

服务贸易开放能否带来制造业服务化水平的提升?

邹国伟¹ 纪祥裕² 胡晓丹² 胡品平³

(1. 华南农业大学 经济管理学院, 广东 广州 510642; 2. 暨南大学 产业经济研究院, 广东 广州 510632;
3. 广东省科学技术情报研究所, 广东 广州 510033)

摘要: 制造业服务化是现阶段中国实体经济实现转型升级、提升核心竞争力的重要途径。将服务贸易开放与制造业服务化水平纳入同一分析框架,在梳理了服务贸易开放促进制造业投入服务化的作用机制以及服务FDI对制造业服务化提升效应的基础上,以2005—2016年中国29个制造行业的面板数据进行实证检验。研究表明:(1)在整体上,服务贸易开放显著提升了制造业服务化水平,这一结论在使用分位数方法检验、控制了内生性问题以及替换服务开放的衡量指标之后依然稳健。(2)不同服务部门开放程度与制造业服务化水平的关系存在一定差异,金融、分销和运输服务开放对制造业服务化具有积极作用,而通讯服务开放并没有显著影响,专业服务开放效应只有通过服务FDI向制造业渗透这一途径才能得到有效发挥。(3)在对制造行业按照要素密集类型进行分组回归发现,服务贸易开放能够显著提升资本密集型和技术密集型制造行业的服务化水平,但是对劳动密集型制造行业并没有产生明显影响。研究认为,在制造业亟待转型升级的现实情况下,应该适度、合理地推动服务开放进程,进而提升制造业服务化水平和实现经济转型升级的目标。

关键词: 服务贸易开放; 制造业服务化; 服务FDI; 行业异质性; 服务开放渗透率; 中国制造业企业
中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2018)06-0062-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2018.06.001

一、引言

随着生产向社会化与专业化分工发展,企业内部、企业之间的经济联系日益紧密,对服务型生产资料的需求量也快速上升,服务要素在制造业生产环节中的作用日益突出。与此同时,越来越多的制造业企业为了力求“顾客满意”,不再只是专注于实物生产本身,而是更多涉及诸如市场调查、销售和售后服务等服务环节,以提供“实物产品+服务”的组合包。已有文献从不同角度分析了服务化战略对企业的正面影响,如提升企业价值^[1],获取高利润回报^[2]以及培养客户忠诚度^[3]等。在现实经济背景下,随着全球经济向“服务化”迈进,制造业企业将价值链向以服务为中心转变以获取足够的竞争优势已成为一种趋势。长期以来,中国凭借低廉的生产要素优势,在全球生产分工网络中从事低端制造活动,是实现经济高速增长奇迹的重要推力。然而,随着生产要素成本的上升以及环境、资源问题的日益严峻,以往凭借低成本优势进行低效竞争的模式难以为继,“转方式,调结构”迫在眉睫。

收稿日期:2018-07-08;修回日期:2018-10-02

作者简介: 邹国伟(1980—),男,广东新会人,华南农业大学经济管理学院博士研究生,研究方向为产业经济和农业经济;纪祥裕(1992—),男,广东普宁人,暨南大学产业经济研究院博士研究生,研究方向为产业发展和经济增长;胡晓丹(1991—),女,广东阳江人,暨南大学产业经济研究院博士研究生,研究方向为产业经济和服务经济;胡品平(1983—),男,江西临川人,广东省科学技术情报研究所副研究员,研究方向为科技园区与创业孵化。

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(15BJY109);珠三角国家自主创新示范区决策智库项目(2017B070703003);广州市人文社会科学重点研究基地广州现代产业新体系研究基地项目(376180004)

睫。对此,许多学者和政策文件均特别指出了“生产型制造向服务型制造转变”这一重要思路,强调了服务化对提高中国制造业发展质量的关键作用。这给中国制造业转型升级提供了一种新的发展方向 and 路径。通过配套服务要素来提升产品价值的服务化战略,能够助力中国制造业企业在全价值链上的攀升,以及提高在全球生产网络中的核心竞争力。

在服务业对经济增长“压舱石”作用日益突出的背景下,服务贸易开放已成为不可逆转的趋势。在加入WTO之际,中国承诺开放的服务贸易部门达100多个,其开放的广度与深度远高于其他发展中国家。随着2002—2007年加入WTO过渡期的结束,很多重要的服务领域已逐步开放:如分销、电信、金融、商业、计算机、环境、建筑以及公共社会等服务行业^[4]。在此过程中,中国服务贸易规模也日益扩大。在2017年,中国服务贸易出口额为2281亿美元,进口额为4676亿美元,同比增长分别为8.9%和3.4%^①。

基于全球范围内服务贸易蓬勃发展的客观事实,不少学者对服务贸易开放的效应进行了颇具意义的研究。Arnold *et al.*^[5]通过构建服务开放关联指数,使用1998—2003年捷克的微观企业数据进行实证研究发现,服务业自由化程度与制造业全要素生产率呈显著正相关关系。Shepotylo and Vakhitov^[6]使用2001—2007年乌克兰的企业数据研究发现,服务开放对生产率高的企业产生的效应更为显著。在国内相关研究方面,马弘和李小帆^[7]认为,中国服务业尚未完全发挥对经济增长的正向作用,扩大服务业开放能够破除垄断、促进竞争,从而提高服务质量,同时可以帮助在生产过程中使用服务要素的制造业企业提升生产效率,提高产品附加值,向价值链高端攀升。沈鸿和顾乃华^[8]对2004—2011年中国制造业行业的数据进行实证研究发现,无论是基于服务贸易数量还是基于服务贸易对外开放政策所构建的渗透率指标,服务贸易开放均对制造业生产率产生了显著的正向影响。李宏亮和谢建国^[9]从制度环境视角对服务贸易开放与制造业企业加成率的关系进行了研究,结果表明,服务贸易开放对制造业企业加成率有显著正效应,而地区制度质量对该效应产生了先降后升的调节作用。

总之,现有文献大多支持服务贸易开放能够提升制造业企业的生产效率、产品质量与创新活动。然而,制造业服务化作为提升制造业发展质量的关键因素和突破经济发展瓶颈的重要途径,它是如何受到服务贸易开放影响的,现有研究对这一具备重要现实意义的问题却鲜有研究涉及,这也正是本文研究的着重点。本文尝试将服务贸易开放与制造业服务化水平纳入同一分析框架,使用2005—2016年中国29个制造行业的面板数据,对二者关系进行实证检验。我们所做工作可能存在以下的创新点:第一,从研究内容来看,鲜有文献基于服务贸易开放视角探讨对制造业服务化的影响,本文的研究结论能够为该领域提供有益补充;第二,考虑到行业异质性的存在,本文分别尝试检验了不同服务行业的开放对制造业服务化的影响,以及服务贸易开放对不同要素密集类型制造业服务化水平的作用;第三,从实证方法来看,充分考虑可能存在的衡量误差与内生性问题,综合运用了包括系统GMM、分位数法检验以及两阶段最小二乘法等多种计量方法,得出了较为稳健的经验结论。

二、理论机制与研究假设

对于服务业发展水平相对滞后的发展中国家而言,随着服务业尤其是生产性服务业开放程度逐渐加深,国外先进的中间服务供应商将进入本地市场,为本国带来种类更多的服务品并使其得到推广^[5]。服务业开放的扩大,不仅带来了服务中间投入种类的增加,也让服务中间品的供应数量大幅上升。当更多种类与数量的服务进口品涌入国内市场,竞争程度会逐渐加剧,迫使生产率低下的服务企业退出市场,同时降低了在位企业的服务价格^[10]。与国内外货物价格差距相比,由于中国服务开放程度的滞后性,国内外服务品的价格差距更为明显。Ghani and Kharas^[11]指出,在国内高质量服务供给不足的情况下,发展中国家可以通过服务进口来支撑国内制造业的发展。制造业企业通过购买进口服务中间品,不仅降低了生产成本,而且可以更加专注于自身的核心环节,这有利于提高生产

效率^[12]。随着服务贸易的开放,制造业企业可以获取数量更多、质量更优且价格更低的服务中间品,优化了实物要素与服务要素之间的配置,有助于推动制造业企业向投入服务化转型升级。

相对于其他投入要素而言,生产性服务属于知识和技术含量较高的投入要素,拥有显著质量比较优势的国外服务中间品进入本地市场后会与国内服务中间品形成激烈的竞争。为了抵御外部冲击并保有市场份额,国内服务业企业可以通过学习国外企业的先进理念,对其先进模式进行学习、模仿与进一步创新,以优化资源配置,降低成本和提升服务质量。这样一来,以这些国内服务部门产品为中间投入的制造业企业能够获取并使用因竞争效应带来的更优质服务品,提升服务化水平。同时,服务投入要素的进口往往伴随着服务提供商的技术支持^[4],更容易通过投入产出关联而发挥“技术溢出”效应,提升了制造业企业的增值能力^[13]。为了充分发挥制造环节的专业化优势,以及降低企业生产成本,部分制造业企业乐意将内部服务功能外包给高效率的服务厂商,这对服务化水平产生了积极作用。

根据国际经验,约60%的服务贸易是以商业存在(即服务FDI)的方式进行的^[7]。因此,除了进口服务中间品之外,承载着先进生产技术与管理经验的服务业FDI也可能是制造业服务化的重要影响因素。服务业FDI的溢出效应主要包括示范效应、竞争效应和人员培训效应^[14]。首先,在竞争效应的作用下,服务业跨国公司会与国内企业形成竞争,倒逼国内服务业提升生产效率,增加服务种类并提高产品质量^[15]。其次,国内服务业企业可以通过“干中学”对服务业跨国公司的服务文化、管理经验、经营模式以及营销策略等示范性经验进行学习、吸收、模仿甚至自我创新,推动国内服务业的良性发展。最后,服务业跨国公司会雇佣国内劳动力并对其培训,以有效适应国内市场和提供本土化服务。一旦这些经由培训的技术人员流向国内服务企业,先进技术与管理经验也会同时转移,进而对国内服务业发展产生积极作用。由此可见,服务业FDI的溢出效应可以降低国内服务业企业的生产成本,优化其服务质量,通过投入产出关联影响制造业的生产活动,推进其采取先进的管理模式,优化要素投入结构以靠近技术前沿,推动了以这些服务部门产品为中间投入的制造业企业的服务化进程。综合上述分析,本文提出假设1。

假设1:服务贸易开放有利于提升制造业服务化水平。

基于“进口服务中间品”与“服务FDI溢出效应”的视角,服务贸易开放与制造业服务化水平关系已较为清晰。但是,由于不同类型服务所承载的技术、知识等要素不同,其开放效应也会存在差异。例如金融服务的开放可以为企业提供更多融资渠道,缓解企业融资约束,能够为需要大量优质服务投入要素的制造业企业提供资金支持,从而提升其服务化水平;运输服务的开放能够吸引国际领先企业加入,通过加深企业间分工合作,优化制造业企业供应链布局,提高其运输服务化水平。但是,对于垄断性服务行业来说,情况可能并非如此。周念利^[16]认为,即使服务市场是开放的,“有序进入”与“同时进入”所导致的结果也是有差异的,在某些垄断性服务领域,“先占效应”具有持续性。刘斌等^[17]的研究结果表明,电信服务提供商的“在位优势”阻碍了市场竞争和制造业企业生产率的提升。由此,本文提出假设2。

假设2:不同类型服务业的开放对制造业服务化水平的影响存在一定差异。

除了异质性服务业开放效应可能具有差异之外,服务贸易开放对不同类型制造业的服务化水平影响也可能存在一定差别。一般来说,制造业可分为劳动密集型、资本密集型以及技术密集型三类。对于劳动密集型制造业而言,劳动力占据了投入要素的绝大部分比例,其专业性和技术性相对较低,对服务中间品变动也较不敏感。与劳动力密集型制造业不同的是,资本密集型或技术密集型制造业对于资本和技术的依赖程度比较高,在生产环节中需要嵌入更多的服务中间投入要素,既包括满足基本生产经营需要的运输仓储与批发零售服务以外,也包含了信息通信以及专业科技等高端服务^[18]。那么,服务贸易的开放可以使得资本或技术密集型的制造业部门获取更多物美价廉的服务

中间品推动其服务化进程。综上所述,本文提出假设3。

假设3:服务贸易开放对不同类型制造业的服务化水平存在一定影响差异。

三、研究设计

(一) 计量模型设定

本文的主要任务是研究服务贸易开放对制造业服务化水平的影响,结合上文的分析,设定基准计量模型如下:

$$ms_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 services_{it} + \Theta X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,被解释变量 ms_{it} 表示行业年份的制造业服务化水平;本文的核心解释变量为 $services_{it}$, 表示 i 行业 t 年份的服务开放渗透率,如果系数 α_1 为正,则表示服务开放会对制造业服务化产生正效应; X_{it} 表示一系列控制变量,具体包括行业利用外资强度(fdi)、行业的研发人员投入(rd)、人力资本水平(hc)、对外开放度($export$)、行业内企业规模($scale$)以及国内基础设施水平(inf)。

Borenztein *et al.* [19]指出,FDI的技术溢出效应只有在经济发展水平越过了一定的“门槛”水平才能得到有效发挥。沿着这一思路,本文分别以研发人员投入(rd)、人力资本水平(hc)和对外开放度($export$)三种吸收能力作为门槛变量,探讨当这三者分别处于何种门槛水平时,服务贸易开放能够带来制造业服务化水平的提升。由此,本文设定如下的门槛回归模型:

$$ms_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 services_{it} + \lambda_1 service_{it} \cdot I(q_{it} \leq \varphi) + \lambda_2 service_{it} \cdot I(q_{it} > \varphi) + \Theta X_{it} + \varepsilon_{it} I(g) \quad (2)$$

在式(2)中, q_{it} 为门槛变量, φ 为未知门槛, $I(g)$ 为指标函数,其他变量的设定形式与式(1)保持一致。

(二) 变量测算与说明

1. 被解释变量

关于制造业服务化水平,参考 Crozet and Milet [12]、唐志芳和顾乃华 [20] 的做法,利用投入产出表数据进行测算,具体公式如下:

$$ms_{it} = a_{ij} + a \sum_{k=1}^n a_{ik} \alpha_{kj} + \sum_{s=1}^n \sum_{k=1}^n a_{is} a_{sk} \alpha_{kj} + \dots \quad (3)$$

式(3)中,右边第一项为制造业 j 对服务部门 i 的直接消耗系数,第二项衡量制造业 j 通过 k 部门对服务部门 i 的第一轮间接消耗,其后各项以此类推。由此可见,完全消耗系数同时考虑了直接消耗和间接消耗的影响,更为准确地衡量了制造业投入服务化程度。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量包括服务开放渗透率和服务 FDI 渗透率。由于服务业跨国公司进入国内市场有跨境支付、过境消费、商业存在和自然人流动等多种方式,因此对于如何衡量一国或地区的服务开放程度仍未有一个相对统一的标准 [9]。现有研究主要从两个角度来对服务开放水平进行衡量:第一类研究基于服务贸易数量的角度来衡量具体行业的服务开放程度,如 Arnold *et al.* [21] 使用服务 FDI 数据来刻画印度的服务开放水平,张艳等 [4] 使用服务贸易和服务 FDI 数据来衡量中国的服务业开放程度;第二类研究是基于世界银行发布的各国各行业服务贸易限制指数(STRI)来构建服务贸易开放指数。大多数现有文献参考樊瑛 [22] 的做法,使用 100 减去 STRI 后得到一国的服务贸易开放指数,该指数数值越大则表明服务开放水平越高。

为了考察各个制造业行业对服务部门的依赖程度,本文参考 Arnold *et al.* [5]、张艳等 [4] 的做法,对各个制造业行业的服务开放渗透率进行计算,公式如下:

$$service_{jt} = \sum_k \delta_{jkt} \cdot g_{service_open_{kt}} \quad (4)$$

式(4)中, δ_{jkt} 是通过对投入产出表数据计算而得的服务投入比例, j 表示制造业部门, k 表示服务

业部门 i 则表示年份,数据来源于世界投入产出数据库(WIOD); $service_open$ 表示服务贸易开放指标。根据研究需要,本文选取了服务贸易开放指数(根据 STRI 计算而得)、服务业 FDI 与服务业总产值之比、服务业细分行业进口额与服务业总产值之比这三个服务贸易开放指标,分别代入式(4)中得到服务开放渗透率、服务 FDI 渗透率以及服务进口渗透率。在下文的分析中,以服务开放渗透率和服务 FDI 渗透率作为基准回归模型的核心解释变量,而将服务进口渗透率和服务贸易开放指数作为稳健性检验的替代变量。

3. 控制变量

除了服务贸易开放程度以外,制造业服务化水平还可能受到其他因素的影响,本文控制了若干个变量,具体的控制变量说明见表 1。

(三) 样本数据处理

本文所使用的数据为 2005—2016 年中国 29 个制造业行业的平衡面板数据,制造业行业的选取、归类与刁莉和朱琦^[23]的研究是一致的。对于服务业行业的选取,参考李宏亮和谢建国^[24]的做法进行归类合并,最终选取金融服务、通讯服务、分销服务、运输服务以及专业服务五大服务部门。在数据来源方面,被解释变量即制造业服务化的数据来源于 WIOD 的中国投入产出表;服务贸易开放的数据来源于 WIOD 的中国投入产出表以及世界银行发布的服务贸易限制指数;外资比重(fdi)与行业出口强度($export$)数据来源于《中国工业经济统计年鉴》;研发投入强度(rd)数据来源于《中国科技统计年鉴》;行业规模($scale$)数据来源于《中国统计年鉴》;人力资本(hc)数据来源于《中国劳动统计年鉴》;基础设施水平(inf)数据来源于世界银行 WDI 数据库。

四、实证检验与结果分析

(一) 基准回归检验

1. 单位根检验

在时间序列模型中,如果变量是非平稳的,那么就可能存在伪回归问题,使用 t 统计量来进行显著性检验也不再是有效的。对于面板数据来说,也可能存在上述的问题。因此在对上文的模型进行回归之前,有必要对各变量进行单位根检验。由表 2 的面板单位根检验结果可以看出,各变量均通过了 LLC、Breitung、Fisher-ADF 和 PP-fisher 四种单位根方法检验,且至少在 5% 的显著性水平下拒绝了存在单位根的原假设。由此,本文的各变量都是平稳的,不存在单位根问题。

2. 整体回归

固定效应模型与随机效应模型是面板模型中较为常用的两种方法,本文同时使用这两种方法进行估计并比较。由表 3 可得,无论是使用固定效应还是随机效应,服务开放渗透率和服务 FDI 渗透率的回归系数均在 1% 的显著性水平下显著为正。相对于随机效应估计结果,固定效应下的服务开放变量系数更小,这可能是由于控制了每个行业的不同“行情”所导致的。同时,考虑到当期制造业服务化水平可能受

表 1 控制变量说明

变量名称	含义	计算方法
fdi	外资比重	外资直接投资/行业总产值
rd	研发投入强度	R&D 费用支出/主营业务收入
hc	人力资本	大专学历以上人数/就业人数
$export$	对外开放度	出口交货值/行业总产值
$scale$	行业规模	行业内每家企业的平均人数
inf	基础设施水平	每百人中使用因特网人数的对数值

注:由作者整理得到。

表 2 单位根检验结果

指标名称	LLC 检验	Breitung 检验	Fisher-ADF 检验	PP-fisher 检验
$service$	-2.5216***	-6.0537***	-3.5386***	12.7345***
fdi	-8.0337***	-6.9641***	-5.5082***	9.4242***
rd	-7.4383***	-7.5343***	6.005***	2.1401**
hc	-8.1507***	-7.1642***	6.1327***	16.7724***
$export$	-5.4403***	-5.9228***	5.9684***	8.5128***
$scale$	2.0118***	2.1814***	3.5017***	7.6164***
inf	3.0235***	3.1488***	2.3563***	14.9857***

注:***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上变量显著。

表3 样本整体回归结果

	服务开放渗透率			服务 FDI 渗透率		
	FE	RE	GMM	FE	RE	GMM
<i>service</i>	0.045 1*** (7.58)	0.160 3*** (2.76)	0.054 4*** (6.02)	6.856 1*** (7.33)	7.124 9*** (3.98)	6.578 9*** (7.48)
<i>fdi</i>	0.321 1*** (6.25)	0.013 0 (0.53)	0.372 1*** (7.43)	0.318 6*** (6.23)	0.000 5 (0.02)	0.373 1*** (7.26)
<i>rd</i>	0.020 3 (0.68)	-0.043 5** (-2.30)	0.028 0* (1.95)	0.020 0 (0.67)	-0.045 4** (-2.41)	0.028 1** (1.96)
<i>hc</i>	-0.410 8** (-2.56)	-0.155 0 (-1.64)	-0.768 9*** (-5.83)	-0.380 9** (-2.53)	-0.040 1 (-0.41)	-0.705 2*** (-5.70)
<i>export</i>	-0.013 6 (-0.14)	0.212 1*** (4.31)	-0.171 6** (-2.37)	-0.027 8 (-0.29)	0.157 1*** (3.05)	-0.123 2* (-1.81)
<i>scale</i>	0.196 9* (1.68)	0.037 8 (0.47)	0.268 3*** (2.78)	0.211 7* (1.83)	0.069 0 (0.94)	0.260 6*** (2.69)
<i>inf</i>	-0.599 8*** (-13.39)	-0.290 8*** (-9.25)	-0.696 5*** (-8.77)	-0.597 7*** (-13.37)	-0.294 0*** (-9.35)	-0.700 3*** (-7.96)
constant	2.409 1*** (15.15)	0.798 1*** (8.02)	-1.157 6*** (-10.11)	2.446 3*** (16.72)	0.939 6*** (11.15)	-1.108 5*** (-10.52)
adj_R ²	0.326 3	0.442 6	—	0.525 3	0.140 3	—
Wald 检验	38.99 [0.000 0]	173.10 [0.000 0]	87.1189 [0.000 0]	38.96 [0.000 0]	181.66 [0.000 0]	38.651 2 [0.000 0]
AR(1)	—	—	0.000 0	—	—	0.000 0
AR(2)	—	—	0.360 8	—	—	0.373 8
Sargan 检验	—	—	0.949 6	—	—	0.982 6
N	348	348	331	348	348	331

注：(1) () 内的数值为 t 值，[] 内的数值为 p 值，***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上变量显著；(2) AR(1) 和 AR(2) 是对扰动项差分一阶自相关和二阶自相关的检验，GMM 一致性估计要求扰动项不存在自相关，但其一阶差分相关，二阶及以上差分不相关，原假设为“扰动项差分不存在自相关”；(3) Sargan 检验的零假设是工具变量与残差无相关性，即模型不存在过度识别。

到上一期制造业服务化水平的影响，本文在上文的式(1)基础上引入制造业服务化的一阶滞后项作为解释变量，即构建了动态面板数据模型。对于动态面板数据模型而言，由于在解释变量中加入了被解释变量的一阶滞后项，因此会带来内生性问题并导致使用传统面板模型得出的估计量是有偏且不一致的。因此，本文采用系统 GMM 进行估计。由表 3 可知，AR(2) 检验显示模型设定是较为合理的，Sargan 检验表明工具变量是有效的，服务开放渗透率和服务 FDI 渗透率的符号均为正，且通过 1% 的显著性水平检验。由此可以初步判断，服务贸易的开放对制造业服务化水平的提升作用是显著的。

由于动态面板模型考虑了制造业服务化滞后项的影响，在一定程度上缓解了可能因为忽略关键变量而导致的

估计偏误。同时系统 GMM 较好地解决了模型可能存在的内生性问题，因此本文对控制变量的分析主要基于系统 GMM 的估计结果。具体来说，外资比重 (*fdi*) 的系数为正，说明 FDI 的示范效应以及技术溢出效应对提升东道国制造业服务化水平的作用是显著的。研发投入强度 (*rd*) 系数显著为正，说明不断提升制造业服务化水平离不开对要素的积累，而随着“智能制造”的不断发展，研发投入的积极作用将进一步扩大。行业规模 (*scale*) 对制造业服务化水平具有正效应，一般而言，行业内企业规模越大，就越拥有支撑企业在投入、生产中更多服务中间品的雄厚资金，进而推动了行业的整体服务化程度。对外开放度 (*export*) 系数显著为负，可能的解释是，出口交货值更多体现的是出口的“数量”而非“质量”，现阶段存在的制造业“低端锁定”不利于制造业企业价值链攀升，也阻滞了制造业的服务化步伐。

(二) 基于行业异质性检验

1. 分服务行业

考虑到服务业行业异质性的存在，这一部分对不同服务部门开放程度与制造业服务化水平的关系进行了估计，具体包括金融、通讯、分销、运输以及专业服务五大行业，表 4 给出了具体的估计结果。由表 4 的结果可以看出，无论是用服务开放渗透率还是服务 FDI 渗透率作为核心解释变量进行估计，金融、分销和运输服务业通过了至少 5% 的显著性检验且为正，表明这些服务部门开放有利于

提升制造业服务化水平。可能的原因在于,制造业企业通过服务化提高产品附加值时需要人力资本、研发设计、售后维护等优质服务要素的投入^[17],产生了大量的融资需求,同时可以凭借专业运输服务降低生产成本,借助专业分销服务开拓新的市场,因此扩大金融、分销和运输服务等部门的开放对制造业服务化有显著积极作用。相比之下,由于通讯服务具有自然垄断的特征,东道国通讯服务供应商的“先占优势”与“在位优势”并不利于市场竞争,因此通讯服务开放并未对制造业服务化产生显著推动作用。在专业服务开放方面,服务开放渗透率无法通过显著性检验,服务 FDI 渗透率显著为正,说明了专业商务服务主要是通过 FDI 这一途径去提升制造业服务化水平的。

2. 分制造业行业

本部分主要是探讨服务贸易开放对不同制造业的服务化水平的影响。借鉴樊茂清和黄薇^[25]对 WIOD 数据库产业类型的划分,按要素密集度将制造业部门分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型制造业三类,其中,劳动密集型行业共 15 个,资本密集型行业共 8 个,技术密集型行业共 6 个^②。由表 5 中服务开放渗透率和服务 FDI 渗透率系数的符号方向与显著性大小可知,服务贸易开放促进了资本密集型和技术密集型制造业的服务化水平,而对劳动密集型制造业的服务化则无显著影响。对于

劳动密集型制造业而言,其生产活动更多依靠大量劳动力作为投入要素,对于技术和服务中间品的依赖程度偏低,服务开放对其服务化进程影响比较有限。与劳动力密集型制造业不同的是,资本密集型和技术密集型制造业对于资本和技术的依赖程度比较高,服务贸易的开放可以使得这些制造业部门获取更多物美价廉的服务中间品,优化了要素投入结构。同时,国内服务业在“干中学”过程中不断提高生产效率与产品质量,并通过产业关联效应推动制造业使用更为先进的生产技术,促进这两类制造业的服务化水平。

表 4 分服务行业估计结果

	服务开放渗透率				
	金融服务	通讯服务	分销服务	运输服务	专业服务
<i>service</i>	0.195 6*** (6.44)	-0.076 4 (-0.58)	0.912 7*** (3.01)	0.052 7*** (6.20)	-0.173 7 (-1.27)
<i>fdi</i>	0.126 8 (0.33)	0.254 0** (2.41)	0.443 9*** (4.26)	0.633 8*** (2.74)	0.309 0*** (3.38)
<i>rd</i>	0.075 7 (0.46)	-0.025 6 (-0.40)	0.069 3 (1.01)	0.164 8** (2.14)	-0.029 3 (-0.60)
<i>hc</i>	-0.541 3 (-0.49)	0.615 9 (1.22)	-1.275 6*** (-3.55)	-0.373 4 (-0.69)	-0.219 0 (-0.78)
<i>export</i>	-0.063 0 (-0.20)	-0.075 0 (-0.23)	0.003 7 (0.02)	-0.380 9 (-0.62)	-0.082 5 (-0.48)
<i>scale</i>	-0.472 6 (-0.56)	-0.794 0* (-1.74)	-0.028 3 (-0.13)	0.423 4 (1.50)	-0.021 1 (-0.09)
<i>ins</i>	-0.901 0*** (-4.31)	-0.404 7*** (-3.14)	-0.736 2*** (-8.58)	-0.950 3*** (-9.29)	-0.436 3*** (-5.41)
constant	2.597 3** (2.60)	1.642 3*** (4.50)	2.304 1*** (6.39)	3.707 1*** (6.69)	1.817 4*** (5.83)
F	13.969 4	10.145 9	14.527 4	16.754 0	7.924 2
adj_R ²	0.433 0	0.308 7	0.345 0	0.262 5	0.336 6
N	228	228	228	228	228

	服务 FDI 渗透率				
	金融服务	通讯服务	分销服务	运输服务	专业服务
<i>service</i>	1.115 2*** (5.05)	-0.364 7 (-0.14)	3.606 1*** (4.21)	0.375 9** (2.55)	0.832 0** (1.98)
<i>fdi</i>	0.253 0** (2.02)	0.299 1*** (3.35)	0.665 8*** (4.26)	-0.139 1 (-0.88)	0.229 5*** (2.61)
<i>rd</i>	0.055 8 (0.80)	0.020 8 (0.32)	0.146 0** (1.98)	-0.188 4*** (-2.74)	-0.033 6 (-0.73)
<i>hc</i>	0.593 2 (1.09)	-0.340 5 (-1.21)	-0.339 2 (-0.90)	0.230 2 (0.68)	-0.072 5 (-0.26)
<i>export</i>	-0.273 (-1.34)	-0.257 (-1.47)	-0.407 (-0.96)	-0.088 2 (-0.45)	-0.147 (-0.83)
<i>scale</i>	-0.910 0*** (-2.01)	0.137 2 (0.66)	0.368 4 (1.52)	-0.255 3 (-0.94)	-0.026 5 (-0.12)
<i>ins</i>	-0.578 5*** (-4.58)	-0.526 6*** (-6.40)	-0.944 5*** (-9.50)	-0.572 1*** (-4.42)	-0.504 0*** (-6.57)
constant	2.144 0*** (5.62)	2.435 4*** (10.39)	3.760 9*** (9.12)	1.179 4*** (2.85)	1.974 1*** (7.16)
F	11.404 3	11.106 6	16.908 8	5.134 3	9.989 7
adj_R ²	0.119 4	0.216 9	0.163 7	0.136 4	0.331 4
N	228	228	228	228	228

注:括号中的数值为 *t* 值,***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上变量显著。

表5 按要素密集度分类估计结果

	服务开放渗透率			服务 FDI 渗透率		
	劳动密集型	资本密集型	技术密集型	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
<i>service</i>	0.091 0 (0.82)	0.098 7*** (4.45)	0.169 7** (2.24)	4.879 8 (0.26)	2.037 3*** (7.19)	4.472 1* (1.79)
<i>fdi</i>	0.236 9*** (2.98)	0.601 7*** (5.30)	0.315 4*** (3.43)	0.242 8*** (3.05)	0.590 4*** (5.33)	0.283 4*** (3.13)
<i>rd</i>	0.015 9 (0.30)	0.152 4*** (2.75)	-0.050 6 (-1.03)	0.015 2 (0.29)	0.151 6*** (2.73)	-0.048 5 (-0.98)
<i>hc</i>	-0.116 3 (-0.44)	-0.749 0** (-2.05)	-0.242 5 (-0.86)	-0.067 6 (-0.26)	-0.667 3** (-2.15)	-0.068 7 (-0.24)
<i>export</i>	-0.098 8 (-0.72)	-0.416 1 (-1.35)	-0.055 9 (-0.32)	-0.134 3 (-1.03)	-0.461 8 (-1.60)	-0.152 0 (-0.84)
<i>scale</i>	-0.237 4 (-1.15)	0.496 0** (2.40)	0.010 3 (0.04)	-0.185 0 (-0.92)	0.502 8** (2.41)	-0.009 8 (-0.04)
<i>ins</i>	-0.586 9*** (-7.33)	-0.860 9*** (-11.23)	-0.427 8*** (-5.28)	-0.574 7*** (-7.27)	-0.859 7*** (-11.20)	-0.441 0*** (-5.43)
constant	2.207 6*** (9.48)	3.581 6*** (10.58)	1.799 9*** (5.72)	2.290 4*** (10.83)	3.652 9*** (12.11)	1.936 8*** (6.59)
F	15.840 1	24.216 5	7.938 2	15.746 6	24.188 6	8.189 1
adj_R ²	0.008 2	0.050 2	-0.035 0	0.007 7	0.050 1	-0.033 5
N	180	96	72	180	96	72

注: 括号中的数值为 t 值,***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上变量显著。

(三) 基于分位数法检验

上文采用的是普通最小二乘法和 GMM 方法进行估计,无法刻画在不同分位数下服务贸易开放对制造业服务化水平的影响差异。因此,这一部分将使用分位数方法来捕获分布差异可能带来的作用。因此本文选择了 10%、25%、50%、75%、90% 五个代表性分位点进行估计。由表 6 的回归结果可以看出,服务开放渗透率和服务 FDI 渗透率都对制造业服务化水平具有一定的正向影响,且与上述的面板回归结果基本一致。随着一国或地区制造业服务化水平条件分布由低向高变化,两种服务开放指标对制造业服务化水平的影响作用是不同的。具体来看:服务开放渗透率对制造业服务化的推动作用呈现大致上升的趋势;服务 FDI 渗透率对制造业服务化的提升作用则是呈现震荡变动的趋势,最大值出现在 75% 分位点处。

(四) 稳健性检验

1. 内生性问题

由于服务贸易开放、控制变量以及制造业服务化可能会受到相关冲击的作用,使得服务贸易开放、控制变量与误差项相关,因此本文使用服务贸易开放和各控制变量的一阶滞后项代替当期项,对式(1)重新进行 OLS 估计。

本文的核心解释变量可能存在内生性,服务贸易开放会提升制造业服务化水平,而制造业服务化也可能推动服务贸易的进一步开放,而这种可能存在的反向因果关系会导致 OLS 估计结果是有偏的。根据通常的做法,本文分别采用服务开放渗透率与服务 FDI 渗透率的一阶滞后项作为服务开放渗透率与服务 FDI 渗透率当期项的工具变量进行两阶段最小二乘法(2SLS)回归,以缓解内生性问题。

表 7 给出了 OLS 和 2SLS 的回归结果。在 2SLS 估计结果中,Wald 外生性检验拒绝了“解释变量为外生”的假设,说明初始模型中的关键解释变量确实存在内生性。Anderson 正则相关性检验表明不存在不可识别问题,Cragg-Donald Wald F 检验表明不存在弱工具变量问题,使用解释变量的一阶滞后项作为工具变量是较为合理的。综合表 7 的回归结果可以看出,在控制了内生性问题后,服务

开放渗透率与服务 FDI 渗透率对制造业服务化水平依然产生了显著的正向影响,说明上文的研究结论是较为稳健的。

2. 衡量误差问题

除了内生性问题之外,本文设定的计量模型中还可能存在着指标衡量误差问题,进而影响估计结果的准确性。在上文的分析中,分别使用了服务开放渗透率和服务 FDI 渗透率作为基准回归模型的核心解释变量,并得出服务贸易开放与制造业服务化水平具有正相关关系的结论。在这一部分,将使用上文计算的服务进口渗透率和服务贸易开放指数作为替代变量,对式(1)重新进行估计。同时,考虑到这两个变量也可能存在着内生性问题,参照上一部分处理内生性问题的做法,分别进行了 OLS 和 2SLS 估计,表 8 提供了估计结果。从中可知,无论是服务进口渗透率还是服务贸易开放指数,其估计系数都在 1% 水平上显著为正,再次验证了基准回归结果的稳健性。

(五) 门槛回归检验

上述的基准回归分析得出了服务贸易开放与制造业服务化具有显著线性关系的经验结果,在考虑行业异质性后,发现服务贸易开放对不同制造业服务化水平的影响、不同服务部门开放程度对制造业服务化的影响均存在一定差异。中国制造业内部的人力资本水平、研发强度以及出口强度等存在着不小差异,由此可能导致不同的吸收能力。因此,本文选取人力资本、研发强度、对外开放度作为吸收能力指标,进行门槛模型回归,以考察是否存在非线性效应。

根据表 9 和表 10 的估计结果,无论是处于何种人力资本水平区间,服务开放渗透率与服务 FDI 渗透率的符号方向是一致的,只是在显著性上有所差异。在以服务开放渗透率为解释变量的估计结果中,当人力资本处于较低区间,即第一门槛区间时,制造业服务化人力资本不足,通过服务贸易开放能够为制造业的发展引进更多的人才以及提供更优质的服务,促进制造业服务化水平的提升。随着制造业人力资本水平的提高,服务业与制造业之间又可能形成挤占效应,服务贸易的开放可能会吸引部分或者更多的人力资本流向服务业,从而挤占制造业的人力资源,阻碍制造业服务化发展。

表 6 分位数回归结果

变量	服务开放渗透率				
	10%	25%	50%	75%	90%
<i>service</i>	0.006 1*** (9.19)	0.014 9*** (5.53)	0.100 3** (2.49)	0.384 7* (1.67)	0.663 7*** (8.44)
<i>fdi</i>	0.001 4*** (7.10)	0.012 7* (1.96)	0.004 2** (2.25)	0.071 9*** (8.75)	0.035 1*** (6.92)
<i>rd</i>	-0.012 4** (-2.18)	-0.016 9* (-1.84)	-0.010 8** (-2.06)	-0.101 5*** (-6.36)	-0.415 2** (-2.41)
<i>hc</i>	-0.094 4* (-1.82)	-0.031 9 (-0.70)	-0.128 4** (-1.98)	-0.265 9 (-0.72)	-0.441 9* (-1.78)
<i>export</i>	0.011 3** (2.42)	0.069 1*** (2.92)	0.310 4*** (9.25)	0.428 9** (2.23)	0.521 9** (2.88)
<i>scale</i>	0.096 9** (2.15)	0.041 8 (1.06)	0.047 8* (1.85)	0.076 5 (0.24)	0.841 9** (2.31)
<i>inf</i>	-0.074 1*** (-4.26)	-0.092 0*** (-6.01)	-0.153 6*** (-7.08)	-0.871 7*** (-7.00)	-0.663 9*** (-9.17)
constant	-0.3126*** (-5.66)	-0.076 3 (-1.57)	0.163 9** (2.38)	2.329 0*** (5.90)	1.550 0 (0.99)
N	348	348	348	348	348

变量	服务 FDI 渗透率				
	10%	25%	50%	75%	90%
<i>service</i>	3.524 6*** (10.00)	5.017 0*** (10.09)	1.821 8*** (6.77)	7.207 8*** (8.51)	1.330 8*** (9.29)
<i>fdi</i>	0.000 8*** (8.06)	0.010 7** (1.99)	0.009 7*** (8.60)	0.118 0*** (3.18)	0.391 7*** (8.37)
<i>rd</i>	-0.013 1* (-1.88)	-0.014 4 (-1.57)	-0.002 5** (-2.20)	-0.105 1** (-2.34)	-0.593 0 (-0.09)
<i>hc</i>	-0.098 8* (-1.75)	-0.060 3 (-1.28)	-0.005 4** (-2.08)	-0.078 2* (-1.82)	-0.040 1 (-0.89)
<i>export</i>	0.007 3 (0.25)	0.038 7** (1.76)	0.210 9*** (6.13)	0.407 9* (1.93)	0.543 9*** (8.07)
<i>scale</i>	0.102 1** (2.39)	0.052 2** (2.77)	0.011 9*** (9.24)	0.220 2*** (7.73)	0.050 1*** (6.12)
<i>inf</i>	-0.071 2*** (-3.86)	-0.097 0*** (-6.32)	-0.149 9*** (-7.05)	-0.895 1*** (-6.86)	-0.050 7*** (-9.09)
constant	-0.325 3*** (-6.61)	-0.046 5 (-1.13)	0.242 0*** (4.26)	2.669 7*** (7.66)	1.550 0*** (6.47)
N	348	348	348	348	348

注: 括号中的数值为 *t* 值,***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上变量显著。

当人力资本水平越过第二门槛,进入第三门槛区间后,充足的人力投入将形成良性人才竞争,在服务贸易开放的条件下充分发挥各部门人力资本的作用,进一步促进制造业服务化水平的提升。而在表10的结果中,只有当人力资本水平越过第二门槛时,服务FDI渗透率才会对制造业服务化起到显著正效应,可能的原因在于,当人力资本处于较低水平时,并不能有效吸收FDI的技术溢出^[27],无法对制造业服务化起到积极作用。在以研发强度为门槛变量的估计结果中,当研发强度处于较低水平时,服务开放渗透率效应显著为正,但是这种正效应无法随着研发强度上升而维持下去。而当研发处于中等或高等强度区间时,服务FDI渗透率才具有显著的正效应,可能的解释是,增加研发投入提高了制造业的专业化水平,从而提升了对服务FDI所承载的先进生产技术与管理经验的吸收能力。在以“出口交货值与行业总产值之比”衡量的对外开放度作为门槛变量的估计结果中,只有当对外开放度处于第二门槛区间时,服务开放渗透率才能发挥对制造业服务化的推动作用。而无论对外开放度处于何种区间,服务FDI渗透率系数都为正。

表7 控制内生性问题的回归结果

变量	OLS		2SLS	
	服务开放渗透率	服务FDI渗透率	服务开放渗透率	服务FDI渗透率
<i>service</i>	0.189 1*** (3.31)	0.189 1*** (3.31)	0.477 6*** (3.81)	6.049 9*** (4.25)
<i>fdi</i>	0.059 7** (2.39)	0.046 1* (1.85)	0.025 8*** (7.18)	0.005 3*** (4.24)
<i>rd</i>	-0.008 1** (-2.43)	-0.009 2** (-2.49)	-0.001 2* (-1.77)	-0.002 4* (-1.63)
<i>hc</i>	-0.104 3** (-1.88)	-0.014 9* (-1.65)	-0.093 8* (-1.73)	-0.073 2** (-2.77)
<i>export</i>	0.149 3*** (2.96)	0.098 1* (1.86)	0.143 0*** (2.94)	0.092 3* (1.81)
<i>scale</i>	0.080 9*** (5.09)	0.026 2*** (3.35)	0.340 7*** (2.98)	0.097 6*** (6.41)
<i>inf</i>	-0.006 6** (-2.18)	-0.006 5** (-2.21)	-0.078 4** (-2.15)	-0.073 7** (-2.06)
constant	-0.027 1 (-0.28)	0.135 0 (1.61)	-0.180 0 (-1.22)	0.255 5*** (2.69)
Anderson 正态相关性检验	—	—	35.798 [0.000 0]	12.123 1 [0.000 5]
Cragg-Donald Wald F	—	—	{52.616 1}	{44.152 1}
adj_R ²	0.337 2	0.369 1	—	—
N	322	322	308	308

注:(1) ()内数值为相应检验统计量的 t 值, []内数值为相应检验统计量的 p 值, { }内数值为 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值。(2) ***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。(3) Anderson 正态相关性检验的原假设是“工具变量识别不足”,若拒绝原假设则说明工具变量是合理的; Cragg-Donald Wald F 检验的原假设是“工具变量为弱识别”,若拒绝原假设则说明工具变量是合理的。

表8 替换核心解释变量的回归结果

变量	OLS		2SLS	
	服务进口渗透率	服务贸易开放指数	服务进口渗透率	服务贸易开放指数
<i>service</i>	0.234 8*** (3.35)	0.453 6*** (3.66)	0.320 9*** (4.08)	0.108 4*** (4.47)
<i>fdi</i>	0.063 9** (2.51)	0.046 0* (1.85)	0.023 7*** (7.08)	0.006 2*** (3.28)
<i>rd</i>	-0.027 3 (-1.37)	-0.009 1 (-0.48)	-0.027 9 (-1.40)	-0.002 0 (-0.11)
<i>hc</i>	-0.024 3** (-2.25)	-0.041 4* (-1.92)	-0.032 2** (-2.34)	-0.088 3** (-2.93)
<i>export</i>	0.127 3** (2.46)	0.074 0 (1.36)	0.137 7*** (2.88)	0.075 8*** (6.48)
<i>scale</i>	0.055 2** (2.71)	0.046 1** (2.61)	0.147 4* (1.93)	0.107 0*** (5.55)
<i>inf</i>	-0.004 4*** (-7.14)	-0.006 9*** (-8.22)	-0.079 1** (-2.17)	-0.072 4** (-2.02)
constant	-0.063 2 (-0.60)	0.135 0 (1.60)	-0.025 1 (-0.21)	0.255 6*** (2.69)
Anderson 正态相关性检验	—	—	65.917 1 [0.000 0]	15.675 4 [0.000 1]
Cragg-Donald Wald F	—	—	15.270 6 [16.183 8]	36.273 7 [16.617 2]
adj_R ²	0.561 9	0.362 8	—	—
N	322	322	308	308

注:(1) ()内数值为相应检验统计量的 t 值, []内数值为相应检验统计量的 p 值, { }内数值为 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值。(2) ***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。(3) Anderson 正态相关性检验的原假设是“工具变量识别不足”,若拒绝原假设则说明工具变量是合理的; Cragg-Donald Wald F 检验的原假设是“工具变量为弱识别”,若拒绝原假设则说明工具变量是合理的。

表9 门槛模型的 GMM 估计:以服务开放渗透率为解释变量

门槛变量	人力资本 (<i>hc</i>)	研发强度 (<i>rd</i>)	对外开放度 (<i>export</i>)
单一门槛值	-0.231	-1.223	0.020
双重门槛值	0.282	2.210	0.098
$service_{it} \cdot I(S_{it} \leq \varphi_1)$	0.483 6*** (9.25)	0.074 3** (2.27)	-0.162 4*** (-3.47)
$service_{it} \cdot I(\varphi_1 < S_{it} \leq \varphi_2)$	-0.258 3** (-2.38)	-0.127 7* (-1.86)	0.131 9*** (2.91)
$service_{it} \cdot I(S_{it} \leq \varphi_2)$	0.063 7** (2.43)	0.089 7 (1.25)	-0.243 4*** (-7.19)
controls	yes	yes	yes
constant	-1.319 2*** (-16.72)	-1.407 5 (-14.54)	-1.389 5*** (-17.10)
AR(1)	0.001 0	0.001 4	0.000 1
AR(2)	0.373 8	0.426 5	0.312 5
Sargan 检验	0.989 5	0.994 0	0.998 1
Wald 检验	31 380.43 [0.000 0]	32 731.38 [0.000 0]	29 081.33 [0.000 0]

注:(1)括号中的数值为z值,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上变量显著;(2)AR(1)和AR(2)是对扰动项差分一阶自相关和二阶自相关的检验,GMM一致性估计要求扰动项不存在自相关,但其一阶差分相关,二阶及以上差分不相关,原假设为“扰动项差分不存在自相关”;(3)Sargan检验的零假设是工具变量与残差无相关性,即模型不存在过度识别。

表10 门槛模型的 GMM 估计:以服务 FDI 渗透率为解释变量

门槛变量	人力资本 (<i>hc</i>)	研发强度 (<i>rd</i>)	对外开放度 (<i>export</i>)
单一门槛值	0.155	0.860	0.098
双重门槛值	0.830	1.796	1.635
$service_{it} \cdot I(S_{it} \leq \varphi_1)$	0.698 2 (0.68)	3.515 4 (0.77)	5.352 5*** (8.25)
$service_{it} \cdot I(\varphi_1 < S_{it} \leq \varphi_2)$	-3.710 2 (-1.21)	0.230 7*** (6.59)	1.345 2 (0.22)
$service_{it} \cdot I(S_{it} \leq \varphi_2)$	10.275 7*** (2.51)	9.986 1** (2.41)	10.906 2*** (2.60)
controls	yes	yes	yes
constant	-1.502 3*** (-21.26)	-1.503 5*** (-21.58)	-1.535 0*** (-22.67)
AR(1)	0.000 0	0.000 0	0.000 0
AR(2)	0.328 9	0.335 3	0.337 0
Sargan 检验	0.407 2	0.809 5	0.918 9
Wald 检验	35 921.64 [0.000 0]	36 105.98 [0.000 0]	41 498.80 [0.000 0]

注:(1)括号中的数值为z值,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上变量显著;(2)AR(1)和AR(2)是对扰动项差分一阶自相关和二阶自相关的检验,GMM一致性估计要求扰动项不存在自相关,但其一阶差分相关,二阶及以上差分不相关,原假设为“扰动项差分不存在自相关”;(3)Sargan检验的零假设是工具变量与残差无相关性,即模型不存在过度识别。

五、结论与政策建议

首先,本文从理论机制角度分析了服务贸易开放促进制造业投入服务化、产出服务化的作用机制以及服务 FDI 对制造业服务化的提升效应。其次,从制造业对于服务部门依赖程度的视角,构建了两类服务开放渗透率指标,用 WIOD 投入产出表数据计算了中国制造业的服务化水平,以 2005—2016 年中国 29 个制造行业的面板数据进行实证分析。研究表明:(1)整体而言,无论是基于服务开放渗透率还是服务 FDI 渗透率衡量的服务贸易开放程度,均显著提升了制造业服务化水平,这一结论在制造业服务化水平的不同分布下、控制了内生性问题以及替换衡量指标之后依然稳健。(2)不同服务部门开放程度与制造业服务化水平的关系存在一定差异,金融、分销和运输服务开放对制造业服务化具有积极作用,而通讯服务开放并没有显著影响,专业服务开放效应只在采用服务 FDI 渗透率为核心解释变量时是显著的。(3)在对制造行业按照要素密集类型进行分组回归发现,服务贸易开放能够显著提升资本密集型和技术密集型制造行业的服务化水平,但是对以劳动力为主要投入要素的劳动密集型制造行业并没有产生明显影响。

本文对进一步扩大服务贸易开放,推动制造业服务化、制造业转型升级具有一定的参考意义。随着人口红利的逐渐消失以及资源环境问题日益严峻,中国制造业企业亟待突破“低端锁定”困境,实现产业转型升级。第一,在国内服务业发展相对滞后的现实情况下,需要加大力度推动服务贸易开放水平,通过放松国内管制、削减服务贸易壁垒等措施,营造良好的市场竞争环境,充分利用国外优质服务中间品,提高对国外服务先进技术和知识的学习吸收能力,提高国内服务业生产效率与产品质量^[28],推动制造业服务化水平。第二,要提高制造业自身的管理水平与对服务化的重视程度,在生产活动过程中要形成实物要素与服务要素相得益彰的要素投入结构,推动投入服务化进程。同时,制造业自身要培养产品向价值链高端延伸的前瞻意识,在服务贸易开放的趋势下,学习并推出与

自身实物产品相配套的服务,提高服务化水平。第三,要充分重视传统制造业的服务化转型。目前,劳动密集型等传统制造业对进口服务要素利用率并不高,投入服务化水平偏低。因此,在保持服务贸易开放对资本和技术密集型制造业服务化提升效应之际,要重视、鼓励劳动力密集型制造业优化自身要素投入结构,充分利用服务开放的好处,进而实现升级转型。第四,基于服务部门对制造业服务化的异质性影响结果,要加大金融、分销与运输服务开放,使得制造企业充分享受到更多金融服务与运输服务,拓宽企业的分销渠道以开拓更广阔市场,从而提升制造业的服务化水平。

注释:

- ①在《国民经济行业分类与代码(GB/T 4754-2002)》中,制造业被分为29个细分行业。对照WIOD国家投入产出表选取部分行业并归为13个部门,分别为:食品、饮料制造及烟草业(C10-C12);纺织品、服装、皮革制造业(C13-C15);木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业(C16);造纸及纸制品业(C17);印刷业和记录媒介的复制业(C18);石油加工、炼焦及核燃料加工业(C19);化学原料及化学制品制造业(C20);橡胶及塑料制品业(C22);非金属矿物制品业(C23);金属制品业(C24);机械制造业(C28);电气及电子机械器材制造业(C26-C27);交通运输设备制造业(C29-C30)。
- ②对于三种类型具体包含的行业可参考邱爱莲等^[26]。

参考文献:

- [1] FANG E, PALMATIER R W, STEENKAMP J-B E. Effect of service transition strategies on firm value [J]. *Journal of marketing*, 2008, 72(5): 1-14.
- [2] VISNJIC I, NEELY A, WIENGARTEN F. Another performance paradox? A refined view on the performance impact of servitization [R]. ESADE working papers series, 2012.
- [3] BAINES T, LIGHTFOOT H. Made to serve: how manufacturers can compete through servitization and product service systems [M]. West Sussex, England: John Wiley & Sons, 2013.
- [4] 张艳, 唐宜红, 周默涵. 服务贸易自由化是否提高了制造业企业生产效率 [J]. *世界经济*, 2013(11): 51-71.
- [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] SHEPOTYLO O, VAKHITOV V. Services liberalization and productivity of manufacturing firms: evidence from Ukraine [J]. *Economics of transition*, 2015, 23(1): 1-44.
- [7] 马弘, 李小帆. 服务贸易开放与出口附加值 [J]. *国际经济评论*, 2018(2): 82-92+6.
- [8] 沈鸿, 顾乃华. 服务贸易开放能否提高制造业生产率 [J]. *经济与管理研究*, 2017(3): 72-81.
- [9] 李宏亮, 谢建国. 服务贸易开放提高了制造业企业加成率吗——基于制度环境视角的微观数据研究 [J]. *国际贸易问题*, 2018(7): 28-40.
- [10] MELITZ M J, OTTAVIANO G I. Market size, trade, and productivity [J]. *The review of economic studies*, 2008, 75(1): 295-316.
- [11] GHANI E, KHARAS H. Overview in the service revolution in South Asia [M]. India: Oxford University Press, 2010.
- [12] CROZET M, MILET E. Should everybody be in services? The effect of servitization on manufacturing firm performance [J]. *Journal of economics & management strategy*, 2017, 26(4): 820-841.
- [13] LOW P. The role of services in global value chains [R]. Fung Global Institute working paper, 2013, NO. FGI-2013-1.
- [14] KOKKO A. Technology, market characteristics, and spillovers [J]. *Journal of development economics*, 1994, 43(2): 279-293.
- [15] 唐宜红, 俞峰, 王晓燕. 中国服务企业是否从服务业 FDI 中获取创新? ——来自第二次经济普查和专利微观数据的经验证据 [J]. *北京师范大学学报(社会科学版)*, 2018(3): 130-143.
- [16] 周念利. 中国服务业改革对制造业微观生产效率的影响测度及异质性考察——基于服务中间投入的视角 [J]. *金融研究*, 2014(9): 84-98.

- [17]刘斌,魏倩,吕越. 制造业服务化与价值链升级[J]. 经济研究,2016(3): 151-162.
- [18]顾乃华,胡晓丹,胡品平. 融资约束、市场结构与制造业服务化[J]. 北京工商大学学报(社会科学版),2018(5): 11-22.
- [19]BORENSZTEIN E, DE GREGORIO J, LEE J-W. How does foreign direct investment affect economic growth? [J]. Journal of international economics, 1998, 45(1): 115-135.
- [20]唐志芳,顾乃华. 制造业服务化、全球价值链分工与劳动收入占比——基于 WIOD 数据的经验研究[J]. 产业经济研究,2018(1): 15-27.
- [21]ARNOLD J M, JAVORCIK B, LIPSCOMB M. Services reform and manufacturing performance: evidence from India [J]. The economic journal, 2015, 126(590): 1-39.
- [22]樊瑛. 中国服务业开放度研究[J]. 国际贸易,2012(10): 10-17.
- [23]刁莉,朱琦. 生产性服务进口贸易对中国制造业服务化的影响[J]. 中国软科学,2018(8): 49-57.
- [24]李宏亮,谢建国. 服务贸易自由化能否促进中国企业创新[J]. 中南财经政法大学学报,2018(3): 127-137.
- [25]樊茂清,黄薇. 基于全球价值链分解的中国贸易产业结构演进研究[J]. 世界经济,2014(2): 50-70.
- [26]邱爱莲,崔日明,逢红梅. 生产性服务进口贸易前向溢出效应对中国制造业 TFP 的影响——基于制造业行业要素密集度差异的角度[J]. 国际商务: 对外经济贸易大学学报,2016(5): 41-51.
- [27]何兴强,欧燕,史卫,等. FDI 技术溢出与中国吸收能力门槛研究[J]. 世界经济,2014(10): 52-76.
- [28]宣烨. 基于创新驱动的我国高端服务业国际竞争力提升研究[M]. 北京: 中国经济出版社 2016.

(责任编辑: 禾 日)

Does service trade opening promote the servitization of manufacturing industry?

ZOU Guowei¹, JI Xiangyu², HU Xiaodan², HU Pinping³

(1. College of Economics and Management, South China Agricultural University, Guangzhou 510642, China;

2. Institute of Industrial Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China;

3. Guangdong Institute of Scientific & Technical Information, Guangzhou 510033, China)

Abstract: The servitization of manufacturing industry is an important way for China's real economy to achieve transformation and upgrading, and enhance core competitiveness. This paper integrates service trade opening and the level of servitization of manufacturing industry into the same analytical framework. On the basis of clarifying the mechanism of the positive effects of service trade opening and service FDI on servitization of manufacturing industry, the empirical test was conducted on panel data of 29 manufacturing industries in China from 2005 to 2016. The results show that: (1) On the whole, service trade opening has significantly improved the level of servitization of manufacturing industry. This conclusion is still robust after using the quantile regression method, controlling endogenous problems and replacing the index of service openness. (2) There is a certain difference in the relationship between the openness of different service sectors and the level of servitization of manufacturing industry. The opening of finance, distribution and transportation services has a positive effect on the servitization of manufacturing industry, while the opening of communication services has not had a significant impact. Only through the penetration of the service FDI to the manufacturing industry, the effect of professional service opening can be effectively exerted. (3) The results of group regression in the manufacturing industry according to factor-intensive types show that the services trade opening can significantly improve the servitization level of capital-intensive and technology-intensive manufacturing industries, but it does not have a significant impact on the labor-intensive manufacturing industries. This paper believes, in the situation that the manufacturing industry urgently needs to be transformed and upgraded, the service opening process should be promoted appropriately and reasonably, thereby improving the level of servitization of manufacturing industry as well as achieving the goal of economic transformation and upgrading.

Key words: service trade opening; servitization of manufacturing industry; service FDI; industry heterogeneity; service opening penetration index; Chinese manufacturing enterprise