外资加大在研发、现代服务等领域的投资。那么，从实践效果来看，服务业外资政策调整是否能通过上下游产业关联影响中国制造业企业对外直接投资？如果是，其理论逻辑是怎样的？对于这些问题的回答不仅有助于客观评估中国服务业外资政策调整的微观成效，还能为对外开放政策如何更好地服务于制造业发展提供启示。

服务业外资政策调整如何影响制造业企业对外直接投资呢？主要有两个渠道：首先，已有研究表明，服务业中蕴含着丰富的知识、技术等高级要素（刘志彪，2008）<sup>[10]</sup>，吸引外资服务部门进入国内市场能够促进下游制造业企业创新水平的提升，增强企业技术创新优势（邵朝对等，2021<sup>[11]</sup>；胡大立等，2019<sup>[12]</sup>）。而根据新新贸易理论，技术创新水平较高的企业更可能开展对外直接投资（葛顺奇和罗伟，2013<sup>[13]</sup>；Helpman et al., 2004<sup>[14]</sup>；Tian and Yu, 2020<sup>[15]</sup>）。因此，服务业外资政策调整可能通过技术创新渠道带动企业未来的对外直接投资。其次，服务业外

资政策调整还可能缓解国内制造业企业与国际市场之间的信息不对称,通过增强企业的信息优势而促进其对外直接投资。企业在开展对外直接投资时常面临“外来者劣势”(Zaheer, 1995)<sup>[16]</sup>,比如不熟悉目的国的市场需求、文化习惯、政治和经济制度等,这表明获取海外市场信息对于计划开展对外直接投资的企业而言至关重要。而外资服务部门便可以凭借其拥有的跨境服务网络向国内企业提供这种信息,缓解企业面临的信息摩擦。

随着世界各国对外开放的重点由制造业转向服务业,学界对服务业开放进行了细致研究。相关研究大体可以分为以下几类:第一类是考察服务业开放的背景、历程、存在的问题和对策等(夏杰长和姚战琪, 2018<sup>[17]</sup>;姚战琪, 2013<sup>[18]</sup>);第二类是探讨制造业FDI理论在服务业领域的适用性(Boddewyn et al., 1986<sup>[19]</sup>; Dunning, 1989<sup>[20]</sup>; Ramasamy and Yeung, 2010<sup>[21]</sup>);第三类集中于分析服务业开放的经济效应,早期文献主要强调服务业开放对东道国经济增长(Eschenbach and Hoekman, 2006<sup>[22]</sup>;庄丽娟和贺梅英, 2005<sup>[23]</sup>)、产业结构(夏晴和何万里, 2008)<sup>[24]</sup>、服务业发展(季剑军和曾昆, 2016<sup>[25]</sup>;李眺, 2016<sup>[26]</sup>)的影响。在制造业与服务业关联程度不断加深的背景下,研究的视角逐渐转向了服务业开放对制造业绩效的作用,这类研究与本文的联系最为密切。有学者指出服务业开放不仅能促进下游企业生产率的提升(Arnold et al., 2016;侯欣裕等, 2018<sup>[27]</sup>; Duggan et al., 2013<sup>[28]</sup>),还会通过“涟漪效应”对下游企业出口(Bas, 2014<sup>[29]</sup>;孙浦阳等, 2018<sup>[30]</sup>;邵朝对等, 2020<sup>[31]</sup>)、全球价值链(张二震和戴翔, 2022<sup>[32]</sup>;杨雪, 2018<sup>[33]</sup>)、就业(李飏和蔡宏波, 2021<sup>[34]</sup>;苏丹妮和邵朝对, 2021<sup>[35]</sup>)产生影响。但迄今为止,尚未有文献详细考察服务业开放对制造业对外直接投资的作用。尽管李磊等(2018)<sup>[36]</sup>已意识到“引进来”在带动企业“走出去”中有重要作用,但他们却未结合中国对外开放的重点由制造业转向服务业的现实背景,未能引入服务业所独有的知识密集与信息沟通特性来系统探讨服务业“引进来”影响制造业“走出去”的内在作用机制。

相比已有研究,本文的边际贡献在于:第一,本文结合服务业所独有的知识密集与信息沟通特性,揭示了服务业外资政策调整通过提升下游制造业企业的创新水平,助力企业克服信息障碍而促进其对外直接投资的重要作用,丰富了有关企业对外直接投资影响因素的研究,为理解企业对外直接投资提供了新视角;第二,鉴于仅进行OFDI总量层面的研究可能会低估服务业外资政策调整对我国企业OFDI的促进效应,本文在研究中充分考虑了企业OFDI的二元边际问题,不仅检验了上游服务业外资政策调整对下游制造业企业OFDI决策的影响(广度边际),还检验了对企业OFDI规模的影响(深度边际),所得结论更加全面可靠。

## 二、理论分析与研究假说

国际生产折衷理论指出,所有权优势赋予了企业在技术创新、信息沟通等特定资源上的垄断特征,使企业在区位优势 and 内部化优势不变的情况下,能够克服在海外经营过程中所碰到的制度风险和附加成本,是使企业愿意且能够开展对外直接投

资活动的主要原因 (Dunning, 1977)。服务是制造业重要的中间投入,其外资政策的调整直接降低了我国服务行业的外资准入门槛,市场竞争的引入促进了国内服务业发展水平的提升。基于上述分析,本文尝试将服务业外资政策调整影响制造业企业 OFDI 的机制归为两点:一是技术创新效应;二是信息摩擦缓解效应。

### (一) 技术创新效应

技术创新水平越高的企业越有可能开展对外直接投资活动 (Helpman et al., 2004; Head and Ries, 2003<sup>[37]</sup>; 田巍和余森杰, 2012<sup>[38]</sup>)。技术创新优势是所有权优势的重要组成部分 (Dunning, 1977), 根据新新贸易理论, 企业进入海外市场时, 需要学习当地的政策法则、建立新的销售渠道等, 往往要承担高昂的固定成本。而技术创新水平较高的企业有能力获得诸如专利、专有技术等无形资产方面的所有权, 这种所有权意味着企业有一定能力将竞争对手排除在某一市场需求领域之外, 从而使企业在不完全竞争的国际市场上得到稳定的利润, 助力企业克服对外直接投资所面临的高昂固定成本。正如何骏 (2008)<sup>[39]</sup>所指出的, 技术创新确保了企业的垄断优势, 是企业对外直接投资的动力来源。

而服务业外资政策调整可能从多个方面促进下游制造业企业技术创新, 进而对企业对外直接投资产生影响。第一, 从技术溢出的角度来看, 服务业具有知识密集特性, 蕴含丰富的知识、技术等高级生产要素, 这种要素与企业创新所需的要素接近, 极易被下游制造业企业吸收。服务业外资管制放松将吸引国外服务部门进入国内市场, 与仅将劳动密集度高的部分转移至海外而将资本和技术密集度高的部分留在母国的制造业不同, 服务业具有生产和消费同步进行的典型特征 (江小涓, 2008)<sup>[40]</sup>, 其所开展的跨国投资活动在技术转移上更具完整性, 也更接近母公司水平 (金芳, 1990)<sup>[41]</sup>, 能产生广泛的技术溢出效应。实际上, 服务业外资政策调整还存在主动式溢出形式, 比如外资研发服务分支机构的设立就是知识与技术跨国界主动溢出的重要途径 (戴翔, 2020)<sup>[42]</sup>。因此, 不难预测, 服务业开放引致的外资服务企业进入, 将会产生较强的技术溢出效应, 进而带动下游制造业企业技术创新。第二, 从成本的角度来看, 创新活动具有较高的不确定性, 需要企业在前期投入大量的资金, 尤其是在融资难、融资贵的背景下, 可用资金不足依旧是阻碍我国制造业企业开展创新活动的关键因素。服务业外资管制放松会吸引国外服务供应商进入, 这直接加剧了国内服务中间品的市场竞争程度, 有助于降低服务价格。不仅如此, 服务业开放还能降低制造业企业的交易成本。随着分工的不断深化和竞争的加剧, 服务环节逐步从制造业中分离出来, 使得交易成本更多地依赖于服务中间投入 (冯泰文, 2009)<sup>[43]</sup>。服务业外资政策调整意味着下游制造业企业可以在更广的范围内选择服务投入, 且能够从更多种类和更高质量的上游服务供给中选择符合企业自身需求的服务, 有效降低下游企业在创新过程中可能面临的诸如协调、统筹等交易成本 (戴翔, 2020)。服务中间品价格与交易成本的下降不仅为下游制造业企业创新节约了资金, 缓解了企业的内源融资约束, 而且提高了企业创新的预期边际利润, 激励下游企业积极开展技术创新项目。邵朝对等 (2021) 使用 1998—2011 年中国工业企业数据证实了上游服务业开放对于下游企业创新数量与质量的积极作

用。姚战琪(2020)<sup>[44]</sup>、苏二豆和薛军(2019)<sup>[45]</sup>的研究也都表明服务业开放有明显的创新促进效应。因此,可以得出,服务业外资政策调整可能通过提升下游制造业企业的技术创新水平而促进其对外直接投资。

## (二) 信息摩擦缓解效应

缓解国内制造业企业和东道国市场之间的信息摩擦是促进企业对外直接投资的另一条可能渠道。信息经济学指出,信息的经济价值在于降低不确定性,是经济行为主体做出更优决策的必要条件(Stiglitz, 2002)<sup>[46]</sup>。现实中,由于母国与东道国在文化、政治等方面有着明显的不同,在进行对外直接投资前需要企业充分搜寻海外市场信息,但地理距离与市场分割的存在使得国内企业开展对外直接投资面临严重的信息不对称(祝继高等, 2020)<sup>[47]</sup>。一方面,可能使未开展对外直接投资活动的企业难以在海外找到合适的投资项目与合作伙伴;另一方面,极易使已开展对外直接投资活动的企业遭受道德风险的反噬,致使投资失败(贺书锋和郭羽诞, 2010)<sup>[48]</sup>。正如既有文献所指出的,OFDI企业常因不熟悉东道国市场需求、制度安排等而面临“外来者劣势”(Zaheer, 1995; Sethi and Guisinger, 2002)<sup>[49]</sup>。因此,能否克服信息障碍,获取准确而全面的东道国政治、经济、法律、文化等方面的信息便成为影响企业对外直接投资的重要因素。

而服务业外资政策调整能在一定程度上缓解下游制造业企业与海外市场之间的信息摩擦,进而促进其对外直接投资。第一,从直接渠道来看,外资服务企业能直接为下游制造业企业提供东道国市场信息。与以厂房、设备等物质要素作为主要投入的制造业不同,服务业主要以信息、知识等非物质要素作为资源投入(王益民和宋琰纹, 2002<sup>[50]</sup>;李平等, 2017<sup>[51]</sup>),具有典型的信息沟通特性,能够向企业提供管理、法律、咨询等专业化服务而帮助其克服在生产和投资决策中所遇到的信息不对称问题。服务业外资政策调整将吸引海外服务企业入驻国内市场,外资服务企业往往具有较高的国际化程度,对海外市场需求和法律法规环境等有着深入的了解,能够通过产业关联渠道为处于下游的制造业企业提供东道国税收政策、合规经营、投资政策等信息,减少国内企业与国际市场之间的信息摩擦。第二,从间接渠道来看,外资服务企业在与国内服务部门竞争或合作的过程中,能通过人员流动、竞争压力等促进本地服务企业的发展(来有为和陈红娜, 2017<sup>[52]</sup>;陈明和魏作磊, 2018<sup>[53]</sup>),并带动其开拓海外业务以扩大信息渠道,进而便利制造业企业“走出去”(孙好雨, 2021)<sup>[54]</sup>。韩剑(2015)<sup>[55]</sup>的研究也证实,母国服务业发展水平的提升能够促进企业对外直接投资。基于上述分析可以得出,服务业外资政策调整可能通过缓解下游制造业企业与海外市场之间的信息摩擦而促进其对外直接投资。综上,本文提出如下三个研究假说。

假说1:服务业外资政策调整能促进制造业企业对外直接投资。

假说2:服务业外资政策调整通过提高企业技术创新水平促进下游制造业企业对外直接投资。

假说3:服务业外资政策调整放开通过缓解下游企业与海外市场之间的信息摩擦促进下游制造业企业对外直接投资。

### 三、模型设定与数据说明

#### (一) 模型设定

本文使用2005—2017年中国沪深A股上市企业数据进行经验研究, 计量模型如下:

$$\Pr(OFDI_{fit} = 1) = \varphi(\alpha_0 + \alpha_1 SFRI_{it} + \beta X + \mu_t + \mu_p + \eta_{fit}) \quad (1)$$

$$\ln OFDIVA_{fit} = \nu_0 + \nu_1 SFRI_{it} + \beta X + \lambda_t + \lambda_p + \mu_{fit} \quad (2)$$

其中, 下标 $f$ 、 $i$ 、 $t$ 分别表示企业、行业<sup>①</sup>、年份。模型(1)采用Probit模型考察服务业外资政策调整对下游制造业企业OFDI广度边际的具体影响, 因变量为企业是否开展OFDI的虚拟变量。模型(2)是对企业OFDI深度边际影响的检验, 被解释变量选用企业OFDI金额的对数值来衡量<sup>②</sup>。 $SFRI_{it}$ 表示下游制造行业 $i$ 在 $t$ 年所面临的服务业外资政策调整程度。 $X$ 为控制变量向量。为了避免遗漏重要解释变量而引致估计结果产生偏误, 本文还分别加入了年份与省份固定效应。模型所有估计结果都采用聚类到企业层面的标准误。

#### (二) 数据说明

本文主要使用了三套数据: 第一套是《万得数据库》; 第二套是《中国企业对外直接投资全新数据库》。本文从企业OFDI有跨国并购和绿地投资两种模式的思路入手, 将含有企业跨国并购详细信息的《全球并购交易分析库》(BvD-Zephyr数据库)和《英国金融时报》旗下的《全球绿地投资数据库》(fDi Markets数据库)进行了合并; 第三套是《外商投资产业指导目录》<sup>③</sup>以及投入产出表, 主要用于测算服务业外资政策调整指标。

在数据处理上, 首先, 本文将《中国企业对外直接投资全新数据库》整理为企业一年份面板数据, 对投资金额和投资次数进行加总计算。需要注意的是, 在计算前剔除了位于百慕大、开曼群岛、英属维尔京群岛、中国香港等避税地的投资项目; 其次, 根据中国投资方企业名称、所属省份及经营行业等信息与《万得数据库》进行逐年滚动匹配; 最后, 剔除非制造业、借壳上市、ST股、企业年龄小于0、资产负债率大于100(可能资不抵债)或小于0的样本。

#### (三) 变量度量

##### 1. 核心解释变量

本文的核心解释变量为下游制造行业上游服务业外资政策调整指标( $SFRI_{it}$ )。具体而言, 首先, 将各年份《指导目录》中的条款与投入产出表中的服务行业代码进行匹配<sup>④</sup>。其次, 分别将鼓励、允许、限制、禁止类的服务行业赋值为2、0、

①行业分类按照证监会大类行业来划分, 共涉及29个细分制造业。

②在实际操作中, 为避免出现投资额为0, 取对数没实际意义的情况, 本文对投资额加1后再取对数值。

③在本文使用数据的样本期内, 该《指导目录》历经了2004、2007、2011、2015、2017年五次修订。需要注意的是, 《指导目录(2004)》、《指导目录(2007)》、《指导目录(2011)》正式实施的时间分别是2005年1月、2007年12月、2012年1月, 因此, 这三个年份的《指导目录》分别对应2005、2008、2012年中国外资政策调整情况。

④由于《指导目录》是按照具体产品或大类行业下所属的子类行业来设定规则的, 为使数据可以在不同年份间进行比较, 本文以2002年投入产出表的122个部门作为行业分类标准, 通过手工对接方式, 将《指导目录》中的各条目信息与投入产出表中的各行业匹配起来。

-1、-2, 考虑到同一部门有可能对应不同的政策状态, 本文将同一部门在不同状态中的得分值进行加总作为该服务部门所受外资限制指标的度量, 用  $FRI_{jt}$  来表示, 该值越大, 代表服务业开放程度越大。为了更为清晰地展示样本期内我国服务业的开放进程, 本文将各年份  $FRI_{jt}$  进行了加总。图 1 展示了 2005—2017 年中国各年份  $FRI_{jt}$  加总值的变化情况, 结果显示, 样本期内我国服务业外资政策调整开放程度是在不断增大的。最后, 借鉴 Arnold 等 (2016)、孙浦阳等 (2018) 的思路, 利用投入产出表中各服务行业和制造业之间的上下游投入产出关系, 构建制造业上游服务业外资政策调整指标, 计算公式如下:

$$SFRI_{it} = \sum_j FRI_{jt} \times w_{ijt} \quad (3)$$

式 (3) 表示制造业行业  $i$  在第  $t$  年的上游服务业外资政策调整指标,  $j$  表示制造业行业  $i$  所对应的作为中间投入的上游服务行业,  $w_{ijt}$  表示第  $t$  年上游服务行业  $j$  作为中间投入在下游制造业行业  $i$  的总投入中所占的比重, 根据各年份的投入产出表进行计算。

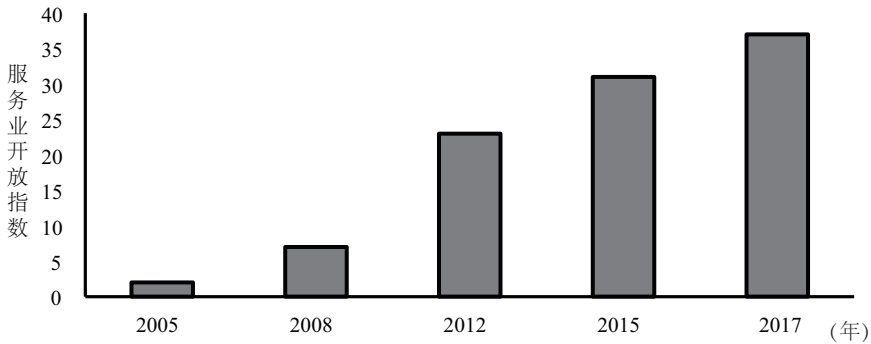


图 1 2005—2017 年中国服务业开放程度

## 2. 控制变量

全要素生产率 ( $TFP$ ) 采用 Levinsohn 和 Petrin (2010)<sup>[56]</sup> 的做法 (简称 LP 法), 基于增加值来进行测算<sup>①</sup>; 资本密集度 ( $\ln kl$ ), 采用人均固定资产原值的对数值来表示; 企业所有制 ( $MIN$ ), 根据企业实际控制人属性, 当其为民营企业时,  $MIN=1$ , 否则为 0; 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; 大股东持股比例 ( $shareholder$ ), 采用上市公司持股比例排名前 10 位股东各自持股数占公司总股本的比例来衡量; 资产负债率 ( $LEV$ ), 用企业总资产与总负债的比值来衡量; 独立董事占比 ( $Director$ ), 使用独立董事人数占董事会总人数的比值表示; 投入资本回报率 ( $ROIC$ ), 指生产经营活动中所有投入资本赚取的

<sup>①</sup>在计算过程中会用到一些其他指标, 这些指标的计算方法是: (1) 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, 使用 GDP 平减指数对其进行平减; (2) 资本存量使用永续盘存法进行计算; (3) 劳动投入用员工人数来衡量; (4) 产出增加值使用基于产出法和收入法测算的增加值均值来衡量, 并采用各省份工业品出厂价格指数进行平减, 产出法下的增加值=营业收入-中间投入, 收入法下的增加值=固定资产折旧+劳动报酬+营业税金及附加+营业利润。

收益率，计算公式为  $ROIC = EBIT$  反推法  $\times (1 - \text{有效税率}) \times 2 / (\text{期初全部投入资本} + \text{期末全部投入资本})$ ，当所得税  $> 0$  时，有效税率为所得税/利润总额，否则为 0。各变量的统计描述见表 1。

表 1 描述性统计

变量	变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>OFDI</i>	<i>OFDI</i> 广度边际	16 749	0.0339	0.1810	0	1
$\ln OFDI VA$	<i>OFDI</i> 深度边际	16 749	0.1046	0.6760	0	8.2837
<i>SFRI</i>	服务业外资政策调整指数	16 749	-0.0251	0.1498	-0.5884	0.2621
<i>TFP</i>	生产率	15 968	11.4902	0.8033	3.2757	21.7139
$\ln kl$	资本密集度	16 593	12.3995	0.9175	4.8349	17.6724
<i>MIN</i>	企业所有制	16 749	0.1014	0.3018	0	1
$\ln age$	企业年龄	16 749	2.6955	0.3672	0	4.1431
<i>shareholder</i>	大股东持股比例	15 619	0.3609	0.1522	0.0339	1
<i>LEV</i>	资产负债率	16 749	0.4062	0.1965	0.0071	0.9957
<i>Director</i>	独立董事占比	16 538	0.3663	0.0595	0	1
<i>ROIC</i>	投入资本回报率	16 740	0.1079	2.3616	-8.9196	304.3862

注：作者根据原始数据整理而得。

## 四、回归结果与分析

### (一) 典型事实

在进行经验分析之前，本文将对我国制造业 *OFDI* 广度边际和深度边际与服务业外资政策调整之间的相关关系进行初步考察。具体而言，首先，将上市企业的投资金额、投资企业数在各制造行业层面进行加总，同时对核心解释变量 *SFRI* 取各制造行业层面的均值；然后，分别拟合各制造行业 *OFDI* 企业数、投资总额与服务业外资政策调整之间的相关图（见图 2）。细观该图可以发现：第一，我国开展对外直接投资活动的企业分布行业比较广泛，2005—2017 年间，我国有 25 个制造行业<sup>①</sup>（我国制造行业总计 29 个）开展了对外直接投资活动。就投资企业数和投资

①行业代码的对应关系为：C13-农副食品加工业，C14-食品制造业，C15-酒、饮料和精制茶制造业，C17-纺织业，C18-纺织服装、服饰业，C19-皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业，C20-木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业，C21-家具制造业，C22-造纸及纸制品业，C23-印刷和记录媒介复制业，C24-文教、工美、体育和娱乐用品制造业，C25-石油加工、炼焦及核燃料加工业，C26-化学原料及化学制品制造业，C27-医药制造业，C28-化学纤维制造业，C29-橡胶和塑料制品业，C30-非金属矿物制品业，C31-黑色金属冶炼及压延加工业，C32-有色金属冶炼及压延加工业，C33-金属制品业，C34-通用设备制造业，C35-专用设备制造业，C36-汽车制造业，C37-铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业，C38-电气机械及器材制造业，C39-计算机、通信和其他电子设备制造业，C40-仪器仪表制造业，C41-其他制造业，C42-废弃资源综合利用业。



额度而言，主要集中于专用设备制造业，汽车制造业等资本密集型行业，而木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业，家具制造业等劳动密集型行业分布较少；第二，无论是 OFDI 企业数还是投资额，服务业外资管制程度均与其存在正相关关系，这初步表明服务业外资政策调整程度越大，我国制造业企业 OFDI 的广度边际和深度边际越大。

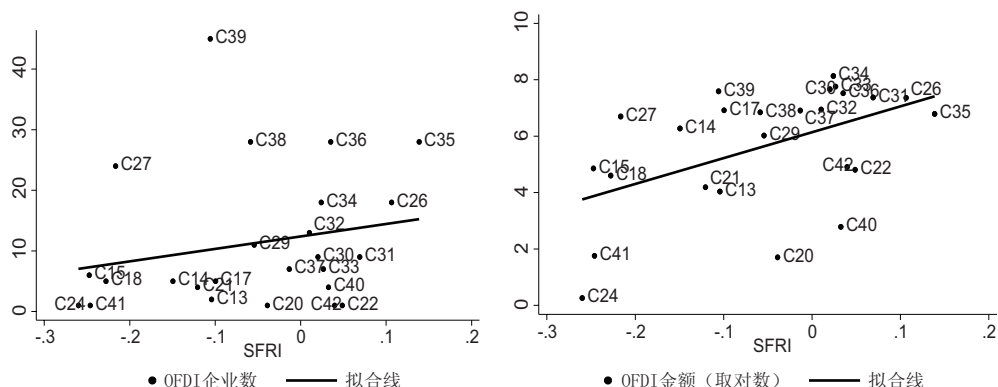


图2 服务业外资政策调整与我国 OFDI 二元边际关系

(二) 初始检验

本文根据模型 (1)、模型 (2) 就本文提出的研究假说进行实证检验，估计结果见表 2。第 (1) — (3) 列是对制造业企业 OFDI 广度边际影响的验证；第 (4) — (6) 列是对企业 OFDI 深度边际影响的验证。在具体估计中，逐步加入核心解释变量、控制变量和固定效应进行回归。第 (1) 列的回归结果表明服务业外资政策调整放开促进了企业 OFDI 广度边际扩张。第 (2)、(3) 列加入控制变量和固定效应后，结论依旧成立。第 (4) 列中，*SFRI* 的估计系数同样显著为正，表明 *SFRI* 越大，制造业企业对外直接投资额越大，即服务业外资政策调整能显著促进下游制造业企业 OFDI 深度边际的增长。在加入控制变量与固定效应后，结论仍然成立。由此说明，本文提出的研究假说 1 成立。

表 2 基准检验

变量	广度边际			深度边际		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>SFRI</i>	0.5540*** (0.0019)	0.4270** (0.0242)	0.4550** (0.0354)	0.1662*** (0.0013)	0.1150** (0.0271)	0.1680** (0.0116)
控制变量	N	Y	Y	N	Y	Y
年份、地区效应	N	N	Y	N	N	Y
观测值	16 749	14 970	14 881	16 749	14 970	14 970
(Pseudo) R <sup>2</sup>	0.00384	0.131	0.155	0.0014	0.0363	0.0483
LR	-2480	-2271	-2268	—	—	—

注：所有回归均采用了以企业为聚类变量的聚类稳健标准误；括号内为估计系数的 p 值；\*\*、\*\*\* 分别代表 5%、1% 显著性水平。

## (三) 稳健性检验

## 1. 内生性问题

培育企业国际竞争力和促进外向型经济发展是开放政策的立足点。相关政府部门可能会依据中国对外直接投资的需求来制定或实施服务业外资开放政策,以带动中国 OFDI 的扩张。因此,企业的 OFDI 表现与服务业外资政策调整之间有可能存在双向因果引致的内生性问题。本文借鉴侯欣裕等(2018)、Arnold 等(2016)的思路,选取经济合作与发展组织(OECD)公布的印度服务业外资股权限制指数来构建各制造行业的上游服务业外资管制程度指标作为工具变量,采用 IVprobit 模型和两阶段最小二乘法进行内生性检验。表 3 的回归结果表明,在控制内生性后,本文的研究假说 1 依旧成立。

表 3 内生性检验

变量	广度边际		深度边际	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SFRI</i>	0.6978 *** (0.0031)	0.6863 ** (0.0123)	0.2147 *** (0.0034)	0.1882 ** (0.0162)
K-P LM 统计量			304.838 ***	279.662 ***
K-P Wald 统计量			3435.757 ***	2761.177 ***
控制变量	N	Y	N	Y
年份、地区效应	Y	Y	Y	Y
观测值	16 571	14 881	16 749	14 970
First Stage				
IV	5.6967 *** (0.0000)	5.5976 *** (0.0000)	5.6842 *** (0.0000)	5.5990 *** (0.0000)

注:所有回归均采用了以企业为聚类变量的聚类稳健标准误;括号内为估计系数的 p 值;\*\*、\*\*\* 分别代表 5%、1% 显著性水平。

## 2. 其他稳健性检验

为验证结论的可靠性,本文进行了一系列其他稳健性检验:第一,剔除外资企业样本,外资制造业企业本身就具备开展跨国投资活动的的能力,因此上游服务业供给水平的提高对其产生的影响不大,估计结果见表 4 第(1)、(2)列;第二,更换估计模型,针对 OFDI 广度边际,本文采用同样可以用于二项选择问题研究的 logit 模型进行估计,针对 OFDI 深度边际,本文借鉴孙浦阳等(2020)<sup>[57]</sup>的思路,使用泊松伪最大似然估计(Poisson Pseudo Maximum Likelihood, PPML)的方法重新进行回归;第三,替换核心解释变量,本文改用 OECD 公布的中国服务业 FDI 限制指数结合投入产出表重新构造服务业外资政策调整指标。上述稳健性检验结果均支持本文提出的研究假说 1,表明结论可靠。

表4 其他稳健性检验

变量	广度边际	深度边际	logit	PPML	广度边际	深度边际
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>SFRI</i>	0.4512** (0.0398)	0.1683** (0.0125)	1.0522** (0.0279)	1.4427** (0.0149)		
<i>SFRI_OECD</i>					5.4512** (0.0194)	1.2683*** (0.0079)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份、地区效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	14 295	14 371	14 881	14 881	14 881	14 970
(Pseudo) R <sup>2</sup>	0.152	0.0497	0.161		0.154	0.0477
LR	-2211		-2268		-2268	

注：括号内为估计系数的p值；\*\*、\*\*\*分别代表5%、1%显著性水平。

## 五、异质性分析

### （一）企业特征：企业管理效率

管理效率不同的企业受上游服务业开放的影响也不同。管理效率是企业异质性的重要体现（孙浦阳等，2018；Bloom and van Reenen，2007<sup>[58]</sup>；Nocke and Yeaple，2014<sup>[59]</sup>），反映了企业管理者的运营组织水平。根据前文的理论分析，服务业外资政策调整主要通过技术创新和信息搜集两个渠道影响下游制造业企业的对外直接投资。对于自身管理效率较高的企业而言，其本身就具备较强的信息搜集、处理、技术创新等方面的能力，所受的技术创新和信息约束较小，这就使得服务业外资政策调整对其产生的约束缓解作用会低于管理效率低的企业。由此可以预测，与高管理效率企业相比，服务业外资政策调整对于低管理效率企业产生的影响相对更大。

为了检验上述预测是否成立，本文将样本划分为高管理效率企业组和低管理效率企业组进行分样本回归。在对管理效率的测算上，本文借鉴Yu（2022）<sup>[60]</sup>的思路，从管理费用的角度衡量管理效率<sup>①</sup>，并将各企业按样本期内管理效率均值由小到大进行排序，将大于或等于中位数的归为高管理效率企业组，小于中位数的归为低管理效率企业组，然后使用模型（1）、模型（2）分别进行回归。表5汇报了分

①具体而言，本文以控制了企业出口和成本加成后的管理费用残差值来衡量各企业的管理效率，计算式为： $\ln MANA_{it} = \rho_1 \ln oversea_{it} + \rho_2 \ln markup_{it} + \lambda_{year} + \lambda_{indu} + \lambda_{province} + \eta_{it}$ 。  $\ln MANA$  是  $t$  年企业  $f$  管理费用的对数值， $\ln oversea$ 、 $\ln markup$  分别代表企业出口额和价格加成， $\ln oversea$  用企业海外业务收入的对数值衡量， $\ln markup$  用企业收益与收益和利润之差的比值来衡量。对残差  $\eta_{it}$  取指数即为初步得到的管理效率 ( $\exp \eta_{it}$ )，该值越大意味着管理效率越差。接下来，取各制造行业内管理效率排在前 10% 企业的  $\exp \eta_{it}$  均值作为本行业的管理效率前沿值，然后，用各企业的  $\exp \eta_{it}$  除以该前沿值，并对其取负数即可得到各企业的相对管理效率指标，该值越大，代表企业的相对管理效率越高。

组回归的结果，可以看到，服务业外资政策调整对这两类企业对外直接投资存在异质性影响，其倾向于促进低管理效率企业对外直接投资二元边际的扩张，而对高管理效率企业的影响不明显，与本文的预测一致。

表5 区分企业管理效率的回归结果

变量	广度边际		深度边际	
	管理效率低	管理效率高	管理效率低	管理效率高
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SFRI</i>	0.5389** (0.0332)	0.2615 (0.5227)	0.2605** (0.0194)	0.0472 (0.2397)
控制变量	Y	Y	Y	Y
年份、地区效应	Y	Y	Y	Y
观测值	9 114	4 925	9 218	5 752
(Pseudo) R <sup>2</sup>	0.157	0.0986	0.0595	0.0237
LR	-1766	-421.2	—	—

注：括号内为估计系数的p值；\*\*代表5%显著性水平。

## (二) 行业特征：行业要素密集度

任何生产经营活动都离不开劳动和资本这两种生产要素。要素构成中资本为主要投入要素的为资本密集型行业，劳动为主要投入要素的则为劳动密集型行业。不同要素密集度的制造行业对服务中间投入的需求不同，其受上游服务业外资政策调整的影响也可能有所差异，本文认为有必要从行业特征角度展开异质性分析。资本密集型行业一般是国民经济的支柱产业或新兴产业，拥有的科技含量、产出附加值相对较高，与劳动密集型行业相比，其往往需要更加复杂多样的配套服务，对服务中间品的需求量大且要求更高（江静，2010）<sup>[61]</sup>。因此，其OFDI活动受服务业外资政策调整的影响将更大。本文预测服务业外资政策调整可能会更大程度地促进资本密集型行业企业开展对外直接投资。

本文将样本分为资本密集型行业和劳动密集型行业两个子样本，分别进行回归。具体而言，本文首先计算出每个行业内资本劳动比的均值，以其作为各行业要素密集度的代理指标，然后借鉴戴觅等（2014）<sup>[62]</sup>的思路，将行业资本劳动比低于1/3分位点的归为劳动密集型行业，其余的归为资本密集型行业<sup>①</sup>。表6的分组回归结果表明，无论是广度边际还是深度边际，*SFRI*的估计系数都仅在资本密集型行业中显著为正，而在劳动密集型行业中不显著，表现出了服务业外资政策调整加速推进我国资本密集型制造业“走出去”的过程，为近年来我国对外直接投资产业中，资本密集型制造业占比较大提供了服务业开放视角的解释。

<sup>①</sup>戴觅等（2014）将行业资本劳动比处于1/3分位点和2/3分位点之间的归为中度资本密集型行业，本文将其与高于2/3分位点的行业进行了合并，统一归类为资本密集型行业。

表6 区分行业要素密集度的回归结果

变量	广度边际		深度边际	
	劳动密集型	资本密集型	劳动密集型	资本密集型
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SFRI</i>	0.3101 (0.6042)	0.5501** (0.0243)	0.1937* (0.0935)	0.1617** (0.0407)
控制变量	Y	Y	Y	Y
年份、地区效应	Y	Y	Y	Y
观测值	4 649	9 642	5 018	9 952
(Pseudo) R <sup>2</sup>	0.181	0.166	0.0553	0.0542
LR	-699.6	-1547		

注：括号内为估计系数的p值；\*、\*\*分别代表10%、5%显著性水平。

## 六、机制分析

本文接下来使用中介效应模型验证技术创新效应和信息摩擦缓解效应两个机制。企业技术创新水平 (*lnPAT*) 采用企业专利申请数加1取对数来衡量。本文的一个难点在于无法获得企业与海外市场之间的信息摩擦程度，退而求其次，采用企业海外业务收入水平 (*lnoversea*) 来间接地刻画。其内在逻辑是，企业的海外业务收入水平越高，表明其对海外市场越了解，这便意味着企业与海外市场之间的信息摩擦越小，即二者之间存在着紧密的联系。表7汇报了影响机制的回归结果。第(1)列结果显示，服务业外资政策调整确实能显著促进企业技术创新水平的提升。第(2)、(3)列的结果显示，较高的技术创新水平促使企业开展对外直接投资。此外，*SFRI*的系数值较表2的第(3)、(6)列有所下降，从而证明了技术创新效

表7 机制检验结果

变量	技术创新效应			信息摩擦缓解效应		
	<i>lnPAT</i>	广度边际	深度边际	<i>lnoversea</i>	广度边际	深度边际
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>SFRI</i>	1.2339*** (0.0000)	0.2840 (0.1883)	0.1277** (0.0453)	9.3632*** (0.0000)	0.2107 (0.3472)	0.1151* (0.0699)
<i>lnPAT</i>		0.1098*** (0.0000)	0.0326*** (0.0002)			
<i>lnoversea</i>					0.0354*** (0.0000)	0.0057*** (0.0000)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份、地区效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	14 970	14 881	14 970	14 970	14 881	14 970
(Pseudo) R <sup>2</sup>	0.1873	0.169	0.0527	0.1260	0.182	0.0528
LR		-2 268			-2 268	

注：括号内为估计系数的p值；\*、\*\*和\*\*\*分别代表10%、5%和1%显著性水平。

应的存在，佐证了假说2。第（4）—（6）列检验了信息摩擦效应。第（4）列的结果表明，服务业外资政策调整能够显著促进企业海外业务收入增长，表明企业与海外市场之间的信息摩擦在一定程度上得到了缓解。第（5）、（6）列的结果显示，海外业务收入越高的企业越容易开展对外直接投资，并且 *SFRI* 的系数和显著性相比表2的第（3）、（6）列有所下降，从而证明了信息摩擦缓解效应的存在，表明研究假说3成立。

本文继续对信息摩擦缓解效应进行稳健性检验，以进一步证实结论的可靠性。不同国家（地区）的商业自由度不同，所谓商业自由度，指的是在一个国家（地区）开办和关闭企业的成本，以及政府管制效率。如果一个国家（地区）的商业自由度较低，则表明在该国设立企业的程序复杂，注册要求高，也意味着该国（地区）政府干预多，整体管制架构不透明。由此可知，当企业向商业自由度较低的国家（地区）进行投资时，往往不容易搜集到该国（地区）信息，面临的信息摩擦成本相对较高。如果服务业外资政策调整影响企业 OFDI 的渠道之一是缓解企业与海外市场之间的信息摩擦，那么可以预期，在商业自由度较低的国家（地区），服务业外资政策调整对企业 OFDI 的促进作用将更为明显。为此，本文根据美国传统基金会公布的各国（地区）商业自由度指数对样本进行分组<sup>①</sup>。表8的回归结果显示，在商业自由度较低的国家（地区），服务业外资政策调整对企业 OFDI 二元边际的影响更为明显，与预期一致。该结论从侧面印证了信息摩擦缓解效应的存在，进一步表明研究假说3成立。

表8 信息摩擦缓解效应的再检验：东道国商业自由度

变量	广度边际			深度边际		
	自由度低	自由度中	自由度高	自由度低	自由度中	自由度高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>SFRI</i>	1.3534*** (0.0008)	-0.0624 (0.8496)	0.2915 (0.2738)	0.1077** (0.0140)	-0.0052 (0.8448)	0.0919 (0.1038)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份、地区效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	11 452	11 232	13 423	12 926	12 742	13 816
(Pseudo) R <sup>2</sup>	0.216	0.197	0.161	0.0260	0.0164	0.0378
LR	-782.0	-524.0	-1 391			

注：括号内为估计系数的 p 值；\*\*、\*\*\* 分别代表 5%、1% 显著性水平。

<sup>①</sup>需要注意的是：其一，分组的具体方法是，首先计算出样本期内各国（地区）商业自由度均值作为该国商业自由度的代理指标，然后将各国（地区）按商业自由度水平由小到大排序，将居于前 1/3 的归为商业自由度较低国家（地区），后 1/3 的归为商业自由度较高国家（地区），剩余的归为商业自由度居中国家；其二，本文以企业首次开展 OFDI 选择的国家（地区）为分组依据；其三，回归时，本文在已分好的三组样本中均纳入了未对外直接投资的企业。

## 七、结论及政策建议

对外开放是我国经济发展的不竭动力。近年来,服务业已成为中国对外开放的重点领域,这为我国制造业对外直接投资发展提供了新的契机,成为推动企业开展对外直接投资的新助力。本文就服务业外资政策调整与中国制造业企业 OFDI 之间的关系展开研究,得到了以下结论:第一,服务业外资政策调整对制造业企业对外直接投资倾向的提升和投资额的增长具有促进作用;第二,这种促进作用存在异质性,相对于管理效率高、劳动密集型行业的企业而言,服务业外资政策调整更能促进管理效率低、资本密集型行业企业的对外直接投资;第三,服务业外资政策调整主要通过提升企业技术创新水平和缓解企业与海外市场之间的信息摩擦来提升企业竞争优势,进而促进企业对外直接投资。

依据上述研究结论,本文就服务业外资政策调整背景下培养中国制造业企业 OFDI 新竞争优势提出如下政策建议:首先,应认识到制造业的发展不仅要依靠自身,更需要立足于与服务业之间的产业关联关系,应重视服务业发展带来的后发优势。经过几十年的飞速发展,中国开始步入服务经济阶段,发展服务经济既是我国构建新发展格局的内在要求,也是壮大实体经济的客观需要,有助于推动实体经济的高质量发展。相对于其他行业和西方发达国家,我国服务业外资开放水平有待提升,尤其是在金融、电信等新兴领域,外资准入尚受到诸多的限制。以服务业为主的新一轮对外开放正在推进,只有充分认识并把握服务业外资政策调整带来的后发优势,才能构建我国制造业“走出去”的新增长点。其次,应坚持服务业开放的大方向,进一步推动服务业有序开放。继续压缩服务业外商投资准入负面清单目录,放宽服务业外资准入限制,吸引更多优质外资服务企业到我国投资。同时,也要意识到服务业具有“无边界”的特征,容易引致风险甚至影响到国家经济安全,因此,在开放的同时要注重健全事前、事中、事后的开放风险防控机制,平衡好服务业开放与经济安全之间的关系。最后,应认识到企业特征和行业特征在服务业外资政策调整促进下游制造业 OFDI 中的异质性影响,针对不同类别的企业配合差异化的政策指导,以期发挥中国服务业外资政策调整的最大化福利效应。

### [参考文献]

- [1] DUNNING J H. Trade, Location of Economic Activity and the MNE: A Search for an Eclectic Approach [M]. The International Allocation of Economic Activity. Palgrave Macmillan, London, 1977: 395-418.
- [2] 金祥义, 张文菲. 数字金融与企业跨国并购: 事实考察与机理分析 [J]. 经济科学, 2021 (6): 56-72.
- [3] ARNOLD J M, JAVORCIK B, LIPSCOMB M, et al. Services Reform and Manufacturing Performance: Evidence from India [J]. Economic Journal, 2016, 126 (590): 1-39.
- [4] 顾雪芹. 中国生产性服务业开放与制造业价值链升级 [J]. 世界经济研究, 2020 (3): 121-134.
- [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. 外资自由化与贸易福利提升: 理论与经验研究 [J]. 世界经济, 2018 (3): 29-53.

- [7] 陈林, 罗莉娅. 中国外资准入壁垒的政策效应研究——兼议上海自由贸易区改革的政策红利 [J]. 经济研究, 2014 (4): 104-115.
- [8] 殷华方, 潘镇, 鲁明泓. 中国外商直接投资产业政策测量和有效性研究: 1979~2003 [J]. 管理世界, 2006 (7): 34-45.
- [9] 侯欣裕, 陈璐瑶, 孙浦阳. 市场重合、侵蚀性竞争与出口质量 [J]. 世界经济, 2020 (3): 93-116.
- [10] 刘志彪. 生产者服务业及其集聚: 攀升全球价值链的关键要素与实现机制 [J]. 中国经济问题, 2008 (1): 3-12.
- [11] 邵朝对, 苏丹妮, 王晨. 服务业开放、外资管制与企业创新: 理论和中国经济 [J]. 经济学 (季刊), 2021 (4): 1411-1432.
- [12] 胡大立, 金晨远, 李致远. 服务业开放、低端锁定程度与制造业技术创新能力 [J]. 企业经济, 2019 (12): 131-138.
- [13] 葛顺奇, 罗伟. 中国制造业企业对外直接投资和母公司竞争优势 [J]. 管理世界, 2013 (6): 28-42.
- [14] HELPMAN E, MELITZ M J, YEAPLE S R. Export Versus FDI with Heterogeneous Firms [J]. American Economic Review, 2004, 94 (1): 300-316.
- [15] TIAN W, YU M. Distribution, Outward FDI and Productivity Heterogeneity: China and Cross-countries' Evidence [J]. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 2020, 101218.
- [16] ZAHEER S. Overcoming the Liability of Foreignness [J]. The Academy of Management Journal, 1995, 38 (2): 341-363.
- [17] 夏杰长, 姚战琪. 中国服务业开放 40 年——渐进历程、开放度评估和经验总结 [J]. 财经问题研究, 2018 (4): 3-14.
- [18] 姚战琪. 中国服务业开放的现状、问题和对策: 基于中国服务业 FDI 视角的研究 [J]. 国际贸易, 2013 (8): 12-17.
- [19] BODDEWYN J J, HALBRICH M B, PERRY A C. Service Multinationals: Conceptualization, Measurement and Theory [J]. Journal of International Business Studies, 1986, 17 (3): 41-57.
- [20] DUNNING J H. Multinational Enterprises and the Growth of Services: Some Conceptual and Theoretical Issues [J]. The Service Industries Journal, 1989, 1 (9): 5-39.
- [21] RAMASAMY B, YEUNG M. The Determinants of Foreign Direct Investment in Services [J]. The World Economy, 2010, 33 (4): 573-596.
- [22] ESCHENBACH F, HOEKMAN B. Services Policy Reform and Economic Growth in Transition Economies [J]. Review of World Economics, 2006, 142 (4): 746-764.
- [23] 庄丽娟, 贺梅英. 服务业利用外商直接投资对中国经济增长作用机理的实证研究 [J]. 世界经济研究, 2005 (8): 75-81.
- [24] 夏晴, 何万里. 服务业外资对区域经济发展及产业结构的影响——以浙江省为例的实证分析 [J]. 国际贸易问题, 2008 (5): 64-68.
- [25] 季剑军, 曾昆. 服务业对外开放与竞争力关系的研究 [J]. 经济与管理研究, 2016 (1): 63-69.
- [26] 李眺. 服务业开放与我国服务业的生产效率研究——基于特定服务业的面板数据分析 [J]. 产业经济研究, 2016 (3): 102-110.
- [27] 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.
- [28] DUGGAN V, RAHARDJA S, VARELA G J. Service Sector Reform and Manufacturing Productivity: Evidence from Indonesia [R]. Policy Research Working Paper, 2013, 6349.
- [29] BAS M. Does Services Liberalization Affect Manufacturing Firms' Export Performance? Evidence from India [J]. Journal of Comparative Economics, 2014, 42 (3): 569-589.
- [30] 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.
- [31] 邵朝对, 苏丹妮, 李坤望. 服务业开放与企业出口国内附加值率: 理论和中国经济证据 [J]. 世界经济, 2020 (8): 123-147.



- [32] 张二震, 戴翔. 服务业开放与制造业 GVC 升级: 典型事实、理论反思与政策启示 [J]. 经济学家, 2022 (1): 96-103.
- [33] 杨雪. 我国服务业开放对制造业全球价值链攀升的影响研究 [D]. 安徽财经大学, 2018.
- [34] 李飏, 蔡宏波. 服务业开放与制造业企业就业结构 [J]. 国际贸易问题, 2021 (6): 143-158.
- [35] 苏丹妮, 邵朝对. 服务业开放、生产率异质性与制造业就业动态 [J]. 财贸经济, 2021 (1): 151-164.
- [36] 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.
- [37] 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.
- [38] 田巍, 余森杰. 企业生产率和企业“走出去”对外直接投资: 基于企业层面数据的实证研究 [J]. 经济学 (季刊), 2012 (2): 383-408.
- [39] 何骏. 自主创新——中国企业对外直接投资的动力来源 [J]. 经济体制改革, 2008 (2): 66-68.
- [40] 江小涓. 服务全球化的发展趋势和理论分析 [J]. 经济研究, 2008 (2): 4-18.
- [41] 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.
- [42] 戴翔. 扩大服务业开放与制造业全球价值链参与 [J]. 山西财经大学学报, 2020 (12): 68-80.
- [43] 冯泰文. 生产性服务业的发展对制造业效率的影响——以交易成本和制造成本为中介变量 [J]. 数量经济技术经济研究, 2009 (3): 56-65.
- [44] 姚战琪. 中国服务业开放对区域创新的影响 [J]. 改革, 2020 (1): 48-58.
- [45] 苏二豆, 薛军. 服务业外资开放与制造业企业创新 [J]. 中南财经政法大学学报, 2019 (6): 142-153.
- [46] STIGLITZ J E. Information and the Change in the Paradigm in Economics [J]. American Economic Review, 2002, 92 (3): 460-501.
- [47] 祝继高, 梁晓琴, 王春飞. 信息透明度如何影响“一带一路”倡议下中国企业对外直接投资区位选择 [J]. 国际商务——对外经济贸易大学学报, 2020 (6): 46-61.
- [48] 贺书锋, 郭羽诞. 对外直接投资、信息不对称与华商网络 [J]. 山西财经大学学报, 2010 (2): 15-21.
- [49] SETHI D, GUISENGER S. Liability of Foreignness to Competitive Advantage: How Multinational Enterprises Cope with the International Business Environment [J]. Journal of International Management, 2002, 8 (3): 223-240.
- [50] 王益民, 宋琰纹. 服务业企业海外市场进入模式选择的理论分析 [J]. 国际贸易问题, 2002 (12): 44-48.
- [51] 李平, 付一夫, 张艳芳. 生产性服务业能成为中国经济高质量增长新动能吗 [J]. 中国工业经济, 2017 (12): 5-21.
- [52] 来有为, 陈红娜. 以扩大开放提高我国服务业发展质量和国际竞争力 [J]. 管理世界, 2017 (5): 17-27.
- [53] 陈明, 魏作磊. 生产性服务业开放对中国服务业生产率的影响 [J]. 数量经济技术经济研究, 2018 (5): 95-111.
- [54] 孙好雨. 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 [J]. 国际贸易问题, 2021 (3): 109-124.
- [55] 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.
- [56] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. Review of Economic Studies, 2010, 70 (2): 317-341.
- [57] 孙浦阳, 陈璐瑶, 刘伊黎. 服务技术前沿化与对外直接投资: 基于服务企业的研究 [J]. 世界经济, 2020 (8): 148-169.
- [58] 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.
- [59] NOCKE V, YEAPLE S. Globalization and Multiproduct Firms [J]. International Economic Review, 2014, 55 (4): 993-1018.
- [60] YU M. China's Miracle in Foreign Trade [M]. Singapore: Truth and Wisdom Press, 2022: 155-204.

[61] 江静. 市场支持、产业互动与中国服务业发展 [J]. 经济管理, 2010 (3): 1-6.

[62] 戴觅, 余森杰, MADHURA MAITRA. 中国出口企业生产率之谜: 加工贸易的作用 [J]. 经济学 (季刊), 2014 (2): 675-698.

## Does the “Bringing in” of the Service Industry Promote the “Going Global” of the Manufacturing Industry

### —An Analysis from the Perspective of Linkage between Upstream and Downstream Industries

SU Erdou GUO Juanjuan XUE Jun

**Abstract:** The service industry plays a crucial role in further deepening the reform and expanding high-level opening-up in China. It provides a new opportunity to enhance competitive advantages of outward foreign direct investment (OFDI) in China’s manufacturing industry. Based on the data of A-share listed enterprises in China, this paper constructs an adjustment index of foreign investment policies for the service industry to investigate the influences of the “bringing in” of the upstream service industry on the “going global” of the downstream manufacturing industry from the perspective of linkage between upstream and downstream industries. The results show that the adjustment of foreign investment policies for the upstream service industry has significantly reinforced downstream manufacturing enterprises’ OFDI tendency and increased their investment scale through industrial linkage. The mechanism analysis based on the characteristics of “knowledge-intensive” and “information-exchanging” of the service industry shows that the adjustment of foreign investment policies for the service industry promotes technological innovation of downstream manufacturing enterprises and enhances their technological advantages of OFDI by introducing innovation-related advanced production factors. It also effectively reduces information friction between downstream enterprises and the global market and enhances these enterprises’ information advantages of OFDI through the natural network linkage between the foreign-investment service sector and the global market. The heterogeneity analysis reveals that the investment promotion effects of the adjustment of foreign investment policies for the service industry vary for different enterprises and industries. Our conclusion reveals the international investment effects in the process of expanding opening-up of China’s service industry, thus providing significant implications for facilitating the coordinated development of China’s two-way investment and optimizing the path selection of internationalization strategy.

**Keywords:** Adjustment of Foreign Investment Policies for the Service Industry; Outward Foreign Direct Investment; Technological Innovation; Information Friction

(责任编辑 王 瀛)