

制造业投入服务化对企业出口国内增加值的提升效应

——基于中国制造业微观企业的经验研究

许和连, 成丽红, 孙天阳

[摘要] 服务化已成为全球制造业发展的重要趋势。本文基于 2000—2010 年中国工业企业数据库、中国海关进出口数据库和世界投入产出数据库(WIOD)的投入产出数据,测算了中国各制造行业的投入服务化程度,以及制造业企业的出口国内增加值率(DVAR),并实证检验制造业投入服务化对企业出口国内增加值率的影响及作用机制。研究发现:总体来看,中国制造业投入服务化与企业出口 DVAR 之间呈 U 型关系,这主要是因为投入服务化对不同贸易类型企业的影响存在差异,其中对一般贸易企业出口 DVAR 的影响显著为正,而对加工贸易和混合贸易企业出口 DVAR 产生 U 型影响效应;制造业投入服务化对企业出口 DVAR 的影响具有明显异质性,依赖于企业贸易类型、技术水平、所在地区、所有制类型及服务要素投入特点;影响机制检验表明,成本降低和技术创新是制造业投入服务化提升企业出口 DVAR 的可能渠道;市场化进程和服务业开放程度较高的地区或行业,制造业投入服务化将显著促进企业出口 DVAR 提升。本文研究结论对于中国发展服务型制造和企业出口转型升级具有重要的政策启示。

[关键词] 制造业投入服务化; 出口国内增加值; 企业异质性

[中图分类号]F260 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)10-0062-19

一、引言

在新一代信息技术和“互联网+”应用日益广泛和深入的背景下,全球制造业呈现出制造业服务化,即从“生产型制造”向“服务型制造”转型的趋势。《中国制造 2025》给出了中国制造强国建设高端化、智能化、绿色化、服务化的总体导向,其中特别指出,制造业服务化与制造业转型升级密切相关(黄群慧,2017),制造业服务化意味着向价值链的高端发展,是《中国制造 2025》的战略支撑,也

[收稿日期] 2017-06-20

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“‘一带一路’相关国家贸易竞争与互补关系研究”(批准号16ZDA038);国家自然科学基金面上项目“文化的空间结构对国际贸易网络演化的影响研究”(批准号 41371134);湖南省研究生科研创新项目“制度环境、服务外包与价值链提升研究”(批准号 CX2017B127)。

[作者简介] 许和连(1971—),男,湖南娄底人,湖南大学经济与贸易学院副院长,教授,博士生导师;成丽红(1989—),女,山西晋城人,湖南大学经济与贸易学院博士研究生;孙天阳(1989—),男,辽宁沈阳人,湖南大学经济与贸易学院博士研究生。通讯作者:成丽红,电子邮箱:chenglihonghappy@126.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

是“中国制造”迈向“中国创造”的重要保障。为贯彻落实《中国制造 2025》，2016年7月，工业和信息化部发布了《发展服务型制造专项行动指南》，明确指出“制造业企业通过创新优化生产组织形式、运营管理方式和商业发展模式，不断增加服务要素在投入和产出中的比重，从以加工组装为主向‘制造+服务’转型，从单纯出售产品向出售‘产品+服务’转变，有利于延伸和提升价值链，提高全要素生产率、产品附加值和市场占有率”，并提出“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”。

在全球价值链分工背景下，制造业企业出口中的国内增加值已成为判断企业参与国际贸易真实利得的重要标准。就现实情况而言，一方面，中国制造企业在参与全球竞争中需要围绕研发设计、加工制造、维护支持等多个环节，不断融入服务要素和内容，抢占价值链的高端环节；另一方面，中国企业大部分仍处于加工组装环节，造成对生产服务的需求大多停留在低端服务领域，且代表现代服务业发展趋势的生产性服务业相对滞后，对制造业的渗透力和支撑作用还很有限（夏杰长，2015），导致企业实际出口中的国内增加值较低。根据现有研究和文献，可以从投入和产出两个不同的维度来探索制造业服务化的进展情况及其影响效应，本文主要关注制造业投入服务化方面。那么，制造业投入服务化会促进企业出口国内增加值吗？如果是，可能的影响机制有哪些？制造业投入服务化对异质性企业出口国内增加值的影响是否存在差异？影响效应随外部制度环境的变化是否存在差异？上述问题的解决对于中国发展服务型制造的实施和企业出口贸易的转型升级具有重要意义。

国内外学者现有的研究主要集中在制造业服务化对企业生产率、生产成本、企业绩效、技术创新、出口二元边际等方面的影响。Reiskin et al.(1999)、Fishbein et al.(2000)、Grossman and Rossi-Hansberg(2010)等研究表明，制造业投入服务化能够提高服务要素供给质量，从而降低企业生产成本，促进企业生产率的提升。Lodefalk(2014)的研究发现，制造业企业的服务投入强度将显著影响产品的国际竞争力。张文红等(2010)发现服务中介机构对制造企业的服务创新发挥着十分特殊的作用。Neely(2008)的研究表明，制造业服务化程度与企业绩效间存在“U型”曲线关系。刘斌和王乃嘉(2016)的实证研究发现，制造业投入服务化通过生产率提升、创新激励、规模经济等效应对中国企业出口二元边际的优化产生重要影响。具体到制造业服务化对价值链升级的影响方面，刘斌等(2016)发现，制造业服务化显著提升了中国企业在价值链体系中的分工地位，但其分析仍是基于制造业行业层面，没有对微观作用机制进行全面考察。此外，也有学者从增加值贸易视角研究了企业出口国内增加值的影响因素，如Johnson and Noguera(2012)、张杰等(2013)、樊秀峰和程文先(2015)、Kee and Tang(2016)、张斌等(2017)等。

综上所述，虽然目前有较多相关研究成果，但鲜有涉及制造业服务化对企业出口行为影响的研究，特别是从增加值视角将制造业投入服务化与企业微观层面的出口国内增加值相结合的视角，来考察制造业投入服务化对中国企业出口国内增加值影响的经验研究更为缺乏。基于此，相比现有文献，本文可能的改进之处在于：①率先从微观层面探讨了制造业投入服务化对企业出口国内增加值的影响，弥补了现有研究停留在国家或产业层面视角的局限，且文中的制造业投入服务化系数首次使用WIOD(2016)最新公布的2000—2014年56个部门的投入产出数据测算的完全消耗系数，企业出口中的国内增加值率(DVAR)利用2000—2010年中国工业企业数据库和中国海关数据库匹配的微观测算方法，更有助于为研究提供详实可靠的数据支持。②基于贸易类型、所在地区、技术水平、所有制类型，以及制造业投入服务化类型，本文甄别了制造业投入服务化对企业出口国内增加值率的异质性影响；并通过构建中介模型进一步探讨了制造业投入服务化如何通过影响企业成本和技术创新来影响企业出口DVAR，检验了制造业投入服务化对企业出口DVAR可能的影响路径，

加深了对服务中间投入与企业出口国内增加值之间关系的认识。③将作为外部制度环境的市场化进程和服务业开放程度,与制造业投入服务化纳入统一的分析框架。现有相关研究大都忽略了国内制度因素的作用,本文基于中国各地区市场化进程以及各行业服务业开放程度存在显著差异这一现实,系统考察了外部制度环境与制造业投入服务化在影响企业出口 DVAR 的互动关系,该发现对于如何提升企业出口国内增加值率具有重要的政策含义。

二、制造业投入服务化影响企业出口国内增加值的机制分析

随着技术的不断进步以及产业分工更加细化,企业价值链的增值环节愈发复杂,产品从研发、生产到营销、配送、维护所形成的价值链过程开始分解、整合。为实现价值链多环节的利润,企业将价值链的中心转移到能带来更多利润的价值链两端的的服务环节,其结果是价值链产业结构呈现“微笑曲线化”(安筱鹏,2012)。企业出口增加值构成中纯粹制造环节所占比例越来越低,而研发设计、产品营销、咨询售后等价值链两端的的生产性服务所占比重越来越高,因而制造业投入服务化已成为企业出口国内增加值率(DVAR)的重要来源。虽然制造业服务化与价值链升级间的正向关系已经被一些学者所证实(刘斌等,2016),但其分析主要基于制造业行业层面。由于企业异质性和外部制度环境差异,企业所拥有的无形和有形资源将决定其投入产出效率,以及掌控对应价值链环节的能力(顾乃华,2010)。如果不考虑企业异质性,可能会对服务业中间投入对企业增加值贸易影响等方面的估计带来潜在的偏差(Puzzello,2012)。

在制造业的国际分工中,中国企业大部分仍处于加工组装环节,且现代服务业发展仍相对滞后,受竞争环境和自身素质的影响,企业对价值链两端的的服务需求层次和规模较低。此时如果忽视企业驾驭不同价值链环节的能力,没有完善的制度环境支持,而盲目追求制造业投入的服务化,其促进作用不仅可能被减弱,甚至服务业可能挤压企业出口的真实贸易利得。而当投入服务化水平超过一定的临界值时,随着企业自身素质的提升,服务和制造环节的耦合更加紧密,服务化水平的增强将有助于企业占领价值链的高端环节,有利于制造业投入服务化对企业出口国内增加值的促进作用。因而制造业投入服务化与企业出口 DVAR 两者之间可能存在非线性关系。

企业出口 DVAR 是利用微观数据从企业层面测算出口中的国内增加值率,本文借鉴 Kee and Tang(2016)、李胜旗和毛其淋(2017),经过理论推导得到企业出口 DVAR 的数学表达式:

$$DVAR_{it} = 1 - \alpha_m \frac{c_{it}}{p_{it}} \frac{1}{1 + (p_t^I / p_t^D)^{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别为企业和年份, α_m 为中间投入的产出弹性, c_{it} 为最终品的边际成本, p_{it} 为最终品价格, p_t^D 为国内中间品的平均价格, p_t^I 为进口中间品的平均价格, σ 为国内中间品与进口中间品的替代弹性, $\sigma > 1$ 。(1)式分别对 c_{it} 和 p_t^I / p_t^D 求一阶偏导得到:

$$\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial c_{it}} = -\frac{\alpha_m}{p_{it}} \frac{1}{1 + (p_t^I / p_t^D)^{\sigma-1}} < 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial (p_t^I / p_t^D)} = (\sigma-1) \alpha_m \frac{c_{it}}{p_{it}} \frac{(p_t^I / p_t^D)^{\sigma-2}}{[1 + (p_t^I / p_t^D)^{\sigma-1}]^2} > 0 \quad (3)$$

从(2)式和(3)式可以得出,边际成本(c_{it})与企业出口 DVAR 负相关,而进口中间品与国内中间品相对价格(p_t^I / p_t^D)与企业出口 DVAR 呈正相关关系。此外,考虑到企业的技术创新会增加国内中

中间品的数量和种类,导致国内中间品平均价格的下降,从而带来 p_i^I/p_i^D 的上升(李胜旗和毛其淋,2017),因此,技术创新可以用来间接刻画进口中间品与国内中间品的相对价格。由此可见,企业成本的下降和技术创新水平的提升均有利于提高企业出口DVAR。基于此,本文从成本效应和技术创新效应两个方面分析制造业投入服务化对企业出口国内增加值的影响机制。

(1)成本效应。制造业服务化涉及企业诸多问题,如服务化后企业新的价值主张、新的定价模式与营收模式、新的企业组织等(Araujo and Spring,2006)。中国制造业总体上仍以加工组装为主,随着加工贸易企业的不断发展,其投入服务化通过“成本效应”对出口DVAR的影响有一个不断演变的过程。由于加工贸易企业长期以来更多关注有形资产和生产规模的扩张,企业的技术、人才等无形资产和知识资产基础比较薄弱,造成了早期的生产服务大多停留在低端服务领域,服务化程度较低。此时如果盲目采取制造业投入的大量服务化,可能会引起企业经营成本和管理复杂程度的大幅上升(Gebauer et al.,2005),导致企业出口DVAR降低。当制造业投入服务化程度超过某一阈值时,随着服务中间投入的逐渐提升,企业通过外购效率更高、质量更优、费用更低的专业化生产性服务,能够直接降低生产成本;企业将非核心环节外包给服务企业,自身专注于主营业务,间接降低制造成本(Grossman and Rossi-Hansberg,2008);且随着产业分工的深化,企业生产中的统筹、协调等环节将主要由生产性服务业完成,节约了企业的交易成本(吕政等,2006)。此时,推进制造业投入服务化能够把其资源专注于高知识和技术密集型产品的生产,有利于实现企业的内部规模经济和外部规模经济(刘斌等,2016),降低企业成本,提高企业出口国内增加值。相较于加工贸易企业,一般贸易企业的生产组织模式有较大的差异,其需要承担出口产品从研发设计到生产销售等全部增值环节,使用较多服务中间投入,因此对于一般贸易企业,服务化程度的不断提升将有助于降低企业成本,优化资源配置,提高企业生产率,促进企业出口DVAR增强。^①基于上述理论分析,本文得出:

假设1:加工贸易企业的制造业投入服务化通过倒U型关系影响企业成本,并通过企业成本的中介作用对出口DVAR的影响表现为U型关系。

假设2:一般贸易企业的制造业投入服务化与企业成本呈负相关关系,并通过成本的中介作用对企业出口DVAR产生正向影响。

假设3:当总体样本中加工贸易企业所占比重较大时,制造业投入服务化通过成本效应,对企业出口国内增加值率的影响在整体上将呈现U型关系。

(2)技术创新效应。作为技术创新的主体,企业在创新过程中发挥着主导作用,但很难完成全部的创新过程。以知识、技术为基础的服务是制造企业形成差异化竞争优势的重要途径,是创新过程中的重要节点和媒介(张文红等,2010)。制造业企业的服务化转型不仅是业务领域的拓展,对企业的技术知识资源、运营管理体系以及外部制度环境等也提出了更高的要求(顾乃华,2010)。考虑到企业的异质性,其投入服务化通过“技术创新效应”对出口DVAR的影响也有一个不断演变的过程。对于中国的加工贸易企业,长期以来其在大规模生产方面积累了丰富的经验,但研发销售两头在外。当制造业投入服务化程度较低时,企业向服务化转型的能力不足,最核心的表现是企业的知识资产储备不足,盲目追求投入的大量服务化将导致企业资源配置效率低下,制约了企业技术创新的活力和空间,不利于提高企业出口DVAR。而当制造业投入服务化程度超过一定临界值时,服务中间投入的提升将有助于促进企业向依靠技术、人才和管理等要素的转变,有利于形成产品的水平异质性、垂直异质性和技术异质性,提升产品的个性化设计水平,增加企业的技术创新特性。此时,随着

^① 限于篇幅,制造业投入服务化影响企业出口DVAR的理论机制图参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附录。

制造业投入服务化的不断提升,将促进具有创新理念的新产品、新服务的发展,推动企业出口产品从低技术复杂度向高技术复杂度攀升,从而提升企业出口 DVAR。而对于一般贸易企业,其拥有较丰富的知识资产,并善于创新变革。由于生产性服务业蕴含大量人力资本和知识资本,制造业投入服务化意味着服务在企业的全部投入中占据越来越重要的地位,提供包括研发设计、法律、金融等服务(安筱鹏,2012)。通过投入的服务化,这些服务创新要素不断融入制造企业,拓展了技术创新的广度和深度,促进进口中间品相对价格的提升,进而增强对国内中间品的使用,有助于企业出口 DVAR 的提升。基于上述理论分析,本文得出:

假设 4:加工贸易企业的制造业投入服务化通过 U 型关系影响企业技术创新,并通过技术创新的中介作用对出口 DVAR 的影响也呈现为 U 型关系。

假设 5:一般贸易企业的制造业投入服务化与企业技术创新呈正相关关系,并通过技术创新效应对企业出口 DVAR 产生正向影响。

假设 6:当样本中加工贸易企业所占比重较大时,制造业投入服务化通过技术创新效应,对企业出口国内增加值率的影响在整体上将呈现 U 型关系。

三、研究设计

1. 模型设定与变量选取

本文要论证的核心问题之一是探究制造业投入服务化对企业出口国内增加值的影响,结合理论机制内容,并在已有研究基础上设定基本计量模型:

$$DVAR_{it} = \alpha + \beta_1 service_{jt} + \beta_2 service_{jt}^2 + \gamma Z + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,下标 i 表示企业, j 表示企业所属制造行业, t 表示年份。 $DVAR_{it}$ 为企业层面的出口国内增加值率,反映企业从出口中获得产品国内增加值的能力,具体测算方法将在下文详细介绍。 $service_{jt}$ 表示制造业投入服务化指标,测度方法将在下文详细说明,考虑到制造业投入服务化的影响效应未必是线性的,模型(4)加入了制造业投入服务化的二次项 $service_{jt}^2$,以检验可能存在的非线性影响。 Z 为控制变量,主要是与企业自身特征相关的一系列变量,具体包括:①企业存续年限($lnage$),采用当年年份与企业成立年份的差值,以此来控制存续年限对企业出口国内增加值的影响。②企业规模($size$),采用企业职工人数取对数衡量。③资本密集度($lncapital$),采用平均每位员工占有的固定资产数量。④全要素生产率($lnTFP$),目前学者们通常采用 Olley-Pakes(OP)方法或 Levinsohn-Petrin(LP)方法来估计企业 TFP。然而考虑到数据库中未提供 2008 年和 2009 年的工业增加值,以及 2008—2010 年的中间投入信息,囿于数据限制,本文借鉴 Head and Ries(2003),利用方程 $tfp = \ln(y/l) - s \times \ln(k/l)$ 来估计全要素生产率。其中, y 以企业的工业总产值近似替代, k 为固定资产总额, l 为企业职工人数, s 表示生产函数中资本的贡献度,将 s 设定为 1/3(Hall and Jones,1999)。为使 TFP 符合正态分布及降低样本个体之间的异方差等,本文对 TFP 取自然对数。⑤贸易类型虚拟变量($shipment$),按照企业的贸易方式,分为一般贸易企业($general$)、加工贸易企业($process$)和混合贸易企业(mix)。⑥所有制类型虚拟变量($ownership$),按照注册资本所占比重,分为国有($state$)、私人($private$)、集体($collective$)、独立法人($legal$)、中国港澳台(hmt)和非港澳台外资($foreign$)。此外, δ_i 为企业固定效应, δ_t 为年份固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。考虑到制造业投入服务化程度是行业层面数据,而企业出口国内增加值率是企业层面数据,这种数据结构可能低估统计误差,因此模型使用企业所属行业的聚类标准差加以纠正。

2. 核心变量测度

(1)制造业投入服务化。关于制造业投入服务化的测度,目前学者们主要采用投入产出法中的直接消耗系数法和完全消耗系数法(顾乃华和夏杰长,2010;刘斌等,2016)。本文借鉴刘斌等(2016),使用WIOD(2016)最新公布的2000—2014年56个部门的投入产出数据,采用完全消耗系数来测度中国制造业投入服务化水平。具体测算公式为:

$$service_{mj} = a_{mj} + \sum_{l=1}^n a_{ml} a_{lj} + \sum_{s=1}^n \sum_{l=1}^n a_{ms} a_{sl} a_{lj} + \dots \quad (5)$$

其中, j 表示企业所属制造行业, m 表示服务行业, $service_{mj}$ 表示制造业 j 的服务化水平, a_{mj} 表示第 j 制造行业对第 m 服务行业的直接消耗, $\sum_{l=1}^n a_{ml} a_{lj}$ 表示第一轮间接消耗,第 $n+1$ 项表示第 n 轮间接消耗。图1描述了中美两国2000年和2014年各制造行业的投入服务化水平^①。中国制造业整体的服务化水平从2000年的43%上升到2014年的47%,但与2014年美国的51%相比仍有一定差距。2014年中国14个制造行业的服务化系数都较2000年有所上升,仅有木材、木材制品及软木制品业、纸和纸制品制造业、其他非金属矿物制品业和基本金属制造业的服务化系数有所下降。此外,从行业差异来看,2014年中国资本和技术密集型行业,如计算机、电子产品和光学制品业、机械设备制造业、电力设备制造业等的服务化投入系数较高,而食品、饮料和烟草制造业、木材制品业、家具制造业等劳动密集型行业的服务化投入水平仍较低。

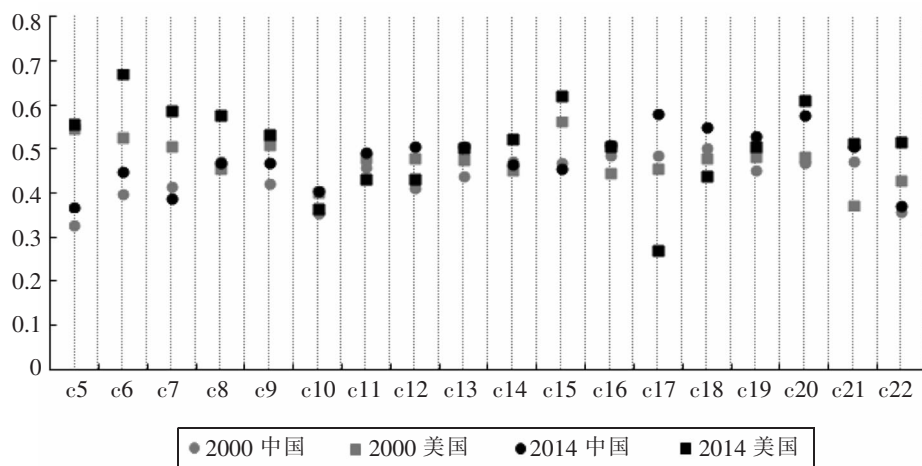


图1 中美各制造行业投入服务化水平

资料来源:作者计算绘制。

(2)企业出口国内增加值率。关于出口国内增加值的测度,目前学术界的衡量方法主要有两类:第一类是基于投入产出表的宏观测算方法(Hummels et al.,2001;Koopman et al.,2012;刘斌等,2016;唐宜红和张鹏杨,2017);第二类是基于中国工业企业数据库和中国海关数据库的微观测算方法(Upward et al.,2013;张杰等,2013;李胜旗和毛其淋,2017)。考虑到第一类测算方法是在行业层面的测度,难以满足企业异质性层面对增加值贸易的研究,本文借鉴Upward et al.(2013)、张杰等(2013)的方法,利用中国工业企业数据库和中国海关数据库,分别讨论一般贸易、加工贸易和混合

① 限于篇幅,图1和图2涉及的各制造行业对应的名称参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附录。

贸易企业出口 DVAR。最终得到企业出口 DVAR 的测算公式为^①：

$$DVAR_{it} = \begin{cases} 1 - \frac{imp_{it}^{adj-o}|_{BEC} + imp_{it}^F}{Y_{it}^o}, shipment=O \\ 1 - \frac{imp_{it}^{adj-p} + imp_{it}^F}{Y_{it}^p}, shipment=P \\ w_o \left(1 - \frac{imp_{it}^{adj-o}|_{BEC} + imp_{it}^F}{Y_{it}^o} \right) + w_p \left(1 - \frac{imp_{it}^{adj-p} + imp_{it}^F}{Y_{it}^p} \right), shipment=M \end{cases} \quad (6)$$

其中,下标 i 和 t 分别代表企业和年份; O 、 P 、 M 分别表示一般贸易、加工贸易和混合贸易; w_o 和 w_p 分别表示混合贸易中一般贸易和加工贸易的比重; $imp_{it}^{adj-o}|_{BEC}$ 表示一般贸易企业的实际中间品进口额; imp_{it}^{adj-p} 表示加工贸易企业实际中间品进口额; imp_{it}^F 表示企业使用的国内原材料中含有的国外增加值; Y_{it} 为企业总产出。图 2 可以发现,不同贸易类型企业出口 DVAR 存在较大差异。总体来看,企业出口 DVAR 从高到低依次为一般贸易、混合贸易和加工贸易。从一般贸易看,纸和纸制品制造业、焦炭和精炼石油制造业、化学品和化学制品业的出口 DVAR 较低;从加工贸易看,焦炭和精炼石油制造业、基本金属制造业、计算机、电子和光学产品制造业出口 DVAR 较低;从混合贸易看,计算机、电子和光学产品制造业、纺织品制造业、木材制品制造业企业出口 DVAR 较低。本文发现,中国制造业投入服务化程度较高的计算机和光学产品制品业、电力设备制造业、机械设备制造业等资本和技术密集型行业,其一般贸易企业出口 DVAR 也处于较高水平,而加工贸易和混合贸易企业出口 DVAR 却处于较低或中等水平。这说明制造业投入服务化的增强对不同贸易类型企业出口 DVAR 的作用有一定差异,对一般贸易企业真实贸易利得有较强的促进作用,但对加工贸易和混合贸易企业的影响并不确定。二者更为准确的关系还有待后文进一步检验。

3. 数据来源与处理

本文数据主要来自 2000—2010 年中国工业企业数据库、中国海关数据库,以及世界投入产出数据库(WIOD)。其中,制造业投入服务化指标来源于 WIOD(2016)最新公布的 2000—2014 年 56 个部门的投入产出数据,主要用于测算行业层面的制造业投入服务化水平,由于 WIOD(2016)采用国际标准行业分类(ISIC Rev.4)法,共划分 56 个行业,本文涉及的制造行业包括 c5-c22,服务行业包括 c28-c56。企业出口 DVAR 的原始数据来自中国工业企业数据库和中国海关进出口数据库,具体地,如企业层面所需要的开业时间、从业人数、工业总产值、固定资产、销售费用、管理费用等数据来源于中国工业企业数据库,由于该数据库存在数据缺失和数据异常等信息,本文参照 Feenstra et al.(2014)的做法剔除了处于非运营状态、总资产小于流动资产或固定资产、企业编码缺失、企业成立年份错误的异常样本。中国海关进出口数据库提供了企业层面的贸易数据,测算各贸易类型企业的实际进口额所需的各项原始数据来自于该数据库,本文参照余森杰(2013)的做法,根据时间和企业名称将中国工业企业数据库和中国海关进出口数据库进行匹配,并借鉴 Kee and Tang(2016)的方法处理了企业过度进口和过度出口问题。此外,考虑到测算所得的制造业投入服务化指标是国际标准行业分类,而企业出口 DVAR 的指标是国民经济行业分类(2000—2001 年是国民经济行业分类 1994 年修订本,2002—2010 年是 2002 年修订本),标准存在一定差异,因此本文经对照,将

^① 限于篇幅,企业出口 DVAR 的具体测度方法参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附录。

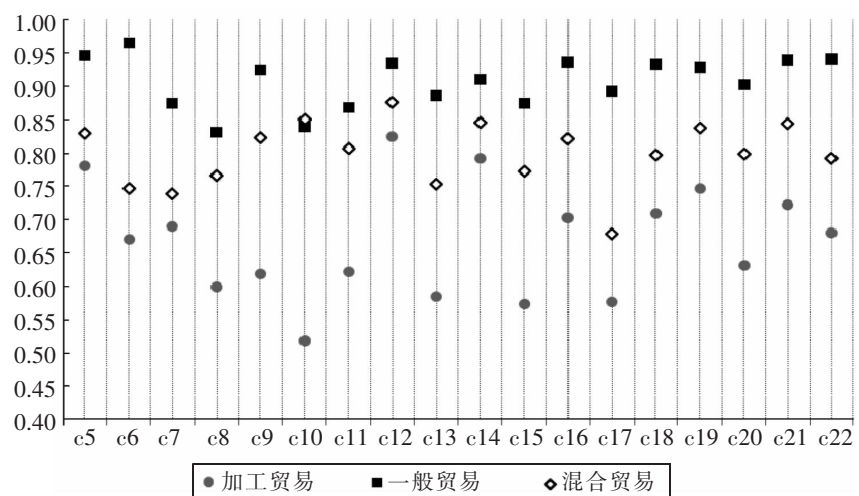


图 2 2000—2010 年分行业不同贸易类型企业出口 DVAR

资料来源:作者绘制。

WIOD 与国内制造业部门分类整合为 18 个制造业部门。文中行业和企业层面数据的对接是通过行业代码实现的。

四、基本实证结果与分析

1. 基准回归结果

表 1 报告了制造业投入服务化对企业出口国内增加值率的基本回归结果。表 1 的列(1)显示,在没有加入控制变量,只固定企业个体效应和年份效应的情况下,制造业投入服务化的一次项系数在 5%水平上显著为负,而二次项的回归系数在 10%水平上显著为正,表明在样本观察期内,制造业投入服务化与企业出口 DVAR 之间存在显著 U 型关系。在此基础上,列(2)控制了企业年龄、规模、全要素生产率和资本密集度特征变量,发现制造业投入服务化的一次项和二次项系数仍分别为负和正,显著性水平有所提升。列(3)仅控制了企业贸易类型和所有制类型,发现制造业投入服务化的一次项和二次项系数符号仍未发生改变。列(4)在此基础上同时控制了企业年龄、规模、全要素生产率、资本密集度,以及贸易类型和所有制的特征变量,估计结果显示,服务化的一次项系数显著为 -1.9061,二次项系数显著为 2.0535。总体来看,在控制了企业特征和各个非观测固定效应后,制造业投入服务化对企业出口 DVAR 的影响效应仍呈现显著的 U 型关系,表明制造业投入服务化对企业出口国内增加值率的促进作用存在一个阈值,当制造业投入服务化没有超过临界值时,服务化水平并没有对企业出口国内增加值率形成显著的促进效应;当服务化水平超过该临界值时,制造业投入服务化水平的提高将显著促进企业出口 DVAR 的提升^①。

企业特征等控制变量的回归结果基本符合已有关于企业出口增加值检验的结论。生产效率 (*ln_{tfp}*) 越高,生产边际成本越低,有助于提升企业出口的国内增加值。规模 (*size*) 越大的企业,在规模经济、融资渠道、人力资本和风险分担等方面的优势使其在推动企业出口 DVAR 提升中拥有更大的优势。企业存续年限 (*ln_{age}*) 反而会抑制企业出口 DVAR 的提升,说明企业通过“干中学”带来的

① 在基本实证模型中,本文按依次加入服务化 (*service*) 的一次项和二次项的估计逻辑展开,文中只报告了估计结果显著的回归结果。

表 1 基本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>service</i>	-1.3066** (0.6061)	-1.9318*** (0.6397)	-1.2759** (0.5901)	-1.9061*** (0.6247)
<i>service</i> ²	1.4079* (0.7071)	2.1057*** (0.7136)	1.3430* (0.6860)	2.0535*** (0.6933)
<i>lnage</i>		-0.0007 (0.0064)		-0.0023 (0.0062)
<i>size</i>		0.0419*** (0.0034)		0.0407*** (0.0034)
<i>ln_{it}fp</i>		0.3505*** (0.0329)		0.3495*** (0.0327)
<i>ln_{it}capital</i>		-0.0044 (0.0036)		-0.0045 (0.0038)
<i>process</i>			-0.0438*** (0.0067)	-0.0417*** (0.0070)
<i>general</i>			0.0130** (0.0049)	0.0075*** (0.0011)
<i>foreign</i>			-0.0163*** (0.0024)	-0.0146*** (0.0023)
<i>hmt</i>			-0.0274*** (0.0025)	-0.0238*** (0.0033)
<i>private</i>			0.0044 (0.0027)	0.0008 (0.0024)
<i>collective</i>			0.0046 (0.0040)	0.0029 (0.0046)
<i>state</i>			0.0187*** (0.0033)	0.0191*** (0.0029)
企业效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	199711	198827	199711	198827
R ²	0.8117	0.8266	0.8124	0.8281

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%水平上显著，括号内为稳健标准误。下表同。

资料来源：作者计算整理。

国内增加值提升随着年龄增长可能会因守旧落后而下降。资本密集度(*ln_{it}capital*)对 DVAR 的影响有负向作用倾向,具有资本要素禀赋优势的企业通常会处于全球价值链的低端环节,其出口国内增加值率也较低。一般贸易企业(*general*)的影响系数为正,加工贸易(*process*)的系数显著为负,与一般贸易相比,加工贸易企业的原材料和成品“两头在外”的特性使其主要集中在生产加工环节,产品的专利与技术主要被国外企业掌握,本企业的技术含量和附加值较低,加工出口获取的国内增加值远低于一般出口。而与国有企业(*state*)的影响系数显著为正相比,外资企业(*foreign*)的系数显著为负,可能由于外资企业掌握了更多国际市场信息,许多服务中间投入来自国外市场,在出口过程中国内增加值较低。

2. 稳健性检验

考虑到基本回归结果仍然可能存在估计方面的各种问题,本文将围绕基本回归中可能出现的内生性、指标选取等方面的影响,对回归结果进行稳健性分析^①。

(1)改变制造业投入服务化衡量指标。基本回归中制造业投入服务化是行业层面指标,为避免行业维度数据与企业维度数据在对接时出现过度加总的问题,本文进一步借鉴刘斌等(2016)的方

① 限于篇幅,稳健性检验的估计结果可登入《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

法,利用营销活动投入(销售费用、管理费用、财务费用)占工业总产值的比重作为制造业投入服务化水平的替代指标。与基本回归相比,制造业投入服务化的系数大小虽有所改变,但在1%水平上对企业出口DVAR仍呈现显著的U型关系。

(2)改变企业出口国内增加值率衡量指标。基本回归中测算DVAR没有考虑国内中间投入的间接进口问题,为进一步验证估计结果的稳健性,本文测算了国内中间投入含5%的国外产品情况下企业出口DVAR,重新估计基本模型。由于中国工业企业数据库中未提供2008—2010年的中间投入额,因此本文考虑国内中间投入含5%间接进口得到2000—2007年DVAR的稳健性指标,导致样本观测值有所减少。可以发现,本文的主要结论依然成立。

(3)内生性问题探讨。前文的基本回归模型控制了非观测的年份固定效应、企业固定效应等,在一定程度上可以缓解遗漏变量引起的内生性问题;且因变量是企业层面数据,核心解释变量是行业层面数据,由服务化水平和出口DVAR之间的逆向因果导致内生性的可能性较小。但是考虑到企业特征等控制变量也可能和企业出口DVAR之间具有逆向因果关系,如拥有更高生产效率、规模越大的企业,可能越有能力提高企业出口DVAR。因此为克服模型内生性问题,更准确估计企业的服务化水平对其出口DVAR的影响,本文利用制造业投入服务化滞后一期的一次项和二次项作为工具变量,进行两阶段最小二乘估计(2SLS)。为验证工具变量的有效性,本文对工具变量分别进行识别不足(Anderson canon. corr. LM检验)和弱工具变量检验(Cragg-Donald Wald F检验),结果均在1%水平上拒绝了“工具变量识别不足”和“存在弱工具变量”的原假设,同时进行过度识别检验(Sargan-Hansen检验),在10%水平上无法拒绝“不存在过度识别”的原假设。说明工具变量的选取是合理的,在考虑了模型潜在的内生性后,本文主要结论仍然成立。

此外,为了处理可能出现的极端值、数据设限问题,以及考虑到企业出口DVAR可能的持续性特征,本文还分别对企业出口DVAR在1%水平上进行了双边缩尾和双边截尾处理,利用双限制Tobit估计和IV-Tobit估计,以及利用系统GMM两步法进行动态面板模型估计。估计结果均显示,核心解释变量的影响系数虽与基本回归有所差异,但其呈现的U型影响效应仍未改变,进一步验证了本文模型估计的稳健性。

五、扩展检验结果与分析

1. 制造业投入服务化影响的异质性检验

考虑到企业的异质性,为进一步分析整体样本的制造业投入服务化与企业出口DVAR之间存在U型关系的原因,并得到更为细化的结论,在前文研究基础上,本部分分别基于贸易类型、所在地区、技术水平和所有制类型对全样本进行分组,进而考察制造业投入服务化对企业出口国内增加值率的异质性影响。

(1)基于企业贸易类型异质性的检验。表2列(1)—(3)分别报告了基于企业贸易类型的分组回归结果。可以发现,一般贸易企业制造业投入服务化对企业出口DVAR在1%水平上显著为正,说明服务化投入的增强会提升一般贸易企业的真正贸易利得。而对于加工贸易和混合贸易企业,服务化水平对企业出口DVAR则呈现出显著的U型关系,表明制造业服务化水平相对较低时,对加工贸易和混合贸易企业的出口DVAR产生抑制作用,而当服务化水平超过一定的临界值后,将会对加工贸易和一般企业的出口DVAR产生促进效应。上述结果可能的解释是,一般贸易企业需要承担出口产品从研发设计到生产销售等全部增值环节,该贸易类型企业使用较多的服务中间投入,因此出口DVAR受制造业服务化正向影响较大;而中国的加工贸易企业仍处于出口产品的加工组装环节,

企业的研发销售两头在外,当服务化水平较低时,其技术、专利等无形资产的实力较弱,随着服务中间投入的增强其成本也将不断增加,从而带来了企业出口附加值的降低,只有当服务化水平超过一定的门槛值后,服务化水平的提升才会带来成本下降和技术创新,从而导致企业出口 DVAR 的提高。本文的样本观测值中,一般贸易、加工贸易和混合贸易类型企业所占比例分别为 32.03%、39.28%、28.69%,其中加工贸易和混合贸易在总体样本中占较大比重,这也是制造业投入服务化与企业出口 DVAR 在总体回归中呈现 U 型的主要原因。

(2)基于企业所在地区异质性的检验。中国不同区域的服务业发展水平差异较大,本文将企业按照所在地域划分为东部、中部和西部进行分组检验。表 2 列(4)—(6)的估计结果显示,东部企业的服务化投入与其出口 DVAR 之间呈现显著的 U 型关系,中部企业服务化水平对出口 DVAR 的促进效应不显著,而西部地区企业制造业投入服务化的影响系数虽为负,但未通过显著性检验。可能的原因在于,中国服务业发展的区域差距十分显著,东部地区服务业开放和竞争力整体水平远高于中西部地区,对制造业投入服务化敏感度更高,能够从服务化程度提高中获得更多的成本降低和技术创新效应,从而对企业出口 DVAR 的促进效应更显著;然而由于观测值的东部企业中有相当数量的加工贸易和混合贸易企业(加工贸易占 40.26%,混合贸易占 29.07%),这两种贸易类型企业对出口 DVAR 产生显著的 U 型影响效应,导致东部企业整体水平的服务中间投入只有越过一定的临界值后,才能呈现显著的促进作用。而对于中西部地区,近年来服务业虽表现出强劲的增长态势,但整体仍处于较低水平,企业的学习和技术吸收能力较低,企业从有限的服务中间投入中获得的收益也十分有限,且中西部地区更多的分布是资源依赖型企业,因此服务化水平对出口 DVAR 的促进作用尚不显著。

表 2 基于企业贸易类型和地区异质性的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	一般贸易	加工贸易	混合贸易	东部	中部	西部
<i>service</i>	0.1405*** (0.0427)	-0.8753** (0.3238)	-2.4811*** (0.7762)	-1.8461*** (0.6150)	0.3786 (0.4994)	-0.0282 (0.2760)
<i>service</i> ²		0.7949** (0.3662)	2.8317*** (0.9466)	2.0003*** (0.6871)		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	53908	74355	53943	188511	6477	3837
R ²	0.8193	0.8364	0.8229	0.8288	0.7849	0.8191

资料来源:作者计算整理。

(3)基于企业技术水平异质性的检验。考虑到制造业不同行业企业产品技术特征的差异性,本文从制造企业技术水平异质性角度出发,根据国家统计局《技术产业(制造业)分类》(2013),将样本按企业所在行业分为高技术和低技术企业。表 3 列(1)和列(2)可以看出,制造业投入服务化显著促进了高技术企业出口 DVAR,而对低技术企业出口 DVAR 的影响却呈现 U 型。可能的解释是高技术制造企业具有知识和技术密集型特征,对与产品制造相关的研发、设计、信息等高端服务需求较强,敏感度更高,因此服务中间投入的增强意味着服务在制造业的全部投入中占据着越来越重要的地位,从而推动具有创新性的新产品发展,提升产品的附加值(安筱鹏,2012)。而对于低技术企业,其竞争策略主要依赖成本优势和价格竞争,产品仍处于产业链低端,对服务中间投入的需求大多停留在批发零售、运输等低端服务领域,而对高端服务需求层次较低、需求规模较小,因此服务投入水平的提升将增加其成本,从而带来了企业出口 DVAR 的降低,只有当服务化水平超过一定的阈值,

服务化水平的提升才会带来企业出口 DVAR 的提高。

(4) 基于企业所有制异质性的检验。表 3 列(3)—(5)汇报了对于不同所有制类型的企业样本的回归结果。对于国有企业, *service* 的影响系数虽然为正, 但不显著, 可以认为制造业投入服务化还未对国有企业出口 DVAR 形成有效的促进效应, 而对于外资和民营企业, *service* 的影响表现为显著的 U 型, 说明当服务中间投入水平越过一定门槛值, 将显著提升外资企业和民营企业的出口 DVAR。上述结果可能的原因在于: 一方面, 在高新技术制造业行业, 非国有企业特别是外资企业所占比重相对较高, 因此更容易获得制造业投入服务化的积极影响; 而且相较于国有企业, 外资企业更熟悉国际市场, 更容易从中获利(Sjoholm, 2003; Gorg et al., 2008)。另一方面, 观测值的外资和民营企业中含有一定数量的加工贸易和混合贸易企业, 对服务投入特别是高端服务需求水平较低, 而且由于中国金融等领域的市场开放和改革相对滞后, 一直以来国有企业是金融部门资金优先供给和照顾的对象, 导致外资企业和民营企业整体水平的服务中间投入越过一定的阈值后, 才会对企业出口 DVAR 形成有效的促进效应。

表 3 基于企业技术水平和所有制异质性的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	高技术	低技术	外资	民营	国有
<i>service</i>	0.3331*** (0.1214)	-1.5673** (0.7315)	-1.9668*** (0.5964)	-0.8961*** (0.2724)	0.3926 (0.3160)
<i>service</i> ²		1.5311* (0.7660)	2.0240** (0.7241)	1.0049*** (0.3026)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	25658	171259	96119	83220	4060
R ²	0.8377	0.8314	0.8254	0.8495	0.8323

资料来源: 作者计算整理。

2. 基于服务要素投入异质性的检验

根据服务中间投入的差异, 本文主要从批发零售投入服务化、运输投入服务化、信息和通信投入服务化、金融保险投入服务化、专业科学技术投入服务化分析不同类别服务要素投入对企业出口 DVAR 的影响。表 4 的估计结果显示, 批发零售投入服务化的估计系数为负; 运输投入服务化影响系数为正, 但均未通过显著性检验; 信息和通信投入服务化对企业出口 DVAR 的影响显著为正; 而金融保险以及专业科学技术投入服务化与整体制造业投入服务化的影响相一致, 主要呈现为 U 型关系。上述结果可能的原因在于, 批发零售和运输投入服务化属于劳动密集型的传统服务行业, 仍存在内部结构不合理、专业人才缺乏等问题, 创造的附加值较低, 因此对企业出口 DVAR 的促进效应不显著。而信息和通信投入服务化对提高制造企业的生产效率、创新交易方式和降低信息沟通成本具有不可估量的重要作用, 因此信息和通信投入服务化对企业出口 DVAR 的影响显著为正。此外, 金融保险投入服务化的提升将有助于提高资金使用效率, 使资金流向效率更高的制造企业。专业科学和技术能力是提高企业产品价值的重要基础, 随着区域性、行业性、专业化的研发设计服务平台的不断涌现, 为中小企业提供行业标准、专业设计、基础数据模型等服务。然而, 一方面由于样本观测值的大多数企业是加工贸易和混合贸易企业^①, 使用的服务中间投入尤其是金融以及专业科

① 金融保险服务化, 以及专业科学技术服务化按贸易类型分组的估计结果参见《中国工业经济》网站 (<http://www.ciejjournal.org>) 公开附录。

学技术等高端服务投入较少,对企业出口 DVAR 的促进作用不明显;另一方面,中国金融、科学技术提供者的市场垄断也在一定程度上阻碍了市场竞争和产品创新,因此金融保险和专业科学技术投入服务化的影响呈现 U 型,当服务化水平超过一定的门槛值后,服务化水平的提升将带来企业出口 DVAR 的提高。

表 4 基于服务要素投入异质性的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	批发零售 投入服务化	运输投入 服务化	信息和通信 投入服务化	金融保险 投入服务化	专业科学技术 投入服务化
<i>service</i>	-0.0554 (0.2297)	1.2333 (0.7386)	0.8131*** (0.2087)	-2.6273*** (0.6217)	-3.2676** (1.4336)
<i>service</i> ²				19.8114*** (4.9306)	13.1356* (7.2454)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	198827	198827	198827	198827	198827
R ²	0.8280	0.8281	0.8280	0.8280	0.8283

资料来源:作者计算整理。

3. 制造业投入服务化影响企业出口国内增加值率的机制检验

前文详细考察了制造业投入服务化对企业出口 DVAR 的影响效应,接下来为更深入地揭示制造业投入服务化与企业出口 DVAR 之间的内在关系,本文构建中介效应模型对可能的传导机制进行检验。结合第二部分的理论分析,选择企业成本和技术创新能力作为中介变量。为验证制造业投入服务化是否通过 U 型或倒 U 型非线性效应影响企业成本和技术创新能力,进而对企业出口国内增加值产生影响,促成制造业投入服务化与企业出口 DVAR 的非线性关系,本文利用 Edwards and Lambert(2007)的一般分析框架中的调节路径分析法对影响机制进行检验。相比 Baron and Kenny (1986) 检验中介变量的“三步骤”方法只适用于变量间线性关系的检验,Edwards and Lambert (2007)的方法能够更完整地揭示第三方变量在解释变量与被解释变量之间的中介效应路径。该方法的一般分析框架中包含两个一般回归模型:

$$Y = \nu_1 + \nu_2 X + \nu_3 M + \nu_4 Z + \nu_5 XZ + \nu_6 MZ + e_1 \quad (7)$$

$$M = \theta_1 + \theta_2 X + \theta_3 Z + \theta_4 XZ + e_2 \quad (8)$$

其中, Y 为被解释变量, X 为解释变量, M 为中介变量, Z 为调节变量。本文中 Z 与 X 为同一变量, XZ 为制造业投入服务化的二次项, MZ 为中介变量与制造业投入服务化的交互项。此时本文的模型可进一步扩展为:

$$DVAR_u = \alpha + \beta_1 service_{ju} + \beta_2 service_{ju}^2 + \varphi_1 M_u + \varphi_2 service_{ju} \times M_u + \gamma Z + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_u \quad (9)$$

$$M_u = \mu + \vartheta_1 service_{ju} + \vartheta_2 service_{ju}^2 + \gamma Z + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_u \quad (10)$$

模型(9)可以综合检验企业出口国内增加值率与制造业投入服务化的一次项、二次项、作为中介变量的企业成本和技术创新,以及与制造业服务化和中介变量交叉项间的总效应,本文主要通过该模型来检验制造业投入服务化与企业出口国内增加值率的 U 型关系,以及企业成本和技术创新在其中的中介作用。模型(10)用来检验制造业投入服务化对中介变量的非线性影响关系。对于企业成本(c)的衡量,本文借鉴刘斌和王乃嘉(2016),采用管理费用、财务费用、主营业务成本、销售费

用、主营业务应付工资总额以及主营业务应付福利费总额的总和并取自然对数。对于技术创新 (*innovation*), 采用企业新产品产值与工业总产值的比重衡量。由于数据库中未提供 2004 年的新产品产值, 本文对技术创新作为中介效应变量的检验未包括 2004 年。

表 5 报告了影响机制检验结果。表 5 列(1)给出了企业成本作为中介变量时模型(10)的回归结果, 可以发现, *service* 的一次项对企业成本的影响系数在 1%水平显著为正, *service* 二次项的影响系数在 1%水平显著为负, 表明制造业投入服务化与企业成本之间是倒 U 型关系; 表 5 列(2)为企业成本作为中介变量时模型(9)的回归结果, 可以看出 *service* 的一次项及其二次项的影响系数仍显著, 可能的原因在于, 一方面, 服务中间投入可能还会通过其他渠道, 如技术创新、人力资本等对企业出口 DVAR 产生 U 型的影响效应; 另一方面, 由于企业的服务中间投入包括国内和国外, 考虑到中国加工贸易企业“两头在外”的特征, 初期服务化程度的增强可能更多地来自国外, 导致出口 DVAR 的下降; 当制造业投入服务化程度超过一定阈值时, 随着服务中间投入的逐渐提升, 其更多的使用来自本国专业化的生产性服务, 因此制造业投入服务化本身对企业出口 DVAR 也可能存在 U 形影响效应。而且, 模型中 *c* 的回归结果显著为负, 表明成本对企业出口 DVAR 的负向影响; 但服务中间投入与企业成本的交叉项不显著, 说明企业成本与 DVAR 的关系不受服务中间投入的影响。上述结果表明, 制造业投入服务化与企业成本的倒 U 型关系会经由成本的中介效应影响企业出口 DVAR。表 5 列(3)和列(4)分别报告了技术创新作为中介变量时模型(10)和模型(9)的估计结果, 结果显示制造业投入服务化与技术创新的 U 型关系也会经技术创新的中介作用影响到企业出口 DVAR。综合上述检验结果, 本部分的研究表明, 企业成本和技术创新是制造业投入服务化影响企业出口国内增加值可能的中介变量。

4. 市场化进程和服务业开放程度的影响效应检验

进一步地, 考虑到中国各省份和行业的市场化程度和服务业开放程度存在明显差异, 为考察不同地区和行业市场化程度与服务业开放程度的差异是否对制造业投入服务化造成差异性的影响。本文借鉴 Aghion et al.(2005)、张杰(2015)的研究, 采取一种可以在解释变量和被解释变量之间存

表 5 影响机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>c</i>	<i>dvar</i>	<i>innovation</i>	<i>dvar</i>
<i>service</i>	2.0944*** (0.3875)	-1.9429*** (0.6703)	-0.6234*** (0.2240)	-2.3219** (0.7706)
<i>service</i> ²	-2.1404*** (0.4457)	2.0260** (0.7114)	0.6821*** (0.2541)	2.4409** (0.8776)
<i>c</i>		-0.0633*** (0.0066)		
<i>service</i> × <i>c</i>		0.0752 (0.1065)		
<i>innovation</i>				0.0199*** (0.0023)
<i>service</i> × <i>innovation</i>				-0.0711 (0.0753)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	198822	198822	176380	176380
R ²	0.5141	0.8287	0.5285	0.8308

资料来源: 作者计算整理。

在非线性关系时,判断某种外部因素对其影响作用的方法,并建立如下模型:

$$DVAR_{it} = \alpha + \beta_1 service_{jt} + \beta_2 service_{jt}^2 + \beta_3 market_{kt} \times service_{jt} + \beta_4 market_{kt} \times service_{jt}^2 + \gamma Z + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$DVAR_{it} = \alpha + \beta_1 service_{jt} + \beta_2 service_{jt}^2 + \beta_3 freedom_{jt} \times service_{jt} + \beta_4 freedom_{jt} \times service_{jt}^2 + \gamma Z + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中, i 表示企业, j 表示企业所属制造行业, k 表示企业所在地区, $market_{kt}$ 表示各省份的市场化程度是否超过均值的虚拟变量,超过则赋值为1,否则为0; $freedom_{jt}$ 表示各制造行业的服务业开放程度是否超过均值的虚拟变量,超过则赋值为1,否则为0。 $market_{kt} \times service_{jt}$ 和 $market_{kt} \times service_{jt}^2$ 代表的含义是,当前者交互项和后者交互项变量的估计系数分别显著为负和正时,表明市场化程度对 $service$ 和 $DVAR$ 的U型关系有加强的作用,越是市场化程度高的地区,企业制造业投入服务化和出口国内增加值之间的U型关系越陡峭;相反,当两者的估计系数分别显著为正和负时,说明市场化程度对二者的U型关系有削弱的作用,越是市场化程度高的地区,企业制造业投入服务化和出口国内增加值之间的U型关系越平坦。 $freedom_{jt} \times service_{jt}$ 和 $freedom_{jt} \times service_{jt}^2$ 所代表意义的分析与之类似,不再赘述。

模型(11)和(12)中,中国各省份的市场化程度采用樊纲的“中国各地区市场化指数”来衡量。对于各制造行业的服务业开放程度,本文利用WIOD,并借鉴Amiti and Wei(2009)的方法,根据各制造业行业的服务化水平和各服务部门的服务业开放程度指标,计算出18个制造业行业对主要服务行业的服务业开放程度 $freedom$,具体测算公式如下:

$$freedom_{jt} = \sum_m service_{jmt} \times open_m \quad (13)$$

其中, j 表示企业所属制造行业, m 表示服务部门; $service_{jmt}$ 为各制造行业的服务化程度; $open_m$ 表示各服务部门的开放程度,用国际收支平衡表(Balanced of Payments,简称BOP)统计的服务进口额来衡量。考虑到WIOD与BOP统计对服务部门的行业分类标准存在差异,本文运用行业名称进行对照。

表6列(1)和列(2)分别报告了市场化进程与服务业开放程度作为调节变量时模型(11)和模型(12)的回归结果。结果显示, $market$ 与 $service$ 一次项和二次项的交叉项均未通过显著性检验,而 $freedom$ 与 $service$ 一次项和二次项的交叉项的影响系数也均不显著,表明市场化进程与服务业开放程度整体上还没有对制造业投入服务化与企业出口 $DVAR$ 之间的关系产生显著的影响效应。进一步地,根据企业所在地区市场化指数,以及企业所属行业的服务业开放程度是否超过均值进行分组检验。表6列(3)和列(4)的估计结果显示,在市场化进程较快地区,制造业投入服务化将显著促进企业出口 $DVAR$ 的提升,而在市场化进程相对较慢的地区,服务中间投入对企业出口 $DVAR$ 的影响为显著的U型。表6列(5)和列(6)按服务业开放程度分组估计结果与之类似,不再赘述。上述结果可能的原因在于,制造业投入服务化不仅取决于企业自身特征,也取决于外部制度环境。在市场化和服务业开放程度较高地区或行业,经济自由度和产权保护较强,且高端服务行业发展较快,使用较多服务中间投入的制造业企业对其敏感度更高,能够从较开放的市场环境中获得更多的成本降低和技术创新效应,从而对企业出口 $DVAR$ 的促进作用更显著;而在市场化和服务业开放程度较低的环境中,服务业发展缓慢,导致面向制造业企业的信息、金融等领域的市场开放和改革相对滞后,将不利于高附加值、高贸易利得企业的发展。

表 6 调节效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	dvar	dvar	市场化快	市场化慢	服务业开放高	服务业开放低
<i>service</i>	-1.4213*** (0.1967)	-1.3971*** (0.2538)	0.1317*** (0.0134)	-2.1802*** (0.6391)	0.2087*** (0.0669)	-1.1734*** (0.2242)
<i>service</i> ²	1.6965*** (0.2544)	1.5297*** (0.3041)		2.5883*** (0.7422)		1.4375*** (0.2605)
<i>market</i> × <i>service</i>	-0.0445 (0.0429)					
<i>market</i> × <i>service</i> ²	0.0326 (0.1037)					
<i>freedom</i> × <i>service</i>		-0.0037 (0.0084)				
<i>freedom</i> × <i>service</i> ²		0.0052 (0.0136)				
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	198827	198827	94212	91300	87874	100372
R ²	0.8283	0.8281	0.8493	0.8539	0.8665	0.8697

资料来源:作者计算整理。

六、结论与政策启示

制造业服务化已成为全球制造业发展的重要趋势,本文基于 WIOD(2016)最新公布的 2000—2014 年 56 个部门的投入产出数据、2000—2010 年中国工业企业数据库和中国海关数据库,测算了中国各制造行业的投入服务化程度,以及制造业企业的出口国内增加值率,实证检验了制造业投入服务化对企业出口国内增加值的影响效应及作用机制。研究发现:

(1)制造业投入服务化对企业出口国内增加值率的影响呈现显著的 U 型关系,表明制造业投入服务化对企业出口国内增加值率的促进作用存在一个阈值或门槛,当服务化水平超过该临界值时,制造业投入服务化水平的提高将显著促进企业出口 DVAR 的提升,这主要是因为投入服务化对不同贸易类型企业的影响存在差异,这一结论在克服或考虑了可能出现的极端值、内生性问题、数据受限、改变不同衡量指标等方面的影响后仍然成立。

(2)基于企业异质性的检验发现,制造业投入服务化对企业出口 DVAR 的影响存在贸易类型、地区、技术和所有制间的差异,一般贸易企业服务化水平的影响显著为正,而加工贸易和混合贸易企业投入服务化对出口 DVAR 产生 U 型影响效应;东部地区企业整体的服务化投入对企业出口 DVAR 的促进作用存在一定的阈值,而中、西部地区企业的促进作用并不显著;相较于高技术企业服务化投入对出口 DVAR 的正向影响,低技术企业这一影响为 U 型;制造业投入服务化对外资和民营企业出口 DVAR 的影响效应为 U 型,但还未对国有企业形成有效的促进效应。此外,基于服务要素投入异质性的检验发现,信息和通信投入服务化对企业出口 DVAR 的影响显著为正,金融保险以及专业科学技术投入服务化主要表现为 U 型,而批发零售和运输投入服务化的影响均不显著。

(3)影响机制检验发现,成本降低和技术创新是制造业投入服务化促进企业出口国内增加值提升的可能渠道。此外,本文将作为外部制度环境的市场化进程和服务业开放程度纳入分析框架,结果表明市场化进程与服务开放程度虽然整体上还未对制造业投入服务化与企业出口 DVAR 之间的关系产生显著的影响效应,但在市场化进程较快和服务业开放程度较高的地区或行业,制造业企业投入服务化将显著促进企业出口 DVAR 的提升。

本文的研究结论对于中国推进制造业服务化和加快对外贸易转型升级具有重要的政策启示:

(1)加快推进制造业投入服务化进程。研究表明制造业投入服务化将显著促进一般贸易企业和高技术企业出口 DVAR 的提升,但是对加工贸易、混合贸易和低技术企业当服务化水平超过一定的阈值时,将促进企业出口 DVAR 的提升,而对中西部地区和国有企业还未形成有效的促进效应,此外,不同的服务要素投入对企业出口 DVAR 也具有异质性。因此,在中国推进制造业服务化的过程中,要充分考虑到企业贸易类型、技术水平、所有制类型和地区间的差异。一方面,要提高制造业企业的服务要素投入,特别是在一般贸易和高技术企业,要提升企业核心竞争力,以信息通信、金融保险、以及专业科学技术投入服务化为重点,制造业企业要逐步提高与产品制造相关的信息、金融等服务支出比重,增强企业对高端服务的市场需求,使研发设计、信息技术等高附加值服务成为推动企业出口国内附加值提升的主要动力;另一方面,要逐步提升中西部地区的现代服务业发展水平,通过引进民营、外资打破国有企业垄断地位,推动加工贸易企业向产业链的上、下游拓展,鼓励引导制造业企业围绕研发、设计、营销、售后等多个环节,不断融入服务要素和内容,发展仓储物流、维护支持、电子商务等专业服务和增值服务,抢占价值链高端环节,提高企业出口的国内增加值和核心竞争力。

(2)降低企业成本,加快企业技术创新。成本降低和技术创新是制造业投入服务化促进企业出口国内附加值提升的可能渠道,这意味着,为了充分发挥制造业投入服务化对企业出口 DVAR 的促进效应,继续推进降成本和技术创新是一项正确的政策措施。因此,应贯彻落实中央供给侧改革任务中关于降低制度性交易成本、企业税费负担、社会保险费、财务成本、电力价格、物流成本等六方面做出的重要部署,降低企业成本,提高全要素生产率。此外,应加快企业技术创新,一方面,要增加企业的研发投入,培育丰富的知识资本和人力资本,并引导企业和科研单位,以及其他企业在更广阔、更前沿的领域进行协同创新;另一方面,要增强制造业企业的服务创新特性,创新与企业生产相配套的包括研发设计、信息系统、战略咨询、维护服务等在内的服务系统,推动具有创新理念的新产品、新服务的发展,强化创新对技术密集型高端制造业的服务支撑,充分发挥制造业投入服务化对企业出口国内附加值的积极作用。

(3)完善制造业投入服务化的市场环境。制造业投入服务化对企业出口 DVAR 的促进效应还会受到企业市场环境的影响,在市场化进程较快和服务业开放程度较高的地区或行业,企业投入服务化将显著促进出口 DVAR 的提升。近年来,中国制造业服务化已开始步入强化顶层设计、全方位推进的新阶段。因此,在新一轮全方位对外开放格局逐步展开的背景下,应围绕《中国制造 2025》和《发展服务型制造专项行动指南》等要求,建设和完善服务业市场开放平台,加快推进金融、电信、教育、文化等服务业领域开放,贯彻落实支持制造业服务化的税收、财政、金融等政策。抓住国家“一带一路”战略历史机遇,积极推动工程总包、方案设计、融资租赁等服务业发展。通过加强制造业服务化的资金、人才、知识产权等方面的政策保障,促进制造业服务化对提升企业出口国内增加值的积极作用,实现中国对外贸易转型升级。

[参考文献]

- [1]安筱鹏. 制造业服务化路线图:机理、模式与选择[M]. 北京:商务印书馆, 2012.
- [2]樊秀峰,程文先. 中国制造业出口附加值估算与影响机制分析[J]. 中国工业经济, 2015,(6): 81-93.
- [3]顾乃华. 生产性服务业对工业获利能力的影响和渠道——基于城市面板数据和 SFA 模型的实证研究[J]. 中国工业经济, 2010,(5):48-58.
- [4]顾乃华,夏杰长. 对外贸易与制造业投入服务化的经济效应——基于 2007 年投入产出表的实证研究[J]. 社会科学, 2010,(5):17-21.
- [5]黄群慧. 以技术创新促制造业信息化服务化[N]. 文汇报, 2017-01-23.

- [6]李胜旗,毛其淋. 制造业上游垄断与企业出口国内附加值——来自中国的经验证据[J]. 中国工业经济, 2017,(3): 101-119.
- [7]刘斌,王乃嘉. 制造业投入服务化与企业出口的二元边际——基于中国微观企业数据的经验研究[J]. 中国工业经济, 2016,(9):59-74.
- [8]刘斌,魏倩,吕越,祝坤福. 制造业服务化与价值链升级[J]. 经济研究, 2016,(3):151-162.
- [9]吕政,刘勇,王钦. 中国生产性服务业发展的战略选择——基于产业互动的研究视角[J]. 中国工业经济, 2006,(8):5-12.
- [10]唐宜红,张鹏杨. FDI、全球价值链嵌入与出口国内附加值[J]. 统计研究, 2017,(4): 36-49.
- [11]夏杰长. 坚持现代服务业和先进制造业并举[N]. 人民日报, 2015-05-21.
- [12]余森杰. 加工贸易与中国企业生产率: 企业一致性理论和实证研究[M]. 北京:北京大学出版社, 2013.
- [13]张斌,王雅琦,邹静娴. 从贸易数据透视中国制造业升级[J]. 国际经济评论, 2017,(3): 13-27.
- [14]张杰,陈志远,刘元春. 中国出口国内附加值的测算与变化机制[J]. 经济研究, 2013,(10):124-137.
- [15]张杰. 金融抑制、融资约束与出口产品质量[J]. 金融研究, 2015,(6):64-79.
- [16]张文红,张骁,翁智明. 制造企业如何获得服务创新的知识?——服务中介机构的作用[J]. 管理世界, 2010,(10):122-134.
- [17]Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, R. Griffith, and P. Howitt. Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2005,120(2):701-728.
- [18]Amiti, M., and S. J. Wei. Service Offshoring and Productivity: Evidence from the US[J]. The World Economy, 2009,32(2):203-220.
- [19]Araujo, L., and M. Spring. Services, Products, and the Institutional Structure of Production [J]. Industrial Marketing Management, 2006,35(7):797-805.
- [20]Baron, R. M., and D. A. Kenny. The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986,51(6):1173.
- [21]Edwards, J. R., and L. S. Lambert. Methods for Integrating Moderation and Mediation: A General Analytical Framework Using Moderated Path Analysis[J]. Psychological Methods, 2007,12(1):1-22.
- [22]Feenstra, R. C., Z. Li, and M. Yu. Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China[J]. Review of Economics and Statistics, 2014,96(4):729-744.
- [23]Fishbein, B. K., L. S. McGarry, and P. S. Dillon. Leasing: A Step toward Producer Responsibility [M]. Inform, 2000.
- [24]Gebauer, H., E. Fleisch, and T. Friedli. Overcoming the Service Paradox in Manufacturing Companies[J]. European Management Journal, 2005,23(1):14-26.
- [25]Gorg, H., A. Hanley, and E. Strobl. Productivity Effects of International Outsourcing: Evidence from Plant Level Data[J]. Canadian Journal of Economics, 2008,41(2):670-688.
- [26]Grossman, G. M., and E. Rossi-Hansberg. Trading Tasks: A Simple Theory of Offshoring [J]. American Economic Review, 2008,98(5):1978-1997.
- [27]Grossman, G. M., and E. Rossi-Hansberg. External Economies and International Trade Redux[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2010,125(2):829-858.
- [28]Hall, R. E., and C. I. Jones. Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1999,114(1):83-116.
- [29]Head, K., and J. Ries. Heterogeneity and the FDI Versus Export Decision of Japanese Manufacturers [J]. Journal of the Japanese and International Economies, 2003,17(4):448-467.
- [30]Hummels, D., J. Ishii, and K. M. Yi. The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade[J]. Journal of International Economics, 2001,54(1):75-96.

- [31]Johnson, R. C., and G. Noguera. Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added[J]. *Journal of International Economics*, 2012,86(2):224–236.
- [32]Kee, H. L., and H. Tang. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China [J]. *The American Economic Review*, 2016,106(6):1402–1436.
- [33]Koopman, R., Z. Wang, and S. J. Wei. Estimating Domestic Content in Exports When Processing Trade is Pervasive[J]. *Journal of Development Economics*, 2012,99(1):178–189.
- [34]Lodefalk, M. The Role of Services for Manufacturing Firm Exports[J]. *Review of World Economics*, 2014, 150(1):59–82.
- [35]Neely, A. Exploring the Financial Consequences of the Servitization of Manufacturing [J]. *Operations Management Research*, 2008,1(2):103–118.
- [36]Puzzello, L. A Proportionality Assumption and Measurement Biases in the Factor Content of Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2012,87(1):105–111.
- [37]Reiskin, E. D., A. L. White, J. K. Johnson, and T. J. Votta. Servicizing the Chemical Supply Chain[J]. *Journal of Industrial Ecology*, 1999,3(2–3):19–31.
- [38]Sjoholm, F. Which Indonesian Firms Export? The Importance of Foreign Networks [J]. *Papers in Regional Science*, 2003,82(3):333–350.
- [39]Upward, R., Z. Wang, and J. Zheng. Weighing China’s Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2013,41(2):527–543.

The Effect of the Input Servitization of Manufacturing on Upgrading Export Domestic Value Added of Enterprises——Empirical Evidence from Chinese Micro-enterprise

XU He-lian, CHENG Li-hong, SUN Tian-yang

(School of Economics & Trade, Hunan University, Changsha 410079, China)

Abstract: Servitization has become an important trend in the global manufacturing industry. Based on the data from Chinese Industrial Enterprises Database, Chinese Customs Database and WIOD from 2000 to 2010, this paper calculates the degree of input servitization in China’s manufacturing industries, and calculates the domestic value added ratio (DVAR) of firms’ exports, besides, this paper analyzes the impacts and mechanisms of the input servitization of manufacturing on DVAR of firms’ exports. Results show that: Firstly, there is a U-shaped relationship between input servitization of Chinese manufacturing and firms’ DVAR. This is mainly due to the different impact of input servitization on different trade types of firms. Specifically, the impact on export DVAR of ordinary trade is significantly positive, while the impact on export DVAR of processing trade and mixed trade firms is U-shaped; Secondly, the impact of input servitization on export DVAR has obvious heterogeneity, which depends on the type of trade, technical level, region, type of ownership and characteristics of factor input of service; Thirdly, the mechanism tests indicate that, cost reduction and technological innovation are potential channels for the input servitization of manufacturing to raise export DVAR of firms; Fourthly, in areas or industries where the degree of marketization and service openness are higher, the input servitization of manufacturing will significantly promote export DVAR of firms. The above results have important policy implications for developing service-oriented manufacturing and enhancing the transformation and upgrading of firms’ export.

Key Words: input servitization of manufacturing; export domestic value added; enterprise heterogeneity

JEL Classification: F14 L25 L8

[责任编辑:姚鹏]