

# 制造业投入服务化与 中国企业出口贸易方式转型

丁一兵 孙艺宁\*

**摘要：**加快贸易方式转型,对我国优化出口贸易结构、安全高效稳定实现国际循环意义重大。本文通过匹配 2001—2013 年的中国工业企业数据、中国海关进出口数据和世界投入产出数据,实证分析了制造业投入服务化对我国制造业企业出口贸易方式转型的影响。研究结果表明,制造业投入服务化通过成本调节和创新激励的影响机制,显著削减加工贸易比重,并提高一般贸易比重,推动我国制造业企业出口贸易方式转型升级。异质性分析发现,制造业投入服务化在不同服务要素投入、不同服务要素来源、不同制造业企业、不同时期中存在差异影响。因此,优化国内制度环境、深化服务业开放以及提升行业全球价值链地位是发挥制造业投入服务化贸易方式转型效应的重要战略政策。

**关键词：**制造业投入服务化;贸易方式转型;生产成本;研发创新;制度环境

**中图分类号：**F424; F752.62

## 一、引言

党的二十大报告明确提出,要增强国内大循环内生动力和可靠性,提升国际循环质量和水平。加工贸易作为我国国际循环的重要组成部分,曾在推动产业升级、稳定就业等方面发挥重要作用(毛其淋,2019)。但伴随我国经济进入高质量发展阶段,受人口红利消失和要素成本上升等因素影响,制造业出口企业发展面临严峻挑战,“三来一补”加工贸易的低质低效弱创新等问题愈加严重。近年来,世界经济不确定性持续加剧,全球价值链重塑前景错综复杂,亟须提高我国产业链的韧性和安全水平,推动贸易方式转型升级是适应国内外新形势的必然要求。由此,探究“两头在外”粗放式加工贸易如何向“独立自主”集约式一般贸易转型,对于提高制造业企业出口竞争力与我国对外贸易的质量和效益意义重大。

随着“互联网+”、大数据的广泛应用以及金融保险、物流运输等服务业的快速崛起,服

\*丁一兵,吉林大学中国国有经济研究中心,吉林大学经济学院,邮政编码:130012,电子信箱:dingyb@mails.jlu.edu.cn;孙艺宁,吉林大学经济学院,邮政编码:130012,电子信箱:sunyn22@mails.jlu.edu.cn。

本文得到教育部重点研究基地重大项目“中国式现代化道路中国有企业推进‘双循环’新发展格局构建的作用研究”(批准号:23JJD790006)、国家自然科学基金项目“基于双重价值链视角的中国高技术产业竞争优势重构研究”(批准号:71972063)、吉林大学“新文科”创新团队项目“基于复杂网络分析的人民币国际化推进策略研究”(批准号:2021XWK04)的资助。感谢匿名审稿人及编辑部的宝贵意见,作者文责自负。

务要素在制造业中间投入的重要性愈加凸显,服务化发展战略已成为我国制造业升级的重要发展战略之一(祝树金等,2019)。制造业投入服务化通过深度融合先进制造业和现代服务业(简称“两业融合”),不仅与实体经济生产要素结构优化紧密相关,还能够通过投入专业化的服务要素帮助制造业企业向高端化方向延长产业链(刘斌等,2016),由传统生产环节延伸至高附加值环节,进而在国际经济合作中寻求更加有利的位置。

据此,本文尝试从微观企业的视角,探讨提高制造业的服务要素投入水平与我国出口贸易方式转型之间的关系,并考察全面深化改革与进一步扩大高水平对外开放对这一关系的作用等问题,这不仅对实现我国出口贸易稳增长高效益、确保国际循环的高效运转意义重大,而且在深入挖掘企业出口贸易方式转型的影响因素中体现出不可忽视的理论价值。

与本文主题相关的现有文献主要有以下两个方面:一方面是针对制造业投入服务化的影响研究。目前已存在从制造业生产率(吕越等,2017)、企业创新与技术进步(刘维刚、倪红福,2018)、企业出口绩效(Bas,2014;刘斌、王乃嘉,2016)、价值链升级(刘斌等,2016)、出口国内附加值(许和连等,2017)以及出口产品质量(祝树金等,2019;袁征宇等,2020)等方面考察制造业投入服务化经济效应的相关研究。其中,对于制造业投入服务化与生产率变动的关系并未达成共识。第一类观点认为,服务要素投入有利于提升制造业生产率(吕越等,2017);第二类观点认为,服务化抑制了制造业生产效率的提高(彭继宗、郭克莎,2022),这种现象也被称为“服务化陷阱”,即服务要素的投入不仅未能使制造业企业改善生产经营状况反而会导致其收益减少。针对服务化对企业出口的影响效应,现有研究发现投入服务化能够扩大企业出口(Bas,2014)、优化企业出口的拓展边际和集约边际(刘斌、王乃嘉,2016)以及提升企业的全球价值链地位(刘斌等,2016)。上述文献已证实制造业服务化在企业生产经营和出口方面发挥显著的积极作用,但针对企业的出口贸易方式转型却较少有研究涉及,而实现贸易方式转型是加快建设贸易强国的必由之路,这成为本文区别于现有文献的主要维度之一。

另一方面,近年来,有关企业出口贸易方式转型影响因素的研究逐渐增多,主要包括以下维度:融资约束(Manova and Yu,2016;刘晴等,2017)、中间品贸易自由化(彭冬冬、杜运苏,2016)、进口关税(Brandt and Morrow,2017)、产业集聚(邵朝对、苏丹妮,2017)、企业创新(易靖韬、蔡菲莹,2019)、人口结构和质量(毛其淋,2019)、银企距离(许和连等,2020)以及服务业开放(符大海、鲁成浩,2021)。阅读所及,鲜见有关服务要素投入与出口贸易方式转型的讨论。然而,实现贸易方式转型是新时期推动我国对外贸易高质量发展、推进高水平对外开放的内在要求,由此,从投入服务化的视角探讨影响中国企业优化出口贸易方式的因素更显必要。

综上所述,本文的边际贡献可能体现在以下三点:第一,本文将制造业投入服务化引入企业出口贸易方式转型的影响因素研究之中,较为完整地实证分析服务化对企业出口贸易方式转型的作用效果与内在机制;第二,本文基于有效识别基础影响的前提,区分不同行业和来源的服务要素投入的差异化影响,并进一步考察制度环境、服务业开放和价值链地位等多维调节变量的作用,为政府部门提供更为准确的决策参考。第三,区别于多数文献采用滞后一期制造业服务化水平作为工具变量的做法,本文构建除中国外的其余金砖四国的加权制造业服务化水平作为中国服务化水平的代理变量,更加客观地处理潜在的内生性问题。

二、特征事实与研究假说

(一) 中国制造业投入服务化的特征事实

在变化趋势方面,2000—2014 年中国的制造业整体服务化发展水平从 44%稳步提高至 49%,并且,除木材、木材制品及软木制品制造业,其他非金属矿物制品制造业和基本金属制造业的服务化水平有所下降外,其余 15 个制造业部门均呈现大幅提升,但对比同一时期美国的服务化水平仍有一定差距<sup>①</sup>。从行业差异看,如图 1 所示,中国在资本和技术密集型行业(计算机、电子产品及光学制品制造业,汽车、挂车及半挂车制造业)的服务化程度较高,而在劳动和资源密集型行业(食品、饮料及烟草制造业,家具及其他制造业,基本金属制造业等行业)的服务化水平与美国相差甚远<sup>②</sup>。虽然这些行业并不要求高技术复杂度,但由于行业内产品生命周期较短且更为接近消费者,因此需要投入更多研发设计、市场营销等高端服务要素。产生这一现象的原因有两方面:一是中国的要素禀赋和技术水平与美国有较大差异,发达国家服务化水平普遍较高,各制造业部门已逐渐实现自动化和智能化转型;二是以美国为主的发达国家重视兼顾先进制造业发展和传统优势制造业的服务化转型以及“产品+服务包”的纵向服务化升级。

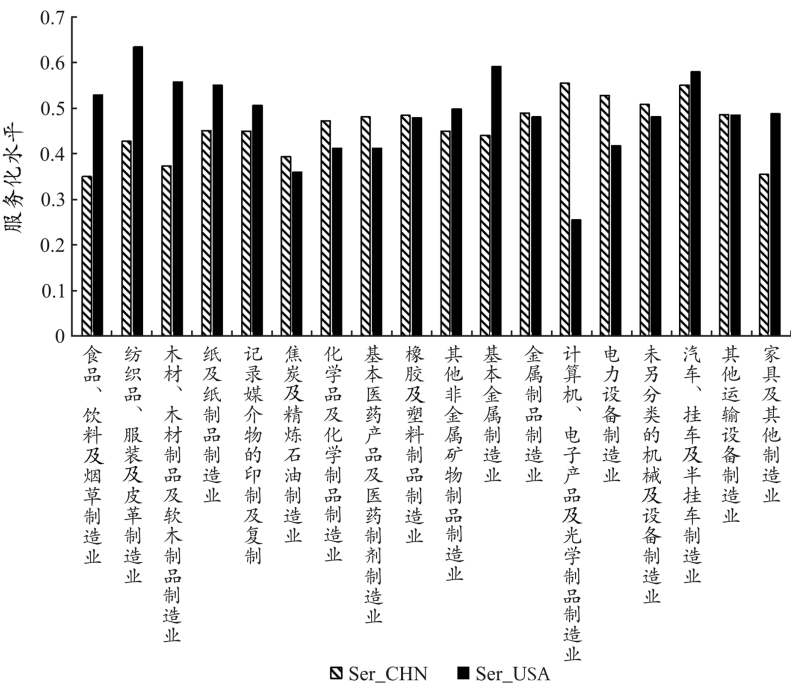


图 1 2014 年中美两国各制造行业的投入服务化水平

进一步考察服务要素投入的国内外不同来源,在 2000—2014 年的中国整体制造业服务要素投入来源占比中,国内服务要素投入占主导地位,但国外服务要素投入也占据着不可忽

①限于篇幅,2000 年中美两国制造行业投入服务化水平未列出,留存备案。

②行业划分参考 WIOD(2016)采用的国际标准行业分类 ISIC Rev.4。

视的比重<sup>①</sup>。如图 2 所示,2014 年在中国的计算机、电子产品及光学设备制造业中,源自国外与源自国内的服务要素投入之比高达 35.5%。这表明在服务业“全球化”和“碎片化”的分工体系下,源自国外的服务中间投入在服务化过程中扮演重要角色(戴翔,2019),忽视服务投入的来源结构,将制造业投入服务化的影响一概而论,所得结论必然不够全面客观。

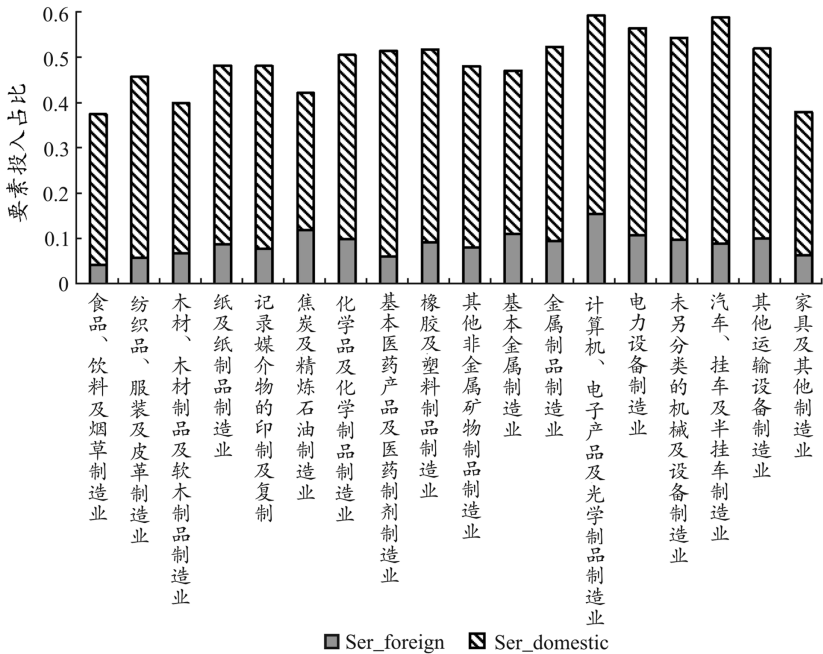


图 2 2014 年中国各制造业行业服务要素投入来源占比

(二) 理论分析与待检验假说

制造业企业难以实现出口贸易方式转型的内部原因主要在于,关键核心技术受制于人以及产品自主研发和设计上存在障碍,同时伴随较严重的融资约束问题,由此形成“低端锁定”的路径依赖(易靖韬、蔡菲莹,2019;Manova and Yu,2016)。而高端服务要素的投入为解决上述问题提供了可行方案,这体现在服务“外置化”具有学习外部性以及多样性效应,并且有助于企业推进技术突破式重组进而实现提质增效优结构(Amiti and Wei,2009),主要通过传递面向客户的新主张、使服务可交易的新方式以及新定价策略和商业模式等方式优化企业的生产经营决策,释放企业潜在生产效率,拓展企业生产链条的长度和宽度,增强企业出口的核心竞争力,进而实现贸易方式结构转型。基于此,本文提出:

假说 1:制造业投入服务化能够促进企业出口贸易方式转型。

现有研究已证实来自不同服务业部门的要素投入会对制造业企业的生产效率和价值链升级产生异质影响(周念利,2014;刘斌等,2016),而生产性服务要素投入相较消费性服务要素更能显著优化制造业企业的贸易结构(符大海、鲁成浩,2021),但来源于不同行业的服务要素对企业出口贸易方式转型的差异性作用仍尚待区分与明晰。本文通过测算发现,制造业行业中不同类型的服务要素投入情况不尽相同:第一,批发零售类服务投入水平亟待提

①限于篇幅,2000—2014 年中国整体制造业服务要素投入来源占比未列示,留存备案。

升,中国制造业中批发零售类服务投入占比由2000年的15%降至2014年的13%,仅为日本的一半;第二,运输仓储和信息通信服务化发展平稳,但在许多传统行业仍与发达国家存在较大差距;第三,金融保险服务化发展较慢,金融保险类服务投入占比由2000年的5%增长至2014年的7%,通过金融保险类服务要素投入实现出口贸易方式转型,在中国尚有很大的发展空间;第四,专业科技服务化发展迅速,专业科技服务化水平由2000年的3%增长至2014年的8%,资本和技术密集型行业的专业科技类服务投入水平高达11%。

随着国内服务业的快速发展,中国的制造业服务化转型正在经历“以国内服务不断替代国外服务”的转变,不同来源地的服务要素对采用不同贸易方式的出口发挥着显著差异作用(彭水军等,2017)。在服务业“全球化”和“碎片化”不断发展的背景下,由于国内外的要素禀赋、技术水平及其在价值链中所处的地位和功能的不同,控制和主导价值链的能力也就不同(戴翔等,2019)。由此,区分制造业服务化过程中国内外服务要素的贡献,对于正确评估一国制造业在全球价值链中真实分工地位和贸易利得、实现企业贸易方式转型显得非常必要。基于上述分析,本文提出:

假说2:不同行业与来源的服务要素投入会对企业出口贸易方式转型发挥异质性影响。

加工贸易企业“两头在外”的特点有助于其与国外企业分工协作并容易获得海外市场的偏好信息,而一般贸易企业需要自行了解产品市场的需求、建立起海外物流和销售体系等,承担较高出口成本(刘晴等,2017)。制造业投入服务化能够通过成本调节机制促进贸易方式转型,一方面,通过向服务供应商购买低价高效的生产性服务,企业可以直接降低出口成本、制造成本、融资成本和研发成本等;另一方面,服务外包能够促使企业达到专业化生产,间接削减生产成本,提高制造业企业的生产率(Grossman and Rossi-Hansberg, 2008),实现效益和规模的双增长。从理论上讲,服务要素投入能够同时从直接和间接成本上驱使企业扩大一般贸易,整合资源突破转型困局,向价值链“微笑曲线”的两端延伸。

从中国融入全球价值链分工体系发展实践看,源于技术差距等原因选择“低端嵌入”发展模式(吕越等,2017),使得制造业企业长期固化在通过承接贴牌加工业务(OEM)方式参与国际分工的地位,而且容易遭受如“卡脖子”等威胁产业链供应链安全稳定的风险。创新驱动发展是在经济新常态下,实现出口结构转型升级的关键(邢斐等,2016)。企业通过战略科技领域的自主创新突破核心关键技术瓶颈,摆脱对国外先进技术的依赖,必然会在新一轮经济全球化中掌握发展的主动权,结束“受制于人”的被动局面,在未来的全球产业链分工格局中,实现出口贸易方式的全面转型。而服务要素投入,特别是服务外包,不仅可以直接降低经营管理成本,而且会带来“干中学”效应,提高企业的创新能力,从而促进企业技术进步(刘维刚、倪红福,2018)。尤其是研发设计、工业设计等生产性服务要素能够通过知识扩散和技术外溢效应提高企业的研发创新能力,使企业生产更容易攻克技术难关,引领市场前沿需求,拓展企业创新的受惠面,从简单的制造过程生长出研发、设计、营销、售后服务等高附加值环节。我国制造业企业要想实现出口贸易方式优化升级,在当前国际经贸格局中占据有利地位,创新仍是重中之重。基于上述分析,本文提出:

假说3:制造业投入服务化能够通过成本调节与创新激励的作用机制,助力制造业企业出口贸易方式转型。

三、研究设计

(一) 计量模型

根据本文的研究主题和目标,设定以下两个基准计量模型:

$$SE_{ijt} = \alpha + \beta \text{Servitization}_{jt} + \gamma X_{it} + v_i + v_t + v_j + \varepsilon_{ijt} \tag{1}$$

$$SO_{ijt} = \alpha + \beta \text{Servitization}_{jt} + \gamma X_{it} + v_i + v_t + v_j + \varepsilon_{ijt} \tag{2}$$

(1)、(2)式中: $SE_{ijt}$ 为加工贸易比重, $SO_{ijt}$ 为一般贸易比重。下标*i*表示某出口企业、*j*为企业*i*所属制造业行业、*t*代表年份时间。 $\text{Servitization}_{jt}$ 是核心解释变量,表示制造业投入服务化程度。 $X_{it}$ 表示企业维度的控制变量, $v_i$ 、 $v_t$ 和 $v_j$ 分别表示企业、年份和行业固定效应。 $\varepsilon_{ijt}$ 为扰动项。

(二) 变量说明

1. 制造业投入服务化水平

直接消耗系数和完全消耗系数是目前学界主要的两种测算制造业投入服务化水平的方法。假定*s*为某服务业、*j*为某制造业,直接消耗系数用服务要素投入占总投入的比重来表示,计算公式为(3)式, $\alpha_{sj}$ 表示制造业*j*对服务业*s*的直接消耗量, $t_j$ 表示制造业*j*对整体经济部门的消耗量。

$$\text{Servitization}_{sj}^{dir} = \frac{\alpha_{sj}}{t_j} \tag{3}$$

完全消耗系数计算公式为(4)式,用*j*制造业对*s*服务业的直接消耗量 $\alpha_{sj}$ 和*j*制造业通过*r*、*k*等中间行业对*s*服务业*n*轮的间接消耗量来表示。本文参照刘斌等(2016)采用完全消耗系数来度量制造业投入服务化水平,更加科学合理地展现各制造业与服务业之间的投入产出关系。

$$\text{Servitization}_{sj}^{com} = \alpha_{sj} + \sum_{k=1}^n \alpha_{sk} \alpha_{kj} + \sum_{r=1}^n \sum_{k=1}^n \alpha_{sr} \alpha_{rk} \alpha_{kj} + \cdots \tag{4}$$

2. 贸易方式转型

本文借鉴符大海和鲁成浩(2021),以企业加工贸易额和一般贸易额占总出口额的比重衡量企业出口贸易方式。

3. 控制变量

除核心变量,本文参考符大海和鲁成浩(2021),控制了可能影响企业出口贸易方式的特征变量,具体包括:(1)企业规模(*size*),用员工人数取对数来表示;(2)企业存续年限(*age*),用当年年份与开业年份的差值表示;(3)企业全要素生产率(*tfp*),由于数据限制,本文未使用LP或OP法计算,而是采用Head和Ries(2003)的方法,使用近似全要素生产率公式 $tfp = \ln(Y/L) - \theta \ln(K/L)$ 来估计,先计算平均劳动生产率 $Y/L$ ,再用资本密集度 $K/L$ 来调整,并参照Hall和Jones(1999)将资本贡献度 $\theta$ 设定为1/3;(4)企业资本密集度(*kl*),使用固定资产和员工人数的比重来表示,为降低样本个体间的异方差并使变量值符合正态分布,本文将其进行取对数的处理。

(三) 数据说明

本文主要数据来源有:(1)2001—2013年中国工业企业数据库,用于获取企业生产经

营数据,包括开业年月、企业职工人数、工业总产值、总资产数额、固定资产数额、管理费用、财务费用、主营业务成本等;(2)2001—2013年中国海关进出口数据库,用于测算制造业企业出口贸易方式转型的相关指标;(3)2000—2014年的世界投入产出数据库 WIOD (2016)数据,包含 18 个制造业行业 c5-c22,29 个服务业行业 c28-c56,主要用于计算衡量制造业投入服务化的完全消耗系数。

本文根据已有文献的主流方法,处理了中国工业企业数据库,剔除关键指标缺失的样本和不符合会计准则与常识的异常样本,包括开业月份大于 12,固定资产小于 0,工业总产值小于 0,流动资产或固定资产大于总资产,当期折旧超过总折旧,职工人数小于 8 等,再进行不同年份数据的纵向合并。鉴于本文研究对象为出口企业,所以处理海关数据时只保留了出口企业数据,并将出口额加总到企业-贸易方式层面,按照年份进行纵向匹配。由于中国工业企业数据库与中国海关数据库中的企业编码不一致,本文参照戴觅等(2014)先将企业名称、年份作为识别变量进行匹配,得到第一次匹配结果,再将年份、邮编和电话号码的后六位作为识别变量进行匹配,得到第二次匹配结果,合并两次匹配结果后剔除重复匹配的样本,得到最终结果<sup>①</sup>。此外,本文选择先将中国工业企业数据库中的行业代码统一为 GB/T4754-2002,再借鉴许和连等(2017)按照行业名称和内容将其与 WIOD(2016)采用的国际标准行业分类两位码 ISIC Rev.4 手动匹配整合到 18 个制造业部门<sup>②</sup>。

由此,得到主要变量描述性统计见表 1。

| 表 1 变量描述性统计 |                      |       |      |          |       |         |
|-------------|----------------------|-------|------|----------|-------|---------|
| 变量名称        | 变量                   | 平均值   | 标准差  | 最小值      | 最大值   | 观测值     |
| 制造业投入服务化    | <i>Servitization</i> | 0.57  | 0.09 | 0.38     | 0.73  | 812 505 |
| 加工贸易比重      | <i>SE</i>            | 0.56  | 0.38 | 5.56e-09 | 1     | 245 454 |
| 一般贸易比重      | <i>SO</i>            | 0.80  | 0.33 | 8.54e-09 | 1     | 567 051 |
| 企业规模        | <i>size</i>          | 5.39  | 1.11 | 2.20     | 12.32 | 808 747 |
| 企业存续年限      | <i>age</i>           | 23.11 | 8.40 | 9        | 171   | 812 462 |
| 企业全要素生产率    | <i>tfp</i>           | 1.98  | 1.32 | -9.50    | 11.67 | 752 795 |
| 企业资本密集度     | <i>kl</i>            | 3.79  | 1.43 | -6.08    | 13.96 | 808 591 |

四、实证分析

(一) 基准回归结果分析

为避免因遗漏变量所引起的内生性,本文在所有模型中都加入了企业、行业和年份固定效应。表 2 报告了制造业投入服务化对企业出口贸易方式转型影响的基本回归结果。列(1)—列(4)表明提高制造业投入服务化程度在 1%的显著性水平上降低加工贸易比重并提高一般贸易比重,验证了本文假说 1,即制造业投入服务化能够有效促进我国制造业企业出口贸易方式转型,推动企业实现出口贸易方式的优化升级。

①本文共匹配出 171 611 家出口企业,其中 163 351 家企业有总计 567 051 条采用一般贸易方式出口的数据记录,88 920 家企业有总计 245 454 条采用加工贸易方式出口的数据记录。

②本文中所有行业数据和企业数据的匹配都是使用企业所属行业代码进行的。

表 2 基准回归结果

|                       | SE                      |                         | SO                     |                         |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|
|                       | (1)                     | (2)                     | (3)                    | (4)                     |
| <i>Servitization</i>  | -0.3193 ***<br>(0.0496) | -0.3206 ***<br>(0.0521) | 0.1086 ***<br>(0.0301) | 0.1471 ***<br>(0.0308)  |
| <i>size</i>           |                         | 0.0261 ***<br>(0.0020)  |                        | -0.0384 ***<br>(0.0012) |
| <i>age</i>            |                         | -0.0014 ***<br>(0.0004) |                        | 0.0008 ***<br>(0.0002)  |
| <i>tfp</i>            |                         | -0.0041 ***<br>(0.0009) |                        | -0.0026 ***<br>(0.0006) |
| <i>kl</i>             |                         | 0.0139 ***<br>(0.0015)  |                        | -0.0190 ***<br>(0.0008) |
| <i>Constant</i>       | 0.7610 ***<br>(0.0281)  | 0.5910 ***<br>(0.0342)  | 0.7323 ***<br>(0.0171) | 0.9749 ***<br>(0.0198)  |
| 企业固定效应                | 是                       | 是                       | 是                      | 是                       |
| 年份固定效应                | 是                       | 是                       | 是                      | 是                       |
| 行业固定效应                | 是                       | 是                       | 是                      | 是                       |
| 观测值                   | 207 831                 | 189 244                 | 516 425                | 475 624                 |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.7167                  | 0.7093                  | 0.6729                 | 0.6649                  |

注:括号内为稳健标准误;\*、\*\*、\*\*\* 分别为在 10%、5%、1%的显著性水平。下表同。

(二) 稳健性检验

本部分将基于基准回归结果中可能存在的问题,从内生性、指标可靠性、数据库适用性以及是否受非观测因素影响这四个方面进行稳健性分析。

1. 内生性问题

考虑内生性问题可能对基准回归带来的检验偏误,在研究模型中的解释变量为行业层面的服务化水平,被解释变量为企业层面的出口贸易方式转型,二者之间的“错维”虽在一定程度上降低了双向因果产生内生性的可能,但仍会引致估计偏误。不仅如此,控制变量也可能与出口贸易方式转型之间存在逆向因果关系,如生产率越高的企业更有意愿和能力促成贸易方式转型。于是,本文通过构建工具变量克服原有模型潜在的内生性,得到更准确的结论。

现有文献大多选择中国制造业投入服务化的滞后一期作为工具变量(刘斌等,2016;许和连等,2017),本文参考目前主流文献的思路,构建除中国外的其余金砖四国(巴西、印度、俄罗斯和南非)的加权制造业投入服务化水平作为中国制造业投入服务化水平的工具变量(符大海、鲁成浩,2021),方法如下:由于 WIOD(2016)缺少南非的投入产出数据记录,本文根据 2018 版 OECD-ICIO,使用完全消耗系数法(4)式测算巴西、印度、俄罗斯和南非的制造业服务化水平;再根据(5)式测算除中国外其余金砖四国的综合制造业服务化指标(*Servitization\_iv<sub>jt</sub>*)作为代理变量。

$$Servitization\_iv_{jt} = \sum_A Servitization_{Ajt} \times \omega_{At}$$

(5)

(5)式中:下标 *j* 表示某制造业行业、*t* 表示年份时间、*A* 表示其余金砖四国中的某国, *Servitization<sub>Ajt</sub>* 表示 *A* 国制造业 *j* 在 *t* 年的服务化水平, *ω<sub>At</sub>* 为权重,以中国与 *A* 国的经济发展水平相似度表示。

$$\omega_{At} = 1 - \left( \frac{GDP_{At}}{GDP_{At} + GDP_{China,t}} \right)^2 - \left( \frac{GDP_{China,t}}{GDP_{At} + GDP_{China,t}} \right)^2 \tag{6}$$

为确保工具变量的合理性,本文对工具变量进行了统计检验,结果如表 3 所示。一是工具变量与解释变量之间的相关性。金砖五国均为发展中大国和新兴经济体,不仅拥有类似的经济和社会基本特征,在开放经济环境下经历着相似的经济治理问题,而且在当前全球经济中处于重要地位,金砖五国 GDP 总量占全球 GDP 的比重已经超过七国集团 G7<sup>①</sup>,相互间在国际市场的竞争与合作关系更加增强了金砖五国在相关的重要产业政策制定上的相互影响,所以可以认为其余金砖四国和中国的制造业投入服务化具有一定的相关性。实证检验结果也表明,工具变量与内生解释变量具有较强相关性。Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 *P* 值均为 0,拒绝了工具变量识别不足的原假设;Kleibergen-Paap rk Wald F 检验中最小特征值均大于 Stock-Yogo 检验 10% 的临界值,拒绝了弱工具变量的假设。二是工具变量的外生性,一国的制造业服务化水平对该国企业出口贸易转型的影响较大,而对其他国家企业的影响微乎其微,即其余金砖四国的加权制造业服务化水平与中国企业出口贸易方式选择并无直接相关性。因此,其余金砖四国的加权制造业服务化水平作为工具变量具有一定的外生性。此外,由于工具变量和内生变量数量相等,故不存在过度识别问题。综上所述,该工具变量是合理且有效的。表 3 两阶段最小二乘法的回归结果证明,在解决内生性问题后,本文主要结论仍然成立,且解释变量系数绝对值对比基准回归有大幅度提高,这是由于“错维”很难完全准确地捕捉到同行业内异质企业贸易方式的差异性,导致基准估计结果产生负向偏误,低估了制造业服务化的影响。列(1)一(4)证实制造业投入服务化能够显著降低加工贸易比重并提高一般贸易比重,优化出口制造业企业的贸易方式,再次验证了基本结论的稳健性。

表 3 两阶段最小二乘法(2SLS)检验与估计结果

|                               | SE                      |                         | SO                        |                           |
|-------------------------------|-------------------------|-------------------------|---------------------------|---------------------------|
|                               | (1)                     | (2)                     | (3)                       | (4)                       |
| 第二阶段回归结果                      |                         |                         |                           |                           |
| <i>Servitization</i>          | -1.9731 ***<br>(0.2914) | -2.1970 ***<br>(0.3138) | 1.3624 ***<br>(0.1490)    | 1.5811 ***<br>(0.1552)    |
| 控制变量                          | 否                       | 是                       | 否                         | 是                         |
| 企业固定效应                        | 是                       | 是                       | 是                         | 是                         |
| 年份固定效应                        | 是                       | 是                       | 是                         | 是                         |
| 行业固定效应                        | 是                       | 是                       | 是                         | 是                         |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量     | 4451 ***<br>[ 0.0000 ]  | 4016 ***<br>[ 0.0000 ]  | 1.2e+04 ***<br>[ 0.0000 ] | 1.1e+04 ***<br>[ 0.0000 ] |
| Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量 | 5317<br>{ 16.38 }       | 5002<br>{ 16.38 }       | 1.6e+04<br>{ 16.38 }      | 1.5e+04<br>{ 16.38 }      |
| 观测值                           | 207 831                 | 189 244                 | 516 425                   | 475 624                   |
| 第一阶段回归结果                      |                         |                         |                           |                           |
| <i>Servitization_iv</i>       | 0.1196 ***<br>(0.0016)  | 0.1126 ***<br>(0.0016)  | 0.1207 ***<br>(0.0010)    | 0.1158 ***<br>(0.0010)    |

注:[ ]内数值为 *P* 值,{ }内数值为 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值。

①根据国际货币基金组织发布的《世界经济展望报告》,按照购买力平价计算,截至 2022 年 10 月,金砖五国在全球 GDP 中所占份额为 31.5%,超过 G7 集团(美国、英国、法国、德国、日本、意大利、加拿大)在全球 GDP 中所占的 30.7% 份额。

2.指标可靠性

首先,本文基于 KWW 法(Koopman et al., 2014)再次测算制造业投入服务化指标,进行稳健性检验。在全球价值链分工体系下,服务业增加值主要通过隐含在制造业部门而间接出口。本文基于 KWW 出口增加值测算方法,构建多区域投入产出(MRIO)模型,采用由服务要素投入产生的制造业出口增加值与制造业行业的总出口增加值的比值(*VAser*)来表征制造业投入服务化程度,相比生产消耗系数法,贸易增加值核算方法可以有效克服传统贸易统计中数据重复计算的问题。表 4 的列(1)和(2)估计结果显示,制造业出口贸易中的服务业增加值上升在 5%的显著性水平上对该行业企业出口贸易方式转型产生正向激励作用,即改变核心指标测算方式后,本文的基准结论依然成立。

其次,本部分将从“质变”角度考察制造业投入服务化对企业出口贸易方式转型的影响效应。本文基于加工贸易企业构建贸易方式“质变”的二值虚拟变量<sup>①</sup>。表 4 的列(3)和(4)显示制造业投入服务化对加工贸易企业转型的普通最小二乘(OLS)回归和离散选择(Logit)回归的实证结果。两种计量方法的估计结果均能够证实制造业投入服务化显著引导加工贸易企业向一般贸易企业转变,引起贸易方式转型的“质变”,实现我国出口贸易结构转型优化。

3.数据库适用性

本部分包括对数据库适用性的稳健性检验,2010 年的中国工业企业数据库可能存在数据统计偏差,为了避免因数据质量问题造成的偏误,本文剔除 2010 年的样本后重新进行实证回归,结果如表 4 的列(5)和(6)所示,在 1%的显著性水平上基准结论依然成立。

4.不受非观测因素影响

为保证基准回归结果的稳健性,本文在基准回归中加入了企业、行业和年份固定效应缓解遗漏变量问题,但是仍可能存在某些伴随时间、地点变化的非观测因素难以控制,导致估计偏误。对此,本文控制省份固定效应,表 4 中列(7)和(8)报告的回归结果依然是稳健的,结论与基准回归保持一致。

表 4 稳健性检验结果

|                       | 替换核心解释变量              |                      | 替换被解释变量               |                     | 改变实证样本                 |                       | 加入省份固定效应               |                       |
|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
|                       | (1)                   | (2)                  | (3)                   | (4)                 | (5)                    | (6)                   | (7)                    | (8)                   |
|                       | SE                    | SO                   | OLS 回归                | Logit 回归            | SE                     | SO                    | SE                     | SO                    |
| <i>VAser</i>          | -0.2778**<br>(0.1334) | 0.1662**<br>(0.0843) |                       |                     |                        |                       |                        |                       |
| <i>Servitization</i>  |                       |                      | 0.6269***<br>(0.1985) | 1.1880*<br>(0.6878) | -0.3556***<br>(0.0528) | 0.1423***<br>(0.0319) | -0.3211***<br>(0.0521) | 0.1471***<br>(0.0308) |
| 控制变量                  | 是                     | 是                    | 是                     | 是                   | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     |
| 企业固定效应                | 是                     | 是                    | 是                     | 是                   | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     |
| 年份固定效应                | 是                     | 是                    | 是                     | 是                   | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     |
| 行业固定效应                | 是                     | 是                    | 是                     | 否                   | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     |
| 观测值                   | 189 244               | 475 624              | 35 753                | 28 925              | 175 487                | 428 026               | 189 244                | 475 624               |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.7092                | 0.6649               | 0.4620                | —                   | 0.7064                 | 0.6565                | 0.7093                 | 0.6649                |

加入省份固定效应能够缓解地区层面随时间变化的因素,但受目前所得数据限制,仍可

①限于篇幅,关于加工贸易企业贸易方式“质变”的二值虚拟变量选择的具体说明未列示,留存备索。

能存在其他无法观测的影响因素。本文进一步采取安慰剂检验的方法对非观测因素是否会影

响估计结果进行检验。根据模型(1),  $Servitization_{it}$  的估计系数  $\hat{\beta}$  的计算公式为(7)式:

$$\hat{\beta} = \beta + \gamma \frac{cov(Servitization_{it}, \varepsilon_{ijt} | X_{it})}{var(Servitization_{it} | X_{it})}$$

(7)

如果  $\gamma=0$ , 说明非观测因素不会影响估计结果,  $\hat{\beta}$  是无偏的。但由于无法直接检验  $\gamma$ , 本文令制造业投入服务化的影响变得随机, 再重复 200 次, 确保随机生成的制造业投入服务化水平不会影响企业的贸易方式选择, 即  $\beta^{random}=0$ 。若在此基础上估计出  $\hat{\beta}=0$ , 就能证明  $\gamma=0$ 。安慰剂检验的核密度图直观表明, 随机处理后 200 个  $\hat{\beta}^{random}$  集中分布于 0 附近, 均值为 0.0004, 与基准回归的 0.1471 相比非常接近于 0, 进而反推出  $\gamma=0$ , 即未观测到的特征因素不会影响估计结果, 基准回归是稳健的<sup>①</sup>。

(三) 异质性分析

本部分将基于服务要素、贸易主体和外部因素这三个维度进行差异化分析。

首先, 根据服务要素投入的行业异质性, 以加工贸易比重 ( $SE$ ) 为被解释变量, 表 5 从批发零售、运输仓储、信息通信、金融保险和专业科技五个服务业行业报告了回归结果。批发零售服务业和运输仓储服务业估计系数均为正, 但未通过显著性检验; 信息通信服务业估计系数显著为正, 这与整体制造业投入服务化的影响相反; 而金融保险服务业和专业科技服务业与整体制造业投入服务化的影响相一致。可能的原因有, 运输仓储服务业和批发零售服务业属于低附加值的传统服务业, 行业内存在结构不合理、人才匮乏等问题, 导致其对加工贸易比重的影响不显著。而信息通信服务业的系数显著为正, 主要源于我国电信行业长期处于“垄断”状态, 制造业电信服务供应商的“先占优势”和“在位优势”会抑制市场的良性竞争和产品的迭代创新, 这与刘斌等(2016)的结论相符, 而与周念利(2014)对信息通信服务业的结论有所矛盾, 可能源于其数据周期仅延展到 2006 年, 与当前现实相距较远。金融保险类服务要素投入能够降低企业融资成本、提高资金利用率, 缓解出口的流动性约束, 有效分散贸易风险; 专业科技类服务要素的投入有利于增强企业自主创新能力, 提高产品技术复杂度, 而且这两类服务要素间又能发展良性循环, 帮助企业摆脱“代工厂”的低端锁定, 极大程度上降低企业加工贸易比重, 促使企业向一般贸易转型, 从而实现制造业企业出口贸易方式的转型升级。

表 5 服务要素行业异质性回归结果

|                 | SE                 |                    |                        |                         |                         |
|-----------------|--------------------|--------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                 | (1)                | (2)                | (3)                    | (4)                     | (5)                     |
|                 | 批发零售服务业            | 运输仓储服务业            | 信息通信服务业                | 金融保险服务业                 | 专业科技服务业                 |
| $Servitization$ | 0.1552<br>(0.1155) | 0.1881<br>(0.2866) | 4.5702 ***<br>(0.3976) | -1.2942 ***<br>(0.2589) | -0.8373 ***<br>(0.1426) |
| 控制变量            | 是                  | 是                  | 是                      | 是                       | 是                       |
| 企业固定效应          | 是                  | 是                  | 是                      | 是                       | 是                       |
| 年份固定效应          | 是                  | 是                  | 是                      | 是                       | 是                       |
| 行业固定效应          | 是                  | 是                  | 是                      | 是                       | 是                       |
| 观测值             | 189 244            | 189 244            | 189 244                | 189 244                 | 189 244                 |
| $R^2$           | 0.7092             | 0.7092             | 0.7095                 | 0.7093                  | 0.7093                  |

①限于篇幅, 核密度分布图未列示, 留存备案。

在全球价值链国际分工体系下,贯穿制成品形成的不同生产阶段,各类服务要素不仅来自本国,还投入了大量其他国家或服务要素。为进一步地明晰不同服务要素来源对企业出口贸易方式转型是否具有异质性影响,本文根据服务要素来自发达国家(*Ser\_developed*)与发展中国家(*Ser\_developing*)以及国内(*Ser\_domestic*)与国外(*Ser\_foreign*)对样本进行分组回归,检验假说2。表6的检验结果证实,来源于发展中国家和来源于国内的服务要素投入对实现制造业企业出口贸易方式转型有明显贡献,而来自发达国家和来自国外的服务要素投入则起到抑制作用。可能的原因有:一方面,来源于发展中国家和国内的服务要素与我国制造业的融合程度较高,国内服务供应商更了解国内产业需求的特点,能提供比国外供应商更符合需求的服务,而且要素价格较低,有助于企业降本增效,实现出口贸易方式的转型优化。源自国外的服务要素作为“舶来品”,在进口和投入使用的过程中需要对接本国生产链条,期间存在与本土生产要素匹配的“磨合期”,制约了服务要素与实体经济的融合。另一方面,虽然来自发达国家或海外的服务要素投入具有较强的专业化特质,但由于跨国公司对关键技术和核心技术的封锁,这些中间服务品的知识外溢有限,大量进口发达国家与国外的服务并不利于制造业企业自主研发和突破性创新,反而可能会形成进口依赖,导致一般贸易比重降低而加工贸易比重升高。

表 6 服务要素国别异质性回归结果

| 变量                    | SE                     |                       |                        |                       | SO                     |                       |                        |                       |
|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
|                       | (1)                    | (2)                   | (3)                    | (4)                   | (5)                    | (6)                   | (7)                    | (8)                   |
| <i>Ser_domestic</i>   | -0.5138***<br>(0.0466) |                       |                        |                       |                        |                       |                        | 0.4210***<br>(0.0277) |
| <i>Ser_foreign</i>    |                        | 0.5420***<br>(0.0733) |                        |                       |                        |                       | -0.9214***<br>(0.0544) |                       |
| <i>Ser_developing</i> |                        |                       | -0.6354***<br>(0.0507) |                       |                        | 0.4492***<br>(0.0300) |                        |                       |
| <i>Ser_developed</i>  |                        |                       |                        | 2.0107***<br>(0.1345) | -2.2459***<br>(0.0937) |                       |                        |                       |
| 控制变量                  | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     |
| 企业固定效应                | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     |
| 年份固定效应                | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     |
| 行业固定效应                | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     |
| 观测值                   | 189 244                | 189 244               | 189 244                | 189 244               | 475 624                | 475 624               | 475 624                | 475 624               |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.7095                 | 0.7093                | 0.7096                 | 0.7099                | 0.6658                 | 0.6651                | 0.6653                 | 0.6651                |

接下来,按照中国工业企业数据库中对不同企业所有制的分类进行分组,检验制造业投入服务化对企业出口贸易方式转型的差异化影响,结果见表7。表7的列(1)—(4)分样本检测结果展现了包括民营企业、外资企业、中外合资企业等非国有企业的估计系数显著,而国有企业的估计系数并不显著。可以认为,制造业投入服务化对民营企业、外资企业、中外合资企业等非国有企业影响显著,但未对国有企业的贸易方式转型形成有效的良性影响。主要原因可能是,非国有企业面临更为广泛激烈的市场竞争,对研发设计、金融信息等高端服务需求的敏感度更高,更容易受到投入服务化的积极作用(成丽红、孙天阳,2020);而国有企业广泛分布于支柱行业,受所在行业市场环境的限制,制造业投入服务化未能对其有显著影响。

根据企业所属区位的不同,参照国家统计局对东部地区和中西部地区的划分标准,对样本展开分组检验,表 7 中列(5)—(8)报告了企业所在区位异质性估计结果,制造业投入服务化能够显著推动东部地区企业的出口贸易方式转型,而对中西部地区企业的影响并不显著。上述实证结果表明制造业投入服务化主要通过作用于东部地区企业推动出口贸易方式转型。可能的原因有:中国服务业的发展有明显的地域二元性特征,东部地区服务业开放程度和高端服务业占比相对于中西部地区更高,东部地区的企业能够从服务要素投入中积累更多的成本调节和研发创新的正向促进效应;同时,良好的制度环境有助于降低交易成本和风险,提高服务要素的交易意愿(Beverelli et al., 2017),东部地区市场化指数更高,开放的制度环境会使东部地区的企业对服务化水平的变化更加敏感。

表 7 企业异质性回归结果

| 变量             | 国有企业                |                    | 非国有企业                  |                       | 东部地区                   |                       | 中西部地区              |                     |
|----------------|---------------------|--------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|--------------------|---------------------|
|                | (1)                 | (2)                | (3)                    | (4)                   | (5)                    | (6)                   | (7)                | (8)                 |
|                | SE                  | SO                 | SE                     | SO                    | SE                     | SO                    | SE                 | SO                  |
| Servitization  | -0.4503<br>(0.3903) | 0.0210<br>(0.1380) | -0.3544***<br>(0.0564) | 0.2359***<br>(0.0383) | -0.3404***<br>(0.0542) | 0.1742***<br>(0.0339) | 0.0428<br>(0.1938) | -0.0544<br>(0.0740) |
| 控制变量           | 是                   | 是                  | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                  | 是                   |
| 企业固定效应         | 是                   | 是                  | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                  | 是                   |
| 年份固定效应         | 是                   | 是                  | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                  | 是                   |
| 行业固定效应         | 是                   | 是                  | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                  | 是                   |
| 观测值            | 4 637               | 15 342             | 132 115                | 291 266               | 168 841                | 409 677               | 20 092             | 64 768              |
| R <sup>2</sup> | 0.7178              | 0.6294             | 0.7287                 | 0.7030                | 0.7140                 | 0.6671                | 0.6792             | 0.6493              |

最后,考虑外部因素对企业贸易方式转型的作用。2008 年全球金融危机使得各国制造业遭受了不同程度的冲击,继而推动制造业整体发展路径发生变化,制造业服务化已逐渐成为制造业转型的新突破口。为检验在金融危机发生前后服务化对企业贸易方式转型的影响是否存在差异,本文构建时间虚拟变量 *year\_dummy*,若时间在 2008 年后,则 *year\_dummy* 取值为 1,否则取 0,然后将虚拟变量与制造业服务化指标相乘得到的交互项 *Servitization*×*year\_dummy* 加入基准回归。检验结果表明,交互项估计系数在 1% 的显著性水平上与基准结果保持一致<sup>①</sup>,这说明制造业投入服务化对企业贸易方式转型的促进作用在 2008 年之后更加明显。

(四) 机制检验

上述理论部分已详细阐述成本调节和创新激励两者对贸易方式转型的影响效应(Grossman and Rossi-Hansberg, 2008; 邢斐等, 2016; 符大海、鲁成浩, 2021),本部分将采用模型(8)重点考察制造业服务化对企业生产成本和研发创新的影响。其中, $M_{ijt}$  为机制变量,借鉴刘斌等(2016)使用企业财务费用、管理费用和主营业务成本的总和取对数作为企业成本的衡量指标;借鉴许和连等(2017)使用新产品价值加一取对数作为企业研发创新能力的衡量指标。

$$M_{ijt} = \alpha + \beta \text{Servitization}_{jt} + \gamma X_{it} + v_i + v_t + v_j + \varepsilon_{ijt}$$

(8)

①限于篇幅,关于时间异质性的检验结果未列示,留存备索。

表 8 报告了成本调节和研发创新作为机制变量的检验结果,验证了本文假说 3。列(1)和(3)的结果显示制造业投入服务化与加工贸易生产成本之间存在显著的正相关关系,而与一般贸易成本之间存在显著的负相关关系。这可以解释为,制造业企业通过投入知识和技术密集型服务要素,向依靠技术、人才和管理等要素发展转变,能够提高产品研发设计与售后等服务效率,从而缩减一般贸易的生产成本,降低一般贸易进入门槛,同时显著升高加工贸易的成本,倒逼加工贸易企业转型。

列(2)和(4)的结果显示相比加工贸易,服务要素投入更能够显著提高一般贸易的研发创新能力。一方面,以加工贸易方式参与生产分工时,企业经营决策受制于人,所以主动获取服务要素的创新效应对其影响并不明显;另一方面,服务要素投入能够对选择一般贸易方式进行出口贸易的企业在产品开发、生产管理与营销等环节产生平行和垂直的技术外溢效应,不断拓展研发创新的广度和深度,出口高技术、高附加值、高效益的产品。制造业投入服务化通过加大技术创新和管理创新的力度,推动企业发展自主品牌、自主知识产权、自主营销渠道,从而促进企业深入实现以一般贸易的方式参与国际分工。而这种正向线性的作用与部分研究所得的服务化能通过创新激励对企业出口国内增加值和出口产品质量指标产生“正 U 型”影响的结论相悖(许和连等,2017;祝树金等,2019)。可能的原因是,本文对不同贸易方式的分别考察以及在数据匹配过程中保留了较完整的制造业部门数量,导致制造业服务化对企业研发创新的影响是完全正面的。服务要素投入使得一般贸易企业生产成本持续下降,避免了所谓的挤占效应,故不存在非线性关系中的影响阈值,这与袁征宇等(2020)的结论保持一致。

表 8 影响机制检验结果

|                       | SE                    |                      | SO                     |                        |
|-----------------------|-----------------------|----------------------|------------------------|------------------------|
|                       | (1)                   | (2)                  | (3)                    | (4)                    |
|                       | 成本调节                  | 研发创新                 | 成本调节                   | 研发创新                   |
| <i>Servitization</i>  | 0.2089 **<br>(0.1029) | 1.0751 *<br>(0.6103) | -0.1438 **<br>(0.0620) | 2.6210 ***<br>(0.4341) |
| 控制变量                  | 是                     | 是                    | 是                      | 是                      |
| 企业固定效应                | 是                     | 是                    | 是                      | 是                      |
| 年份固定效应                | 是                     | 是                    | 是                      | 是                      |
| 行业固定效应                | 是                     | 是                    | 是                      | 是                      |
| 观测值                   | 188 929               | 97 142               | 474 376                | 251 029                |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.9472                | 0.7662               | 0.9386                 | 0.7701                 |

五、进一步分析

上述内容已证明制造业投入服务化能够有效促进企业出口贸易方式转型,那么是否存在一些因素影响制造业服务化对贸易方式转型的作用强度?为验证该想法,本文从对内改革和对外开放两个角度入手,采用(9)式分别考察国内环境和对外开放对制造业投入服务化与企业出口贸易方式转型二者关系在整体上产生的影响。

$$SE_{ijt} = \alpha + \beta \text{Servitization}_{jt} + \delta Z_{ijt} + \varphi Z_{ijt} \times \text{Servitization}_{jt} + \gamma X_{it} + v_i + v_t + v_j + \varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

(9)式中: $Z_{ijt}$ 为调节变量,包含制度环境、服务业开放以及行业全球价值链地位等宏观指标。

检验结果中,仅关注交互项的系数即可,调节变量的估计系数不代表其对被解释变量的直接影响。此外,为避免多重共线性问题,以均值为标准差对解释变量和调节变量进行中心化处理。

### (一) 对内改革的调节作用

党的二十大报告强调,推进高水平对外开放,稳步扩大规则、规制、管理、标准等制度型开放。新一轮国际经贸规则下的制度型开放,是以知识产权保护、营商环境、贸易和投资便利化等新议题为特征的“边境内开放”措施和规则。North(1991)认为,企业所处地区的制度环境越完善,企业生产及交易成本越低。制度环境是企业高效生产运营的重要外部保障。因此,为促进贸易结构优化与发展方式的转型升级,提高服务要素在制造业中间投入的比重,亟需深入推进我国的制度创新,构建一个既具备中国特色又能与国际经贸规则相衔接的制度环境。考察服务化和制度环境二者互动对出口贸易方式的影响,有助于加深对制度环境在制造业服务化中作用的理解。

本文选取樊纲等(2011)中测算的“市场化总分”来衡量企业所属省份的综合制度环境质量。由于产权制度和契约制度在内容与作用上存在较大的差别,两种制度对制造业投入服务化与企业贸易方式转型关系的影响可能存在差异。于是,本文借鉴郭娟娟等(2022)分别采用市场化指数中“政府与市场关系”得分和“市场中介组织的发育和法律制度环境”得分,将综合制度环境细分为产权制度和契约制度,对上述东部地区企业相比中西部地区企业更容易受到制造业投入服务化影响的异质性结论给出经验证据和深层解释。表 9 的列(1)—列(3)结果表明,综合制度环境质量交互项( $Servitization \times Market$ )和契约制度交互项( $Servitization \times Contract$ )的估计系数通过了 1% 显著性水平上的检验,而产权制度交互项( $Servitization \times Property$ )未通过显著性水平检验。这可以解释为:一方面,较高的市场化水平意味着更加激烈的市场竞争,制造业企业为可持续发展需提高自身出口竞争力,更可能选择向“服务型制造”企业转型,通过成本领先、专业化生产与多元化经营的方式获取更多的竞争优势;另一方面,位于经济自由度越高的地区,企业面临的制度约束越宽松,能更敏感地从服务投入内含的技术、信息、人力资本等要素中获取成本调节与研发创新效应,从而增强制造业投入服务化对企业贸易方式转型的正向影响。而完善的契约制度相较产权制度更能够深化制造业投入服务化对该地区企业加工贸易比重的削减作用,驱动制造业企业向一般贸易方式转型。

### (二) 对外开放的调节作用

#### 1. 服务业开放

随着全球经贸规则重构的深入推进、中国产业政策的适时调整以及自由贸易试验区的不断探索实践,服务业开放成为我国推进高水平对外开放的关键之一,对制造业投入服务化影响匪浅。一方面,服务业开放有利于降低服务外包成本,促进各服务业部门发展,进一步提升服务化水平;另一方面,服务业开放会带来竞争效应、技术溢出效应和知识扩散效应等,激发同类型的制造业和服务业企业增加研发和创新投入,从而有利于各行业生产销售效率提升以及“两业融合”。据此,本部分考察服务业开放在制造业投入服务化与企业贸易方式转型关系中的作用。

借鉴 Arnold 等(2016),本文采用(10)式来构建服务业外资自由化指标测度服务业开放程度,

$$Ser\_open_{jt} = \sum_s FDIRI_{st} \times \rho_{sjt} \tag{10}$$

(10)式中: $Ser\_open_{jt}$ 表示服务业外资自由化指数,该指标值越大,服务业外资进入限制程度越高,服务业对外开放水平越低, $\rho_{sjt}$ 代表  $t$  年  $j$  制造业中  $s$  服务业的投入渗透率,为服务业  $s$  投入占制造业  $j$  的总中间投入的比重, $FDIRI_{st}$ 代表服务业  $s$  在  $t$  年的外商直接投资限制指数,数据来自 OECD-FDI Regulatory Restrictiveness Index。

表 9 中列(4)的结果显示服务业开放交互项( $Servitization \times Ser\_open$ )的估计系数为正,说明扩大服务业开放有助于削减加工贸易比重,强化制造业投入服务化对企业贸易方式转型的促进作用。这是由于服务业开放不仅能促进制造业企业基于产业上下游关联将高附加值的服务要素嵌入制造业生产链,并通过服务外包等形式降低生产成本(Francois and Hoekman,2010),提高从事一般贸易出口的意愿,还会带来技术外溢效应和干中学效应等,推进国内生产性服务业高端化与专业化,为实现我国先进制造业与现代服务业的深度融合奠定基础,助推企业实现贸易方式转型。

2. 全球价值链地位

全球价值链分工体系的深入发展,加快了制造业服务化的进程。服务要素既能作为整合价值链各环节的黏合剂参与全球价值链分工,也可以直接成为全球价值链中生产或销售的某个部分。在这两种机制的作用下,全球价值链中的制造业生产和销售活动被进一步“服务化”,国家间生产服务活动相结合的重要性日渐增加。制造业服务化融合先进生产要素和高端服务要素,在全球价值链的分工体系下将会对制造业企业发挥更突出的作用。基于上述分析,本部分将重点考察行业的全球价值链地位在制造业投入服务化与企业出口贸易方式转型关系中的作用。

本文借鉴 Koopman 等(2014)提出的增加值分解框架,利用 WIOD(2016)数据,对不同行业全球价值链位置进行测算,具体公式为(11)式。

$$GVC\_postion_{jt} = \ln\left(1 + \frac{IVA_{jt}}{E_{jt}}\right) - \ln\left(1 + \frac{FVA_{jt}}{E_{jt}}\right) \tag{11}$$

(11)式中: $GVC\_postion_{jt}$ 表示  $j$  制造业在  $t$  年的全球价值链位置,指标值越大,该行业在全球价值链中的位置越高; $IVA_{jt}$ 表示  $j$  制造业  $t$  年的间接出口增加值(被进口国生产向第三国出口所吸收的中间品出口国内增加值); $FVA_{jt}$ 表示  $j$  制造业  $t$  年的出口国外增加值; $E_{jt}$ 表示  $j$  制造业  $t$  年以增加值统计的出口值总额。

检验结果如表 9 列(5)所示,行业全球价值链地位交互项( $Servitization \times GVC\_postion$ )的估计系数显著为负,说明行业全球价值链地位的攀升有助于扩大制造业服务化的贸易方式转型效应。这主要是因为行业位于全球价值链中高端,意味着该行业企业在国际市场上更具谈判实力,能够通过与上下游企业的合作展开资源与要素的重组和整合,有利于企业打破“低端锁定”和“技术壁垒”。据此证实,服务要素投入在整合价值链和提升产品增加值方面有重要作用,行业在全球价值链体系中的地位有助于强化制造业投入服务化对企业出口贸易方式转型的促进作用。

表 9 对内改革和对外开放的调节检验结果

|                                 | SE                      |                         |                         |                         |                         |
|---------------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                                 | (1)                     | (2)                     | (3)                     | (4)                     | (5)                     |
| <i>Servitization</i>            | -0.1287 **<br>(0.0537)  | -0.3277 ***<br>(0.0546) | -0.1943 ***<br>(0.0521) | -0.2749 ***<br>(0.0540) | -0.2339 ***<br>(0.0529) |
| <i>Z</i>                        | 0.0145 ***<br>(0.0030)  | -0.0061 **<br>(0.0025)  | 0.0222 ***<br>(0.0016)  | 0.2701 ***<br>(0.0742)  | 0.0481<br>(0.0492)      |
| <i>Servitization</i> × <i>Z</i> | -0.1497 ***<br>(0.0138) | 0.0085<br>(0.0140)      | -0.0757 ***<br>(0.0094) | 2.7196 ***<br>(0.5636)  | -2.5422 ***<br>(0.2686) |
| 控制变量                            | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 企业固定效应                          | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 年份固定效应                          | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 行业固定效应                          | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       | 是                       |
| 观测值                             | 189 244                 | 189 244                 | 189 244                 | 189 244                 | 189 244                 |
| <i>R</i> <sup>2</sup>           | 0.7097                  | 0.7093                  | 0.7103                  | 0.7094                  | 0.7096                  |

注：列(1)—(5)依次加入综合制度环境质量(*Market*)、产权制度(*Property*)、契约制度(*Contract*)、服务业开放(*Ser\_open*)以及行业全球价值链地位(*GVC\_postion*)作为调节变量*Z*。

六、结论与政策建议

本文通过匹配 2001—2013 年的中国工业企业数据、中国海关进出口数据和世界投入产出数据,实证分析制造业投入服务化对我国制造业企业出口贸易方式转型的影响。研究发现,服务化有利于推动出口企业削减加工贸易比重,增加一般贸易比重,实现我国制造业企业出口贸易方式的转型升级。经过一系列稳健性检验后,这一结论依然成立。机制检验显示,制造业投入服务化通过成本调节和创新激励效应,一方面降低一般贸易门槛,扩大一般贸易出口;另一方面抬高加工贸易成本,倒逼加工贸易转型,从而促进企业贸易方式转型。异质性分析发现,来自金融保险和专业科技服务业、发展中国家和国内的服务要素对企业贸易方式转型发挥正向作用;非国有企业和东部地区的企业更能通过制造业投入服务化实现出口贸易方式转型;国际金融危机后制造业投入服务化对企业贸易方式转型的正向影响有所提高。此外,制度环境、服务业开放与全球价值链位置对制造业投入服务化与贸易方式转型的关系起到了显著的调节作用。本文对构建新发展格局目标下我国通过制造业投入服务化实现出口企业由加工贸易向一般贸易的转型升级具有重要的政策启示。

第一,坚定不移地推进制造业投入服务化。提升制造业服务化程度,必须更加注重国内服务业尤其是本土生产性服务业的高端化,提升“中国服务”在全球价值链中的地位,从而夯实制造业企业生产运营的国内产业基础和牢固的产业支撑,保障贸易方式转型的可靠性和安全度。同时,充分考虑不同类型服务要素投入的异质性影响,重点扩大来自金融保险和专业科技领域的服务要素投入,助推我国制造业企业降本增效,引导其向高附加值环节延展产业链,如产品设计、品牌建立、市场营销、专利研发等方向,培育增值项目 and 专业化服务,推进制造业和服务业的耦合发展,助力企业形成新增长点,提高出口核心竞争力,发展高质量对外贸易。

第二,积极深化供给侧结构性改革,贯彻落实创新驱动发展战略。为了充分发挥先进制造业和现代服务业融合对制造业企业出口贸易方式的影响,应进一步通过完善政府权力体系、金融体制改革、物流服务体系改革、优化税收和社保机制等重大举措,降低企业制度性交

易成本、财务费用、运输成本、税费和保险费等固定成本和变动成本;通过财政、税收和金融等政策,科学有效地补贴企业创新型项目,提高制造业企业更多地投入高端优质服务要素的意愿和能力,使贸易方式更多地转向一般贸易,实现我国制造业出口企业向“微笑曲线”两端的延伸升级。

第三,针对制造业投入服务化对不同地区和所有制类型企业的异质性影响,采取差异化的政策激励。如合理放宽服务业市场准入限制,打破行业垄断;深化国有企业改革,通过竞争机制优化企业的生产要素投入结构。更重要的是,贯彻落实全面深化改革和扩大高水平对外开放的政策方针。持续深化服务业开放,优化服务贸易的国内市场布局,补齐服务业区域发展不平衡的短板,形成东部引领带动、中西部地区加快发展的新格局。同时,优化国内的制度环境与提高制造业全球价值链地位也是强化制造业投入服务化贸易转型效应的重要战略。

### 参考文献:

- 1.成丽红、孙天阳,2020:《制造业投入服务化对企业价格加成率的影响:基于全球价值链视角》,《改革》第3期。
- 2.戴觅、余森杰、Madhura Maitra,2014:《中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用》,《经济学(季刊)》第13卷第2期。
- 3.戴翔、李洲、张雨,2019:《服务投入来源差异、制造业服务化与价值链攀升》,《财经研究》第5期。
- 4.樊纲、王小鲁、马光荣,2011:《中国市场化进程对经济增长的贡献》,《经济研究》第9期。
- 5.符大海、鲁成浩,2021:《服务业开放促进贸易方式转型——企业层面的理论和中国经验》,《中国工业经济》第7期。
- 6.郭娟娟、冼国明、李怡,2022:《服务业外资自由化与中国制造业企业全球价值链地位提升》,《财贸研究》第7期。
- 7.刘斌、王乃嘉,2016:《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》,《中国工业经济》第9期。
- 8.刘斌、魏倩、吕越、祝坤福,2016:《制造业服务化与价值链升级》,《经济研究》第3期。
- 9.刘晴、程玲、邵智、陈清萍,2017:《融资约束、出口模式与外贸转型升级》,《经济研究》第5期。
- 10.刘维刚、倪红福,2018:《制造业投入服务化与企业技术进步:效应及作用机制》,《财贸经济》第8期。
- 11.吕越、李小萌、吕云龙,2017:《全球价值链中的制造业服务化与企业全要素生产率》,《南开经济研究》第3期。
- 12.毛其淋,2019:《人力资本推动中国加工贸易升级了吗?》,《经济研究》第1期。
- 13.彭冬冬、杜运苏,2016:《中间品贸易自由化、融资约束与贸易方式转型》,《国际贸易问题》第12期。
- 14.彭继宗、郭克莎,2022:《制造业投入服务化与服务投入结构优化对制造业生产率的影响》,《经济评论》第2期。
- 15.彭水军、袁凯华、韦韬,2017:《贸易增加值视角下中国制造业服务化转型的事实与解释》,《数量经济技术经济研究》第9期。
- 16.邵朝对、苏丹妮,2019:《产业集聚与企业出口国内附加值:GVC升级的本地化路径》,《管理世界》第8期。
- 17.邢斐、王书颖、何欢浪,2016:《从出口扩张到对外贸易“换挡”:基于贸易结构转型的贸易与研发政策选择》,《经济研究》第4期。
- 18.许和连、成丽红、孙天阳,2017:《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》,《中国工业经济》第10期。
- 19.许和连、金友森、王海成,2020:《银企距离与出口贸易转型升级》,《经济研究》第11期。
- 20.易靖韬、蔡菲莹,2019:《企业创新与贸易方式转型:知识产权保护和贸易自由化的调节作用》,《中国软科学》第11期。
- 21.袁征宇、王思语、郑乐凯,2020:《制造业投入服务化与中国企业出口产品质量》,《国际贸易问题》第10期。
- 22.周念利,2014:《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》,《金融研究》第9期。
- 23.祝树金、谢煜、段凡,2019:《制造业服务化、技术创新与企业出口产品质量》,《经济评论》第6期。

- 24.Amiti, M., and S.J.Wei. 2009. "Service Offshoring and Productivity: Evidence from the U.S." *The World Economy* 32(2): 203-220.
- 25.Arnold, J. M., B. Javorcik, M. Lipscomb, and A. Mattoo. 2016. "Services Reform and Manufacturing Performance: Evidence from India." *The Economic Journal* 126(590): 1-39.
- 26.Bas, M. 2014. "Does Services Liberalization Affect Manufacturing Firms' Export Performance? Evidence from India." *Journal of Comparative Economics* 42(3): 569-589.
- 27.Beverelli, C., M. Fiorini, and B.Hoekman. 2017. "Services Trade Policy and Manufacturing Productivity: The Role of Institutions." *Journal of International Economics* 104: 166-182.
- 28.Brandt, L., and P. M. Morrow. 2017. "Tariffs and the Organization of Trade in China." *Journal of International Economics* 104: 85-103.
- 29.Francois, J., and B. Hoekman. 2010. "Services Trade and Policy." *Journal of Economic Literature* 48: 642-692.
- 30.Grossman, G. M., and E. Rossi - Hansberg. 2008. "Trading Tasks: A Simple Theory of Offshoring." *The American Economic Review* 98(5): 1978-1997.
- 31.Hall, R.E., and C.I.Jones. 1999. "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker than Others?" *Quarterly Journal of Economics* 114: 83-116.
- 32.Head, K., and J. Ries. 2003. "Heterogeneity and the FDI Versus Export Decision of Japanese Manufacturers." *Journal of the Japanese and International Economics* 17(4): 448-467.
- 33.Koopman, R., Z.Wang, and S. J.Wei. 2014. "Tracing Value-Added and Double Counting in Gross Exports." *The American Economic Review* 104(2): 459-494.
- 34.Manova, K., and Z.Yu. 2016. "How Firms Export: Processing vs. Ordinary Trade with Financial Frictions." *Journal of International Economics* 100: 120-137.
- 35.North, Douglass C. 1991. "Institutions." *Journal of Economic Perspectives* 5(1): 97-112.

## The Input Servitization of Manufacturing and the Transformation of Chinese Enterprises' Export Trade Modes

Ding Yibing and Sun Yining

(School of Economics, Jilin University)

**Abstract:** Accelerating the transformation of trade modes is of great significance to the optimization of export trade structure and the realization of international circulation in safety, efficiency and stability. Using the matching data of Chinese Industrial Enterprise Database, Chinese Customs Trade Database and World Input-Output Database from 2001 to 2013, this paper empirically analyzes the impact of manufacturing input servitization on the transformation of export trade modes of Chinese manufacturing enterprises. The research shows that the input servitization of manufacturing significantly reduces the proportion of processing trade, and increases the proportion of ordinary trade through the transmission path of cost adjustment and innovation incentives, which is conducive to the transformation and upgrading of the export trade modes of Chinese manufacturing enterprises. Heterogeneity analysis finds that the input servitization of manufacturing has differential impacts across different service factor inputs, different service factor sources, different manufacturing firms, and different periods. Eventually, optimizing the domestic institutional environment, deepening the opening up of the service industry and enhancing the global value chains position of Chinese manufacturing industry are critical strategic policies to leverage the trade transformation effect of input servitization of manufacturing.

**Keywords:** Input Servitization of Manufacturing, Transformation of Trade Modes, Production Cost, R&D Innovation, Institutional Environment

**JEL Classification:** F23, L60, L80

(责任编辑:陈永清)