

我国企业“走出去”的创新驱动力何在 ——来自制造业投入服务化的理论解释与实证检验

聂 飞 范 炳 鲁思琪

摘要:本文从理论上分析了制造业投入服务化影响企业“走出去”的创新路径，并选取2007—2013年手工匹配的制造业上市公司数据进行了经验论证。研究发现：我国制造业投入服务化总体上提升了企业OFDI的“广延边际”和“集约边际”；制造业投入服务化主要通过增强企业的中间品部门创新能力提高生产率，对其OFDI的“二元边际”起到正向作用，且“走出去”存在市场寻求、效率寻求和技术寻求等动机；知识密集型制造行业的非国有企业采用专业科技类服务显著地推动其“走出去”。本文的政策启示为我国供给侧结构性改革应致力于制造业投入服务化来增强企业在服务型制造领域的竞争力，以实现其国际化战略目标。

关键词：对外直接投资；制造业投入服务化；创新；生产率；动机

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670(2022)7-0159-16

DOI:10.13510/j.cnki.jit.2022.07.008

引言

近年来我国制造业发展模式已经出现了新的变化，明显表现为制造业投入服务化的趋势。制造业投入服务化是工业化进程中制造与服务融合发展的一种新型产业形态，其相较于我国传统加工制造业具备高附加值和高效率的巨大优势，也是当前我国重点扶持的产业发展方向。2016年，工业和信息化部联合国家发改委和中国工程院共同发布的《发展服务型制造专项行动指南》当中提到，2018年基本实现与制造强国战略进程相适应的服务型制造发展格局^①。我国制造业投入服务化主要基于创新驱动发展模式，不再拘泥于单一生产职能，而是更加关注产品制造与研发设计、信息技术、市场战略等生产性服务要素的有机融合，通过扩大服务支出形成具有自身特色的差异化产品以满足顾客多元化需求，产业链呈现出由“制造+组

[收稿日期] 2021-10-08

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目“工业化后期阶段中国对外直接投资的去工业化效应及优化对策研究”(19CJY049)；中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“农产品贸易自由化视角下中国化肥使用的优化路径研究”(2662020JGPY011)；中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“数字经济背景下‘人机分工’对企业绿色转型的影响研究”(2662022JGYJY02)

[作者信息] 聂飞：华中农业大学经济管理学院副教授；范炳（通讯作者）：南开大学经济学院国际经济研究所硕士研究生，电子信箱 fanbing0130@163.com；鲁思琪：华中农业大学经济管理学院硕士研究生

^①资料来源：中央政府门户网站，http://www.gov.cn/xinwen/2016-07/28/content_5095553.htm。

装”为中心向“制造+服务”为中心的转变。伴随着我国制造业投入服务化转型脱颖而出的是制造业企业参与国际经济活动的日益普遍化。商务部等部门联合发布的《2019年度中国对外直接投资统计公报》显示，近年来我国制造业企业“走出去”步伐明显加快，截至2019年末，我国对外直接投资（Outward Foreign Direct Investment，简称OFDI）流量位列全球第2位，其中投向制造业的投资金额为202.4亿美元^①，是投资流向的主要行业之一。自然而然的问题是：中国制造业投入服务化是否推动了企业“走出去”？若存在，其背后的驱动力何在？对此问题进行分析，不仅有利于从微观层面厘清制造业投入服务化加快高水平开放的内在机理，更能为我国制定创新驱动政策与构建内外互促的开放经济新体制提供有益的理论支撑。

为数不多的研究基于制造业投入服务化探讨了中国企业OFDI的问题。孙浦阳等（2020）^[1]研究了服务技术前沿化对中国企业OFDI的推动作用，周大鹏（2021）^[2]从服务化视角研究了中国企业海外并购的问题，Fu等（2021）^[3]则提供了制造业投入服务化与中国企业OFDI和出口之间关联的综述。不同于已有研究，本文重点对制造业投入服务化如何构筑企业OFDI的创新驱动力进行了理论解释，从产品声誉提升和产品成本分化两个方面阐释了制造业投入服务对企业OFDI的促进作用，以及区分了对不同动机OFDI的影响结果。基于上述理论和机制分析，本文采用2007—2013年CSMAR数据库和商务部《境外投资企业（机构）名录》匹配得到的制造业上市公司数据进行实证检验。与以往文献相比，本文的边际贡献主要体现在三点：第一，首次在机理层面探讨了制造业投入服务化的创新效应与企业国际化选择的逻辑关联，阐明了制造业投入服务化的创新驱动传导路径，这既是对“双循环”新发展格局下我国制造业投入服务化和企业“走出去”关系的再认识，也为当前我国持续推进以制造业投入服务化为核心的供给侧结构性改革提供了理论基础。第二，将制造业投入服务化的创新效应作为制造业企业“走出去”的动力源，结合差异化投资动机的分析能够更加系统地认识到制造业投入服务化对企业OFDI的影响效果。第三，实证分析了制造业投入服务化对企业OFDI的影响方向、程度及异质性效果。

一、文献综述与理论假说

制造业投入服务化的创新效应在现有研究中已成共识。Fernandes和Paunov（2008）^[4]认为外商直接投资企业进入服务业能够加快新型服务要素与本地制造业企业研发活动的融合，进而提升其创新能力；Bustinza等（2019）^[5]肯定了制造业与服务业的协同合作有助于提升企业的创新能力；李方静（2020）^[6]研究发现制造业投入服务化对企业创新决策、创新投入和创新产出都具有显著的正向影响。制造业投入服务化本质上体现了熊彼特的“毁灭性创新”思想，创新是驱动经济社会结构变迁和经济内生增长的最根本的动力，尤其是企业中间品部门创新必然会带

^①资料来源：商务部对外投资和经济合作司，https://www.askci.com/news/data/hongguan/20200916/1047041217064_5.shtml。

来最终消费品部门的产品质量升级，新产品将通过取代旧产品成为市场新的主导者。随着中国制造业投入服务化正朝着智能化、数字化、网络化、精细化等方向发展（程东全等，2011）^[7]，这种更加高效的生产模式毋庸置疑地成为了创新驱动发展的新“引擎”。企业将专业科技、批发零售、运输仓储和金融保险等服务要素贯穿于中间品研发环节将有助于推动组织与流程变革，倒逼其进行内部资源整合而形成高效的组织体系。服务要素的使用能够加快企业转型，一方面，其有助于增强研发效率和节约研发环节的可变投入成本；另一方面，中间品部门创新成果的运用也会提升最终消费品部门的产品质量和市场份额（Blackburn and Forgues-Puccio, 2009）^[8]。

企业中间品部门创新会直接引起消费品部门生产率的变化。根据异质性企业理论，生产率又构成了影响企业 OFDI 的国际化策略选择的关键因素（Helpman et al., 2004）^[9]。制造业投入服务化通过中间品部门创新对最终消费品部门 OFDI 的影响主要通过产品声誉提升和生产成本分化两类途径实现。制造业投入服务化通过制造商的服务要素投入和供给，能够实现价值链中各利益相关者的价值增值（Reiskin et al., 1999）^[10]，制造业企业投入服务化充当了中间品部门研发绩效上升的重要来源，并通过创新产业链的延伸又会提高消费品部门的生产率，因此在生产分割日益盛行的今日，企业能够凭借其消费品生产率竞争优势在全球范围内进行 OFDI 来实现专业化分工。

理论上，制造业投入服务化通过创新驱动企业“走出去”存在两条路径：一是产品声誉提升路径。制造业投入服务化促进了中间品部门创新产品的研发效率提升，最终消费品部门利用更加优质的创新产品生产出来的制成品质量更高，对巩固和提升企业产品的品牌影响力颇为有益；基于高效优质中间品的投入也能更好地满足东道国的产品质量标准，以及强化东道国消费者的认同感，因此产品声誉提升为企业顺利进入东道国市场奠定了坚实的基础。二是生产成本分化路径。中间品部门创新产品在最终消费品部门中的运用关乎企业整体生产绩效，制造业投入服务化推动中间品部门创新，而中间品部门创新产品代表着更高的生产力，它能够节约最终消费品部门制造环节的可变投入成本，而可变投入成本下降意味着企业能够承担进入东道国进行 OFDI 所产生的高额固定投入成本。据此，提出理论假说 1：

假说 1：制造业投入服务化构成了企业“走出去”的创新驱动力。

企业通常会根据未来发展的战略需求而选择不同类型的 OFDI，其主要涵盖商贸服务型、当地生产型、研究开发型和资源寻求型四种类型（李磊等，2016）^[11]。其中，商贸服务型 OFDI 是指制造业企业以出口服务为目标的市场寻求型投资，此类投资不在东道国生产产品，而是从母公司进口商品到东道国市场进行销售并提供售后服务；当地生产型 OFDI 是指制造业企业在不同的国家复制相同的生产行为；研究开发型 OFDI 是指制造业企业在技术领先的东道国建立研发机构以获取技术优势的投资行为；资源寻求型 OFDI 是指制造业企业对油气、矿产资源丰富的东道国进行投资的行为。从四类 OFDI 与中间品部门创新的联系程度看，商贸服务型和当地生产型 OFDI 主要依托于企业良好的产品声誉；由于研发部门 OFDI 需要前期高

强度的固定资产投入，故研究开发型 OFDI 需要企业具有较强的海外投资成本负担能力；资源寻求型 OFDI 无论是在产品声誉上还是在成本负担上均相对较低。这决定了制造业投入服务化在推动中间品部门创新时，通过投入产出联系提高企业消费品部门生产率，企业利用产品声誉提升的契机重点加强商贸服务型和当地生产型 OFDI，据此增强产品在海外市场的竞争力，同时企业也会利用生产成本分化的契机将可变要素投入中节约的资金用于高强度的研究开发型 OFDI。鉴于海外资源部门与企业最终消费品的相关性并不强，我们认为制造业投入服务化通过创新对企业资源寻求型 OFDI 的传导作用较弱。据此，提出理论假说 2：

假说 2：制造业投入服务化通过创新驱动了企业商贸服务型、当地生产型和研究开发型 OFDI，而对企业资源寻求型 OFDI 的影响不明显。

二、研究设计

（一）数据来源

本文研究样本为通过 2007—2013 年 CSMAR 数据库和商务部《境外投资企业（机构）名录》（以下简称《名录》）进行手工匹配生成的一套合并数据。鉴于 2007 年起上市公司采用新会计准则，本文样本共包含 7 年间中国 378 家沪深两市 A 股上市制造业公司 2646 个观测值的平衡面板数据^①。其中，上市公司财务数据来源于 CSMAR 数据库，本文剔除了明显存在异常值与缺失值的上市公司，样本筛选原则如下：（1）为保证数据的连贯性，剔除 2007 年以后成立的企业；（2）剔除样本期间被 ST 与 PT 的企业；（3）剔除营业收入和总资产为负的企业；（4）剔除流动资产或固定资产净额大于总资产的企业。企业 OFDI 数据来源于《名录》，由于《名录》仅提供了企业每年 OFDI 在商务部备案的一些基本信息，主要包括企业名称、投资目的地、经营范围和日期等，而没有提供投资金额信息，故本文只能利用这些信息来识别企业是否 OFDI 及其次数（李磊等，2018）^[12]。鉴于一部分企业 OFDI 的去向是百慕大群岛、开曼群岛等避税港和中国香港、中国澳门等“临近地区”，故将这些样本点剔除（田巍和余森杰，2012）^[13]。本文按照 2012 年证监会上市公司行业分类指引对制造业上市公司进行了规整统一，剔除了金融类企业，共得到 30 个制造行业^②，行业层面控制变量来自《中国工业统计年鉴》^③。本文对连续变量进行了 1% 和 99% 分位的缩尾处理来消除异常值。

（二）变量定义

1. 企业“走出去”

企业“走出去”为回归模型的被解释变量，本文借鉴 Lawless（2013）^[14] 的研究，企业 OFDI 存在“二元边际”之分。其中，OFDI 的“广延边际”表现为企业是

①在本文样本中，OFDI 企业数量为 47 家，合计样本量为 329 个，占总观测值比例为 12.43%。

②限于篇幅，上市公司与 WIOD 数据库制造行业对应代码未列出，读者可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

③该年鉴 2012 年之前的名称为《中国工业经济统计年鉴》。

否进入国际资本市场，存在投资行为的企业取值为1，否则取值为0；OFDI的“集约边际”表现为企业进入国际资本市场的次数，采用逐年投资的次数加总予以衡量。

2. 制造业投入服务化

制造业投入服务化为模型的核心解释变量。主流研究运用投入产出法核算的完全消耗系数测度了制造业投入服务化（Gunter and Mareile, 2010）^[15]^①。完全消耗系数是指制造业对服务行业的直接消耗份额，以及通过关联产业的数轮间接消耗份额加总，公式表示如下：

$$Ser_k = a_{sk} + \sum_{n=1}^N a_{sn} a_{nk} + \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^N a_{sm} a_{mn} a_{nk} + \dots \quad (1)$$

其中， k 表示制造行业， s 表示服务行业。 a_{sk} 为制造行业 k 对服务行业 s 的直接消耗份额，即 $a_{sk} = \frac{X_{sk}}{\sum_q X_{qk}}$ ，分子表示制造行业 k 对服务化行业 s 的直接消耗，分母表示制造行业 k 对任一行业 q 的直接消耗加总。 $\sum_{n=1}^N a_{sn} a_{nk}$ 为制造行业 k 通过行业 n ($n = 1, 2, 3, \dots, N$) 对服务行业 s 的第一轮间接消耗份额， $\sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^N a_{sm} a_{mn} a_{nk}$ 为制造行业 k 通过行业 n 再通过行业 m ($m = 1, 2, 3, \dots, M$) 对服务行业 s 的第二轮间接消耗份额，依此类推。

3. 企业创新

企业创新能力可通过其创新产出测度，将企业创新产出表示为公司及非异地子公司专利申请量加1的自然对数（黎文靖等，2021）^[16]。鉴于专利申请到公示之间存在时滞性，期末专利实际申请数量可能与数据库中的申请数量存在差异，从而会产生截断问题。参照 Bernstein (2015)^[17] 等文献的做法，将专利申请数量使用当年专利申请量一组内平均专利申请量进行标准化处理，以避免组间专利申请密度差异所带来的干扰。

4. 企业生产率

本文使用全要素生产率（TFP）作为企业生产率的代理指标。LP 方法为适用于微观数据 TFP 估计的半参数方法，对于样本同时性偏差和选择性偏差的纠正较为有益。由于 LP 方法在 OP 方法基础上将中间投入引入企业的生产函数中，使得 TFP 的估计结果有效性得到提升（鲁晓东和连玉君，2012）^[18]^②。因此，本文采用 LP 方法作为企业 TFP 的核算方法^③。

^①由于上市公司财务报表中未公布服务要素投入的相关数据，造成从企业层面测算制造业投入服务化水平存在一定的困难，而行业层面的企业在服务策略上与之具有相似性，故主流研究通常采用投入产出表计算的完全消耗系数予以衡量。

^②由于主营业务收入中包括中间投入，并不能准确衡量企业产出，因此很多学者使用企业增加值来衡量产出：企业增加值=职工薪酬+固定资产折旧+营业利润+税费。

^③参考 Ackerberg 等（2006）的研究^[19]，本文亦使用 ACF 方法对其线性进行调整后进行估计，结果未见明显变化。

5. 控制变量

本文还控制了企业和行业层面的其他因素。其中，企业层面的控制变量如下：(1) 固定资产投资，使用固定资产净额与总资产比值表示；(2) 存货周期，使用存货周转天数表示；(3) 资金回流速度，使用应收账款周转天数表示；(4) 资产规模，使用企业总资产表示；(5) 机构投资者持股，使用机构投资者持股比例表示；(6) 高管持股，使用高管持股比例表示；(7) 股权集中度，使用企业前十大股东股权比例表示；(8) 企业年龄，使用统计年份与企业成立日期之差表示；(9) 企业性质，使用虚拟变量定义，取值为1表示国有企业，取值为0则表示非国有企业。参考刘斌等(2016)^[20]的研究，行业层面控制变量包括：(1) 产值规模，使用行业增加值衡量；(2) 资本强度，使用行业资本存量除以劳动人数衡量^①；(3) 资本结构，使用国有资本与外商资本的比率衡量。

(三) 模型设定

根据数据特征及模型适用范畴，构建如下基准回归方程：

$$Ofdi_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 Ser_{jt} + Z\lambda + \mu_j + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

下标*i*、*j*和*t*分别表示企业、行业和年份。被解释变量*Ofdi*表示企业“走出去”，分为OFDI的“二元边际”。其中，当被解释变量为OFDI的“广延边际”时，因其为虚拟变量，故方程形式为二值选择模型(Probit模型)；当被解释变量为OFDI的“集约边际”时，因其为频数数据，故方程形式为Poisson模型。核心解释变量*Ser*表示制造业投入服务化。*Z*为控制变量集， μ_j 和*v_t*分别表示行业固定效应和年份固定效应， ε_{ijt} 为随机扰动项。上式中，待估参数 γ_1 的符号能够反映制造业投入服务化对企业OFDI的“二元边际”影响。

三、结果分析

(一) 制造业投入服务化对企业“走出去”的影响

表1报告了基准回归结果。结果表明，在加入行业固定效应后，制造业投入服务化对企业OFDI的“广延边际”和“集约边际”的影响至少在5%的水平上显著为正。回归结果证实了制造业投入服务化对企业OFDI的“二元边际”的正向促进作用。制造业投入服务化为我国企业注入了新的活力，企业将服务要素贯穿于产品生产的全流程，通过整合资源并发挥企业最大价值，以及在关键技术上发力以铸就核心竞争力，进而促使其摆脱传统制造业的“低端锁定”并促进新型制造能力上升，以实现国际分工地位的动态演进。当前的国际分工已经由产业层面的分工迈向产品层面的分工，并且呈现“碎片化”的趋势，而我国企业参与国际分工的广度和深度均已处于较高水平，OFDI也成为其实现横向一体化和纵向一体化目标中不可或缺的手段(Cheng and Kwan, 2000^[22]；Olney, 2013^[23])。制造业投入服务化不仅改变了我国企业的国际分工格局，也会相继激励企业“走出去”来适应新的分工格局，以达成全球经营目标。

^①制造行业资本存量使用永续盘存法核算，具体参考张军等(2004)。

表 1 制造业投入服务化对企业“走出去”的影响

项目	OFDI 的“广延边际”			OFDI 的“集约边际”		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
制造业投入服务化	0.0068 (0.0583)	0.2551 *** (0.0860)	0.2514 *** (0.0864)	-0.0111 (0.1044)	0.3811 ** (0.1781)	0.3802 ** (0.1745)
特征控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	否	是	是	否	是	是
年份固定效应	否	否	是	否	否	是
样本量	2 646	2 646	2 646	2 646	2 646	2 646
R ²	0.1493	0.2038	0.2046	0.1546	0.2320	0.2342

注：括号内为行业聚类稳健标准误，“*”、“**”、“***”分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。常数项省略，下表同。

(二) 稳健性检验

1. 内生性检验

制造业投入服务化对企业“走出去”的影响可能并非单向的，有能力“走出去”的企业在服务要素的使用强度上可能会更高，这种互为因果的关系会造成模型的内生性，导致估计系数存在偏差而无法准确地识别变量之间的真实关系^①。参照现有文献中的一般化处理方法，分别采用滞后一期和工具变量法对模型进行估计。其中，滞后一期处理考虑了制造业投入服务化的动态性以及相对于当期企业 OFDI 的外生性；工具变量法则要求工具变量既要保证与内生变量存在相关性，又要保证对被解释变量的外生性。本文选取了两个工具变量：一方面，本文将制造业投入服务化的滞后一期作为工具变量；另一方面，参考 Beverelli 等（2017）^[24] 的思路，构造类似于“巴蒂克工具变量”（Bartik Instrument）——加权平均制造业投入服务化指标。由于受到其他制造行业服务要素投入的驱使，本行业投入服务化也会发生变化，但其他行业服务要素投入与本行业内企业 OFDI 并无直接相关性，故基本满足工具变量的性质。内生性检验结果如表 2 第（1）—（4）列所示。观察发现，滞后一期制造业投入服务化的估计系数至少在10%的水平上均显著为正；而在采用工具变量法进行回归后，制造业投入服务化对企业 OFDI “二元边际”的正向影响在10%的水平上仍稳健存在。

①企业 OFDI 行为对行业制造业投入服务化的反向影响微乎其微，在一定程度上弱化了潜在内生性问题。

②加权平均制造业投入服务化构造为： $Ser_j^{IV} = \sum_k^N Ser_k SI_{kj}$ 。其中， $SI_{kj} = 1 - \left(\frac{pcGDP_k}{pcGDP_k + pcGDP_j} \right)^2 - \left(\frac{pcGDP_j}{pcGDP_k + pcGDP_j} \right)^2$ 。下标 j 、 k 分别表示第 j 和 k 个制造行业； Ser_j^{IV} 为对应 j 行业的加权制造业投入服务化水平； Ser_k 为 k 行业的制造业投入服务化水平； SI_{kj} 为 k 和 j 行业的相似程度，根据行业间劳动力收入水平判断， $pcGDP$ 表示行业人均 GDP。

表2 内生性检验

项目	滞后一期		工具变量法	
	OFDI的“广延边际”	OFDI的“集约边际”	OFDI的“广延边际”	OFDI的“集约边际”
	(1)	(2)	(3)	(4)
滞后一期	0.2476 *** (0.0956)	0.3401 * (0.1935)		
制造业投入服务化			0.1935 ** (0.0892)	0.3593 * (0.2089)
特征控制变量	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	2 268	2 268	2 646	2 646
R ²	0.2070	0.2396		

注: Probit 模型的工具变量法为两阶段最小二乘法 (2SLS), Poisson 模型的工具变量法为广义矩估计法 (GMM), 表中汇报的是第二阶段回归方程的结果。

2. Logit 回归与零膨胀 Poisson 回归

在离散模型中, 二值 Logit 回归也是常用的模型。Logit 回归模型和 Probit 回归模型除了在随机变量的分布形式要求上有所不同, 两者在离散模型估计结果上通常不会有太大差别。为此, 本文将采用 Logit 回归模型对制造业投入服务化对 OFDI 的“广延边际”进行估计以检验结果的稳健性。同时, 因非 OFDI 企业的观测值较多, 导致被解释变量取值为 0 的概率较高, 产生零膨胀问题, 需要采用零膨胀 Poisson (Zero-Inflated Poisson, 简称 ZIP) 回归方法进行检验, ZIP 模型的估计对应于零生成过程的两个组件。其中, 第一个过程由生成结构零的二进制分布控制, 第二个过程由泊松分布控制, 并由该分布生成计数。回归结果如表 3 第 (1) — (2) 列所示。观察发现, Logit 回归结果中的制造业投入服务化的系数、符号及显著性均未发生较大变化, ZIP 回归结果中的制造业投入服务化的系数虽有所减小, 但仍在 5% 显著性上为正, 说明制造业投入服务化对企业 OFDI 的“二元边际”的影响不会随特定回归方法的选择而发生变化。

3. 基于 KWW 方法的制造业投入服务化再测度

基于 KWW 框架下的出口增加值测算方法, 亦可分解得到制造业投入服务化水平 (Koopman et al., 2014)^[25]。在全球价值链分工背景下, 通过 WIOD 数据库中的多国投入产出模型建立增加值的分析框架, 可识别中国制造业出口中来自不同国家不同服务行业的贡献程度。增加值测算方法不仅能够反映进口增加值与制造业服务化之间的关联性, 还可以细化到中国本土制造行业的服务业增加值水平^①。借助于该指标, 本文对模型重新进行估计, 结果如表 3 第 (3) — (4) 列所示。观察

^①KWW 方法将出口增加值的来源分为国内和进口两部分 (吴永亮和王恕立, 2018)^[26]。

发现，采用 KWW 方法测算的制造业投入服务化对企业 OFDI 的“广延边际”和“集约边际”的正向影响仍存在，说明制造业出口贸易中的服务业增加值上升对企业“走出去”产生了良好的激励作用，与基准回归结果一致。

表 3 Logit 回归与 ZIP 回归

项目	Logit 回归	ZIP 回归	替换指标: KWW 方法	
	OFDI 的“广延边际”	OFDI 的“集约边际”	OFDI 的“广延边际”	OFDI 的“集约边际”
	(1)	(2)	(3)	(4)
制造业投入服务化	0.3935 ** (0.1674)	0.1108 ** (0.0562)	0.1729 ** (0.0835)	0.2390 ** (0.1007)
特征控制变量	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	2 646	2 646	2 646	2 646
R ²	0.2003		0.1987	0.2297

(三) 异质性分析

1. 服务类型异质性

制造业厂商中间品部门的研发活动对服务需求存在多样性，专业科技类服务和非专业科技类服务均发挥着各自作用。专业科技类服务能为企业中间品的设计、功能和用途提供最新的方案，而非专业科技类服务则为企业提供了融资、物流和信息咨询等方面的支持，最大限度地节约了交易成本。专业科技类服务投入和非专业科技类服务投入对企业“走出去”的影响是否存在异质性呢？为此，本文借鉴胡昭玲等（2017）^[27]的研究，分别计算制造业对这两类服务业的完全消耗系数，再带入模型予以检验^①，结果如表 4 所示。观察发现，专业科技类投入服务化和非专业科技类投入服务化对企业 OFDI 的“广延边际”和“集约边际”的影响均显著为正，说明它们作为两类必要服务，对企业“走出去”起到了推动作用。其中，专业科技服务化通过专业化的前沿技术支撑和持续的高素质人才输出提高了企业的研发效率，运输仓储服务削减了中间品进入市场的时间距离，金融保险服务为企业获取充足的研发资金开辟渠道。对比发现，专业科技服务对 OFDI “集约边际”的正向作用要明显高于非专业科技服务^②。原因在于，专业科技服务聚焦于研发与设计、成果转化与推广以及生产性专业技术交易与转让等方面，相较于非专业科技服务对企业分工地位的提升作用更为直接，对其 OFDI 起到了更强的促进作用。

^①根据国家统计局关于生产性服务业统计分类目录（2019），专业科技类服务是指研发设计与其他技术服务，非专业科技类服务是指物流服务、信息服务、金融服务、租赁服务、商务服务等。

^②企业采用专业科技类服务和非专业科技类服务化对 OFDI 的“广延边际”影响差异较小，体现了企业在进行 OFDI 决策时，为尽可能规避投资风险和不确定性因素会综合采用研发、融资、物流和信息咨询等服务要素。专业科技类服务的前期投入大，因研发周期较长，对企业 OFDI 的“广延边际”助推效果较小。

表4 服务类型异质性

项目	专业科技类服务		非专业科技类服务	
	OFDI的“广延边际”	OFDI的“集约边际”	OFDI的“广延边际”	OFDI的“集约边际”
	(1)	(2)	(3)	(4)
制造业投入服务化	0.2465 ** (0.1073)	0.3841 *** (0.1416)	0.2472 ** (0.0938)	0.3206 ** (0.1445)
特征控制变量	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	2 646	2 646	2 646	2 646
R ²	0.1757	0.2458	0.1756	0.2467

2. 制造行业异质性

不同制造行业企业参与服务分工程度存在差异，知识密集型行业处于价值链的顶端位置，其产品生产对高端中间品存在较强依赖性，企业的研发密度较高，研发环节所需的服务要素相对较多；非知识密集型行业多位于价值链的中低端位置，企业生产主要依靠劳动、资本和土地等传统生产要素，对研发部门的中间品需求较少，服务要素依赖程度较低。因此，制造业投入服务化对不同行业企业竞争力的作用不同，也会对其“走出去”决策产生不一样的影响。据此参照马盈盈和盛斌（2018）^[28]的研究，并根据上市公司的行业代码，本文将企业所处制造行业分为知识密集型和非知识密集型，再对两组企业样本进行估计^①，结果如表5所示。观察发现，制造业投入服务化对知识密集型行业企业 OFDI 的“广延边际”和“集约边际”的影响均显著为正，但此类作用对于非知识密集型行业企业却并不存在，说明制造业投入服务化主要增强了知识密集型行业企业的研发优势，其涌现出的先进中间品对企业分工地位稳固产生了积极作用，自然构成了企业“走出去”的垄断优势；而非知识密集型行业企业生产经营则对中间品的敏感性欠缺，研发部门与生产部门的联结性不强，因而限制了制造业投入服务化对企业“走出去”推动作用的发挥。

表5 制造行业异质性

项目	知识密集型行业		非知识密集型行业	
	OFDI的“广延边际”	OFDI的“集约边际”	OFDI的“广延边际”	OFDI的“集约边际”
	(1)	(2)	(3)	(4)
制造业投入服务化	0.1288 *** (0.0419)	0.3172 ** (0.1427)	-0.5811 (1.1809)	-0.7785 (1.1400)
特征控制变量	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	1 183	1 183	1 463	1 463
R ²	0.1237	0.1356	0.3664	0.5599

^①知识密集型制造行业包括化学原料及化学制品制造业、机械制造业、电气及电子机械器材制造业以及交通运输设备制造业，其他制造行业均为非知识密集型制造行业。

3. 产权性质异质性

国有企业与非国有企业在经营方式上存在先天差异，表现为国有企业的制造业投入服务化水平相对于非国有企业普遍更低（魏作磊和王锋波，2020）^[29]。因此，本文预期不同产权性质企业在制造业投入服务化水平上的差异会产生两种迥异的创新结果：一是追赶效应，即国有企业较低的初始制造业投入服务化水平会令其拥有更高的增长率，在边际效应递减规律下，国有企业的服务投入对中间品研发能力的促进作用相较于非国有企业更强；二是叠加效应，即初始制造业投入服务化水平的差距使得非国有企业率先形成了服务导向的经营理念，长此以往又会强化其在中间品研发领域中的竞争优势，而国有企业的服务理念缺失将会扩大其与非国有企业之间的断层，造成国际分工的“低端锁定”。在两类互为相反效应的作用下，制造业投入服务化必然会造成国有企业和非国有企业“走出去”的竞争优势差异。根据产权性质划分的检验结果如表6所示。观察发现，制造业投入服务化对非国有企业 OFDI 的“广延边际”和“集约边际”的促进作用要显著强于国有企业，说明制造业投入服务化的“叠加效应”占主导，扩大了国有企业与非国有企业在中间品研发中的差距，促使非国有企业加速取代国有企业成为我国 OFDI 的主体。

表6 产权性质异质性

项目	国有企业		非国有企业	
	OFDI 的“广延边际”	OFDI 的“集约边际”	OFDI 的“广延边际”	OFDI 的“集约边际”
	(1)	(2)	(3)	(4)
制造业投入服务化	-0.0751 (0.8111)	0.2211 (1.0598)	0.4881 *** (0.1074)	0.4024 ** (0.1627)
特征控制变量	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	1 047	1 047	1 599	1 599
R ²	0.2039	0.2800	0.1945	0.2750

四、进一步讨论

为验证本文制造业投入服务化影响企业 OFDI 的创新驱动路径的两个理论假说，本文构建满足阶条件的可识别面板联立方程组（Simultaneous Equations Model，简称 SEM）这一结构模型作为实证检验制造业投入服务化影响企业 OFDI 的创新驱动路径的计量方法，设定如下：

$$\begin{cases} Ofdi_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Tfp_{it} + Z\xi + \mu_j + v_t + \varepsilon_{1it} \\ Tfp_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 Inno_{it} + Z\zeta + \mu_j + v_t + \varepsilon_{2it} \\ Inno_{ijt} = \eta_0 + \eta_1 Ser_{jt} + Z\zeta + \mu_j + v_t + \varepsilon_{3ijt} \end{cases} \quad (3)$$

SEM 方程组由 OFDI 决定方程、生产率决定方程和创新决定方程共同构成。 $Inno$ 表示制造业企业创新，受制造业投入服务化的影响； Tfp 表示制造业企业生产率，取决于企业创新程度并决定企业是否“走出去”。三个方程均包含控制变量、行业和年份固定效应， ε_{1u} 、 ε_{2u} 和 ε_{3ijt} 为各方程的随机扰动项。根据 SEM 中待估参数 γ_1 、 φ_1 和 η_1 的符号，能够识别制造业投入服务化通过增强企业创新能力带来的生产率提升对其 OFDI 的“二元边际”的影响，可用于验证制造业投入服务化影响企业“走出去”的创新驱动路径是否成立。本文采用三阶段最小二乘法（Three Stage Least Square，简称 3SLS）对（3）式进行估计。

表 7 报告了制造业投入服务化影响企业“走出去”的创新驱动路径检验结果。第（1）—（3）列和第（4）—（6）列 SEM 的终点变量分别为 OFDI 的“广延边际”和“集约边际”。在企业创新决定方程中，制造业投入服务化的估计系数在 1% 的水平上显著为正，说明制造业投入服务化提升了企业创新能力；在企业生产率决定方程中，企业创新对其生产率的影响显著为正，说明创新是企业生产率提升的主要方式；在 OFDI 的“二元边际”决定方程中，企业生产率的估计系数均显著为正，说明生产率提升的确对企业“走出去”存在正向影响。该结论证实了异质性企业理论中关于生产率作为企业 OFDI 的决定性因素的基本观点，说明中国企业在“走出去”不存在生产率悖论（朱荃和张天华，2015）^[30]。基于上述结论可知，制造业投入服务化构成了企业“走出去”的创新驱动力，并通过企业中间品部门创新有效提升了生产率，而生产率的提升所产生的产品声誉效应和成本分化效应又推动了其“走出去”，验证了本文理论假说 1。

表 7 制造业投入服务化影响企业“走出去”的创新驱动路径

项目	企业创新	企业生产率	OFDI 的 “广延边际”	企业创新	企业生产率	OFDI 的 “集约边际”
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
制造业投入服务化	0.4783 *** (0.1213)			0.4783 *** (0.1213)		
企业创新		0.1591 *** (0.0244)			0.1591 *** (0.0244)	
企业生产率			0.0482 ** (0.0207)			0.0260 ** (0.0107)
特征控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2 646	2 646	2 646	2 646	2 646	2 646
R ²	0.4559	0.7113	0.1572	0.4559	0.7113	0.1408

接下来，本节将详细讨论制造业投入服务化通过创新对企业不同动机 OFDI 的作用。为了能够从数据上甄别企业投资动机，我们根据《名录》中的经营范围对企业投资动机进行了初次筛选，并对无法确定的企业进行二次筛选，将企业名称、投资国家、投资年份等信息于互联网进行交叉搜索予以确定^①，再分别带入 SEM 中进行检验，表 8 给出了企业 OFDI 在不同动机下的“二元边际”决定方程回归结果。观察发现，在区分了企业 OFDI 动机后，制造业投入服务化对企业创新的正向影响和企业创新对其生产率的提升作用均保持稳健^②。生产率对企业不同动机 OFDI 的影响却存在着显著差异。回归结果表明，生产率越高的企业越倾向于选择商贸服务型、当地生产型和研究开发型的 OFDI；然而，生产率提升对企业资源寻求型 OFDI 并不存在显著影响。由前文理论分析可知，制造业投入服务化对企业“走出去”的创新驱动主要体现于产品声誉效应和生产成本分化效应，而两类效应与企业商贸服务型、当地生产型和研究开发型 OFDI 的关联性较强。进一步结合企业参与全球价值链分工方式，商贸服务型和当地生产型 OFDI 体现了企业横向一体化分工方式，而研究开发型 OFDI 通常与母公司存在后向关联，体现了企业垂直一体化的分工方式。因此，制造业投入服务化通过创新提升了企业的产品国际影响力和生产效率，对其参与全球价值链起到了重塑作用，增强了企业“走出去”背后的市场寻求、效率寻求和技术寻求动机，验证了本文理论假说 2。

表 8 考虑企业异质性动机 OFDI 的回归结果

项目	商贸服务型		当地生产型		研究开发型		资源寻求型	
	OFDI 的 “广延边际”	OFDI 的 “集约边际”	OFDI 的 “广延边际”	OFDI 的 “集约边际”	OFDI 的 “广延边际”	OFDI 的 “集约边际”	OFDI 的 “广延边际”	OFDI 的 “集约边际”
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
企业生产率	0.0365 ** (0.0153)	0.0066 ** (0.0030)	0.0754 * (0.0452)	0.2653 * (0.1600)	0.0845 *** (0.0131)	0.1461 ** (0.0557)	-0.0384 (0.3082)	-0.1594 (0.3816)
特征控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	2 590	2 590	2 464	2 464	2 492	2 492	2 331	2 331
R ²	0.1416	0.1355	0.1434	0.1292	0.0957	0.1145	0.0567	0.0535

^①对《名录》的经营范围初步筛选时，将含商贸、贸易、出口、进口、进出口、租赁、批发、零售、销售、商务、服务等关键词的投资定义为“商贸服务型”，将含生产、制造、制作、加工、组装、改装、安装、维护、修理、包装等关键词的投资划分为“当地生产型”，将含采矿、矿业、矿山、开采、矿产、勘探、能源、采选等关键词的投资划分为“资源寻求型”，将含研究、开发、研发、技术、设计、研制等关键词的投资划分为“研究开发型”。

^②限于篇幅，回归结果可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

五、结论与政策启示

在我国开放水平不断提高的新形势下，如何通过创新驱动来提升企业“走出去”的核心竞争力是当前的重要使命。本文理论分析了制造业投入服务化影响企业“走出去”的创新路径，并采用2007—2013年手工匹配的制造业上市公司数据，实证检验了制造业投入服务化对企业“走出去”的影响，主要结论包括：（1）制造业投入服务化总体上提升了企业OFDI的“广延边际”和“集约边际”。（2）制造业投入服务化主要通过增强企业的中间品部门创新能力来提高生产率，强化了企业“走出去”背后的市场寻求、效率寻求和技术寻求动机。（3）制造业投入服务化对企业“走出去”的影响存在服务类型、制造行业与产权性质等多方面的异质性：首先，相较于非专业科技类服务，企业采用专业科技类服务对其OFDI产生了更强的推动作用；其次，知识密集型制造行业服务投入稳固了其在研发环节的优势地位，助力企业加快形成OFDI的国际竞争力；最后，非国有企业服务投入产生的创新“叠加效应”显著增强了其相对于国有企业在中间品研发领域的垄断优势，更好地达到了“走出去”的效果。

本文结论对于我国全面贯彻以制造业投入服务化为核心的供给侧结构性改革，围绕企业全球价值链分工格局的动态上升来推动企业“走出去”具有重要的政策启示。在“双循环”新经济发展格局下，国内循环和国际循环已经成为了不可分割的统一体，国外循环升级应以国内循环升级为基础，培育服务型制造不仅是当前我国内产业结构转型升级和高质量发展的题中之义，也应成为我国抢占高附加值制造业全球价值链分工的必由之路，必将深刻地影响着企业海外投资布局。为此，我国应坚定不移地发展知识密集型先进制造业，发挥非国有企业在服务化转型上的示范作用，重点给予其研发领域的政策支持，并通过产业配套来完善基础设施条件，同时重点培育专业科技类生产性服务业以加快促成规模经济效应，实现制造业企业利用优质服务由低效低附加值的传统产品供给向高效高附加值的创新驱动产品供给转变。另外，要将服务型制造业打造成我国“走出去”的优势产业，既需要政府为企业搭建更便捷的境外投资平台，采取相应的激励措施引导企业通过水平一体化和垂直一体化等多种形式参与全球分工，也要求服务型制造企业主动将自身的经营目标与全球化相对接，不失时机地根据市场、效率和技术等需求导向进行海外投资，以形成国内外生产分工的优势互补。

[参考文献]

- [1] 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.
- [2] 周大鹏.新发展格局下制造业服务化对中国企业海外并购的影响研究[J].世界经济研究,2021(8):107-119+137.
- [3] FU X, EMES D, HOU J. Multinational Enterprises and Structural Transformation in Emerging and Developing Countries: A Survey of The Literature [J]. International Business Review, 2021, 30 (2): 101801.

- [4] FERNANDES A M, PAUNOV C. Services FDI and Manufacturing Productivity Growth: There Is A Link [R]. Policy Research Working Paper Series, 2008.
- [5] BUSTINZA O F, GOMES E, VENDRELL-HERRERO F, et al. Product-Service Innovation and Performance: The Role of Collaborative Partnerships and R&D Intensity [J]. *R&D Management*, 2019, 49 (1): 33–45.
- [6] 李方静. 制造业投入服务化与企业创新 [J]. 科研管理, 2020 (7): 61–69.
- [7] 程东全, 顾锋, 耿勇. 服务型制造中的价值链体系构造及运行机制研究 [J]. 管理世界, 2011 (12): 180–181.
- [8] BLACKBURN K, FORGUES-PUCCIO G F. Why Is Corruption Less Harmful in Some Countries Than in Others? [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2009, 72 (3): 797–810.
- [9] HELPMAN E, MELITZ M J, YEAPLE S R. Export Versus FDI With Heterogeneous Firms [J]. *American EconomicReview*, 2004, 94 (1): 300–316.
- [10] REISKIN E D, WHITE A L, JOHNSON J K, et al. Servicizing The Chemical Supply Chain [J]. *Journal of Industrial Ecology*, 1999, 3 (2–3): 19–31.
- [11] 李磊, 白道欢, 冼国明. 对外直接投资如何影响了母国就业? ——基于中国微观企业数据的研究 [J]. 经济研究, 2016 (8): 144–158.
- [12] 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.
- [13] 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, 11 (2): 383–408.
- [14] LAWLESS M. Do Complicated Tax Systems Prevent Foreign Direct Investment? [J]. *Economica*, 2013, 80 (317): 1–22.
- [15] GUNTER C D, MAREILE A. Communication Development and Disorders for Partners in Service [M]. Plural Publishing, 2010.
- [16] 黎文靖, 彭远怀, 谭有超. 知识产权司法保护与企业创新——兼论中国企业创新结构的变迁 [J]. 经济研究, 2021 (5): 144–161.
- [17] BERNSTEIN S. Does Going Public Affect Innovation? [J]. *The Journal of Finance*, 2015, 70 (4): 1365–1403.
- [18] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007 [J]. 经济学 (季刊), 2012 (2): 541–558.
- [19] ACKERBERG D, CAVES K, FRAZER G. Structural Identification of Production Functions [R]. MPRA Paper No. 38349, 2006.
- [20] 刘斌, 魏倩, 吕越, 等. 制造业服务化与价值链升级 [J]. 经济研究, 2016 (3): 151–162.
- [21] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000 [J]. 经济研究, 2004 (10): 35–44.
- [22] CHENG L K, KWAN Y K. What Are The Determinants Of The Location of Foreign Direct Investment? The Chinese Experience [J]. *Journal of International Economics*, 2000, 51 (2): 379–400.
- [23] OLNEY W W. A Race to The Bottom? Employment Protection and Foreign Direct Investment [J]. *Journal of International Economics*, 2013, 91 (2): 191–203.
- [24] BEVERELLI C, FIORINI M, HOEKMAN B. Services Trade Policy and Manufacturing Productivity: The Role of Institutions [J]. *Journal of International Economics*, 2017, 104: 166–182.
- [25] KOOPMAN R, WANG Z, WEI S J. Tracing Value-added and Double Counting in Gross Exports [J]. *American Economic Review*, 2014, 104 (2): 459–494.
- [26] 吴永亮, 王恕立. 增加值视角下的制造业服务化再测算: 兼论参与GVC的影响 [J]. 世界经济研究, 2018 (11): 99–115+134+137.
- [27] 胡昭玲, 夏秋, 孙广宇. 制造业服务化、技术创新与产业结构转型升级——基于WIOD跨国面板数据的实证研究 [J]. 国际经贸探索, 2017 (12): 4–21.
- [28] 马盈盈, 盛斌. 制造业服务化与出口技术复杂度: 基于贸易增加值视角的研究 [J]. 产业经济研究, 2018 (4): 1–13+87.

- [29] 魏作磊, 王锋波. 制造业服务化对企业绩效的影响——基于广东省上市公司数据的 PSM-DID 实证分析 [J]. 财经理论研究, 2020 (6): 72-86.
- [30] 朱荃, 张天华. 中国企业对外直接投资存在“生产率悖论”吗——基于上市工业企业的实证研究 [J]. 财贸经济, 2015 (12): 103-117.

What Is Innovation's Driving Force for Chinese Firms Going Global —Theoretical Analysis and Empirical Evidence from Servitization of Manufacturing Industry

NIE Fei FAN Bing LU Siqi

Abstract: This paper studies the innovation driving force of servitization in manufacturing industry on firms' internationalization based on a theoretical perspect, and utilizes hand-matched data of Chinese listed manufacturing companies from 2007 to 2013. The results show that servitization of manufacturing industry improves extensive and intensive margins of firms' OFDI. Servitization of manufacturing industry brings positive influences on dual margins of OFDI by enhancing innovation capacity in intermediate good sectors to improve productivity. In addition, “going global” brings market-seeking, efficiency-seeking, and technology-seeking motivation to the industry. Knowledge-intensive also non-state-owned enterprises adopt professional sci-tech services to push themselves-“going global”. We suggest that the supply-side structural reform in China should focus on advancing the servitization process of manufacturing industry to strengthen firms' competitiveness, and ultimately facilitating the global of internationalization.

Keywords: OFDI; Servitization of Manufacturing Industry; Innovation; Productivity; Motivation

(责任编辑 白光)