

DOI: 10.19361/j.er.2019.06.01

制造业服务化、 技术创新与企业出口产品质量

祝树金 谢 煜 段 凡*

摘要:现阶段我国正从制造大国向制造强国转型,出口产品质量是影响企业国际贸易竞争优势的核心因素,研究如何提升我国出口产品质量具有重要意义。本文基于制造业服务化视角,阐释了其通过技术创新影响企业出口产品质量的非线性机制;进一步采用中国工业企业数据库、中国海关贸易数据库和WIOD数据库的匹配数据,实证考察制造业服务化对于企业出口产品质量的影响。研究表明:制造业服务化对企业出口产品质量具有显著的正“U型”影响效应,技术创新发挥了重要的中介渠道作用;但该影响效应因企业贸易方式、所有制类型、要素密集度和融资约束程度的不同而具有异质性。

关键词:制造业服务化;出口产品质量;技术创新;产业转型

一、引言

当前我国经济正处于由高速增长阶段向高质量发展阶段转变的攻关期,推动出口产品质量升级是促进经济高质量发展、建设制造强国和贸易强国的重要内容(苏丹妮等,2018)。就实际情况而言,2018年中国货物贸易进出口总额高达4.62万亿美元,连续两年位居世界第一,其中出口额为2.48万亿美元。^①然而我国出口产品质量和出口增加值仍然不高,根据最新公布的《全球竞争力报告》显示,中国仅排第28名,^②这与中国经济总量和贸易规模形成鲜明对比,“大而不强”的贸易地位亟需改善。制造业服务化作为服务业与制造业融合发展的新型产业形态,是推动制造业转型升级的重要手段。党的十九大报告指出,“支持传统产业优化升级,推动先进制造业和现代服务业深度融合,促进我国产业迈向全球价值链中高端。”显然,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。在此背景下,研究我国如何通过制造业服务化转型升级,由内及外地提高企业出口产品质量,对破解我国价值链低端锁定之困,实现制造强国和贸易强国的战略目标具有重要理论启示和现实意义。

* 祝树金,湖南大学经济与贸易学院,邮政编码:410079,电子信箱:shujin_zhu@126.com;谢煜(通讯作者),湖南大学经济与贸易学院,邮政编码:410079,电子信箱:xietyu_hnu@163.com;段凡,湖南大学经济与贸易学院,邮政编码:410079,电子信箱:xueyi3@126.com。

本文得到了研究阐释党的十九大精神国家社科基金专项课题“促进我国制造业迈向全球价值链中高端研究”(项目编号:18VSJ055)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。

① 数据来源:https://www.wto.org/english/res_e/statis_e/wts2019_e/wts19_toc_e.htm。

② 数据来源:<http://reports.weforum.org/global-competitiveness-report-2019/>。

与本文研究相关的文献主要涉及制造业服务化以及产品质量研究等。首先,关于制造业服务化的研究大致围绕三方面展开:第一,制造业服务化与全球价值链。代表性的观点均认为制造业服务化是全球价值链升级的关键(刘斌等,2016;戴翔,2016;等等)。第二,制造业服务化的驱动因素。现有研究表明技术创新、人才以及知识资本等要素投入有利于制造业服务化转型(唐志芳、顾乃华,2018),还有学者认为制造业资本有机构成、垂直专业化程度和经济自由度等因素对企业服务化转型具有促进作用(戴翔,2016)。第三,从微观视角探究服务化对制造业企业的影响效应。现有研究表明服务化转型对企业绩效(肖挺,2018)、出口增加值(许和连等,2017)和要素禀赋(苏杭等,2017)等具有推动作用。其次,有关产品质量的研究主要集中于三个方面:一是产品质量的测度。Hummels 和 Klenow(2005)基于价格或单位价值进行测度,Hallak(2006)进一步结合关税、出口成本等信息,构建纯净和非纯净价格指数模型,测度产品质量指数,但这种测度方法意味着高质量产品可能因为要素价格扭曲而产生高质低价问题(施炳展、邵文波,2014),不能反映中国企业真实情况。基于此,施炳展和邵文波(2014)采用事后反推法,以消除要素价格扭曲带来的误差,从而更准确地反映我国出口产品质量现状。此外,还有研究采用 DSM 模型和多重工具变量法对产品质量进行测算(张杰等,2014)。二是基于新新贸易理论框架,从微观层面探究出口产品质量的影响因素和决定机制。许明(2016)从劳动要素视角,分析劳动报酬增加对出口产品质量升级的促进作用;曲如晓和臧睿(2019)认为自主创新是提高出口产品质量的主要动力,并且人力资本、技术溢出对出口产品质量存在一定程度的提升作用,但融资约束程度却对产品质量产生倒 U 型影响(张杰,2015)。三是基于宏观层面探讨产品质量的驱动因素。Zhou 等(2002)研究贸易政策对不同国家和地区出口产品质量的激励作用,政府补贴政策能够有效提高产品质量,而征税则导致高质量产品的质量显著降低。除关税等传统贸易壁垒的削弱有助于提升出口产品质量外,贸易自由化程度(汪建新,2014)、市场竞争(高越、李荣林,2015)也是重要影响因素。

综上所述,目前关于如何提高我国出口产品质量的研究已较为翔实,但鲜有从制造业服务化视角考察其对我国企业出口产品质量的影响。与既有文献相比,本文研究的主要边际贡献如下:第一是研究视角方面。基于服务化视角,深入探讨制造业服务化转型对企业出口产品质量的影响,特别是阐释了制造业服务化影响出口产品质量的非线性机制和技术创新的中介效应机制,进一步丰富了新新贸易理论框架下关于出口产品质量影响因素的研究。第二是研究内容方面。综合运用中国工业企业数据库、中国海关贸易数据库和 WIOD 数据库的匹配数据,实证考察服务化转型对出口产品质量的影响效应及作用机制,并进一步从企业贸易方式、所有制类型、融资约束以及要素密集度等方面,研究制造业服务化对出口产品质量影响的异质性,深化了对制造业服务化与出口产品质量关系的理解。第三是研究结论与意义方面。本文的研究结果表明制造业服务化对企业出口产品质量存在正“U 型”影响效应,这为推动我国制造业服务化发展,促进企业转型升级和出口贸易高质量发展提供有价值的政策参考依据。

二、制造业服务化影响企业出口产品质量的机制分析

制造业服务化意味着企业生产过程中加工、组装等制造环节所占比重降低,而研发设计、品牌运营及售后维护等服务环节所占比例逐渐增加,即由低附加值的制造环节向高附加

值的服务环节转移。企业通过服务化转型,一方面,能够直接对接客户,充分满足目标消费群体的个性化偏好,更快速、贴切地响应消费者需求,提高消费者效用。此外,企业在为消费者提供“产品+服务”整体解决方案的同时,还将企业责任扩展到产品生命周期全过程(宋高歌等,2005),有效保障了消费者享有的售后服务和权益。因此,服务化转型使得消费者效用和生产者效用不再割裂,换言之,由产品价值向使用价值转变过程中,消费者和生产者效用都将提升,也就意味着企业出口产品质量的升级。另一方面,由于生产性服务更广泛地融入社会生产各个阶段,实际上已经是创新活动的首要供给者和传播者。相比于机器设备、原材料等实物生产要素,服务投入中的知识、技术等无形要素无疑具备更少的损耗性、更高的流动性和更大的价值创造力。这有助于促进企业内部形成高效的运作体系、健全的产品开发体系和完善的人力资本管理体制,共同促进整个生产经营过程更有效率地运行,有利于企业实现规模经济和范围经济(刘斌等,2016),出口产品质量提升也成为必然。

由于中国出口型企业长期以来一直处于价值链中低端,且制造业服务化水平普遍较低,制造业服务化与企业出口产品质量之间可能存在正“U型”影响关系,并且通过技术创新效应对出口产品质量产生非线性影响。在制造业企业服务化转型初期,由于服务化程度较低,技术、知识以及人力资本等高端服务要素投入不足。若企业忽视自身驾驭高端价值链的素质而一味追求服务化转型,反而会导致内部管理成本和外部运营成本大幅提高(Gebauer et al.,2005),迫使企业降低研发投入,制约企业技术进步和创新,从而抑制企业出口产品质量提升,甚至造成企业深陷“服务化困境”(Gebauer et al.,2010)。而当服务化程度超过一定阈值时,以知识为主导的服务要素嵌入制造业企业,制造环节和服务环节密切耦合(许和连等,2017),服务化转型将推动企业技术创新(刘维刚、倪红福,2018),进而提高企业出口产品质量。服务化转型可能在两个方面推动企业技术创新:一方面,以知识为主导的服务要素与其他生产要素互补,能够直接推动技术创新。熊彼特的创新理论认为在生产体系中引入生产要素和生产条件的“新组合”即是一种创新。具体到制造业企业转型过程,服务要素与其他生产要素的重新组合,对企业原有产品开发架构、运营管理体系、人力资本管理体制以及内外部制度环境无疑是一种“破坏式创新”,而这种“破坏式创新”可以更为直接地推动企业生产范式的革新,减少生产冗余,降低成本,提高企业技术创新能力。另一方面,制造业服务化还可以通过技术溢出作用间接促进企业技术创新。生产性服务投入往往伴随着服务供应商技术支撑以及人员培训的相应转移,通过技术溢出实现技术成果的传播和共享,有利于拓展技术受益范围,帮助企业克服技术门槛,促进企业技术创新。服务化转型引致的技术创新效应,有利于形成产品之间技术的水平差异性和垂直差异性,推动具备创新特质的产品和服务的开发,是提升企业出口产品质量的重要途径(Cockburn et al.,2016;等等)。因此,制造业服务化对企业技术创新产生“U型”影响,并且通过技术创新的中介作用进一步对企业出口产品质量产生非线性影响效应。

三、研究设计

(一)计量模型设定

基于前文机制分析,本文设定基本计量模型如下:

$$\ln Quality_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln servitization_{gt} + \beta_2 \ln servitization_{gt}^2 + \beta_3 Control_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中: $Quality_{it}$ 代表企业*i*在*t*年的出口产品质量; $servitization_{gt}$ 代表制造业*g*在*t*年的服

务化水平。考虑到制造业服务化对出口产品质量可能造成的是正“U型”影响关系,我们在计量方程(1)中加入了服务化指标的平方项 $servitization_{gt}^2$ 来对其加以检验。另外,由于 $servitization_{gt}$ 变量为行业数据,而 $Quality_{it}$ 变量为企业数据,借鉴许和连等(2017)处理方法,在模型中采用企业所属行业聚类标准误,以减轻不同维度数据结构带来的估计偏差。 $Control_{it}$ 表示本文的控制变量集合,具体包括:企业资本劳动比($klratio$)、全要素生产率(tfp)、融资约束($finance_res$)、企业存续年限($survival$)、企业规模($firmsize$)。 μ_i 和 μ_t 分别表示企业固定效应和年份固定效应, ε_{it} 为残差项。

(二) 变量测算及数据说明

1. 被解释变量:企业出口产品质量

早期学者基于单位价值测算出口产品质量。考虑到中国市场存在的要素价格扭曲以及出口竞争激烈等情况,因此单位价值量法不能准确地反映我国出口贸易的真实情况(施炳展、冼国明,2012)。因此,本文借鉴 Khandelwal 等(2013)、施炳展和邵文波(2014)的方法对我国企业出口产品质量进行测度,将出口产品的需求函数表示为:

$$Q_{ijt}^h = q_{ijt}^{\sigma_h-1} \left(\frac{P_{jt}^{-\sigma_h}}{P_{jt}^{1-\sigma_h}} \right) Y_{jt}^h \quad (2)$$

(2)式中: Q_{ijt}^h 为产品 h 的出口消费数量; $q_{ijt}^{\sigma_h-1}$ 表示在 t 年企业 i 对 j 国(地区)出口 h 产品的质量, $p_{ijt}^{-\sigma_h}$ 为 i 企业出口 h 产品的价格, σ_h 表示产品种类间替代弹性, $P_{jt}^{1-\sigma_h}$ 、 Y_{jt}^h 表示进口国(地区)加总价格指数和总收入。通过控制国家(地区)-年份固定效应 μ_{jt} 和产品固定效应 μ_h ,构建测度出口产品质量的计量模型:

$$\ln Q_{ijt}^h + \sigma_h \ln p_{ijt}^h = \mu_h + \mu_{jt} + \varepsilon_{ijt}^h \quad (3)$$

通过对式(3)进行回归,估计得到残差项 $\varepsilon_{ijt}^h = (\sigma_h - 1) \ln q_{ijt}^h$,企业-产品-目的地-年份维度的出口产品质量定义如下:

$$quality_{ijt}^h = \ln \hat{q}_{ijt}^h = \frac{\hat{\varepsilon}_{ijt}^h}{\sigma_h - 1} \quad (4)$$

为使得产品在国家(地区)和时间维度可比,进一步将质量指标在 HS-6 分位产品层面进行标准化处理,如公式(5)所示:

$$r_quality_{ijt}^h = \frac{quality_{ijt}^h - \min quality_{ijt}^h}{\max quality_{ijt}^h - \min quality_{ijt}^h} \quad (5)$$

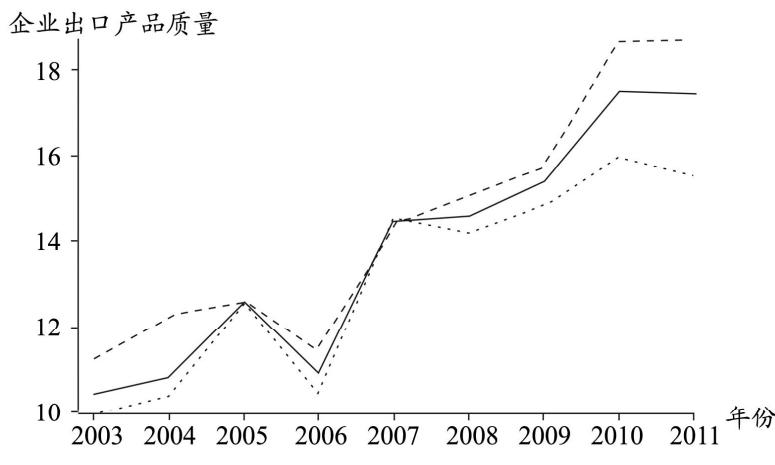
最后将标准化处理后的产品质量加总到企业层面,得到企业层面出口产品质量的指标:

$$Quality_{it} = \sum_{j \in \Omega} \left(\frac{v_{ijt}^h}{\sum_{ijth \in \Omega} v_{ijt}^h} \times r_quality_{ijt}^h \right) \quad (6)$$

(6)式中: $Quality_{it}$ 代表企业出口产品总体质量。 v_{ijt}^h 代表企业 i 对国家(地区) j 出口的价值量。

图 1 描绘了 2003–2011 年中国企业出口产品平均质量变化趋势。由图 1 所示,在样本期间,我国企业出口产品质量大致呈螺旋式上升态势。2003–2006 年间略有波动,而在 2006 年之后呈现出稳步上升趋势,到 2010 年以后略有下降。进一步基于服务化水平均值,将企业分为高服务化企业与低服务化企业两大类。总体来看,服务化水平较高的企业,其出口产品质量相对较高;而服务化水平较低的企业,其出口产品质量也较低,并且高服务化企业与低服务化企业之间的出口产品质量差距不断拉大,2011 年二者之间出口产品质量的差距约

是2003年的两倍之多。



资料来源：根据样本数据测算得到。

图1 2003—2011年中国企业出口产品平均质量变化趋势

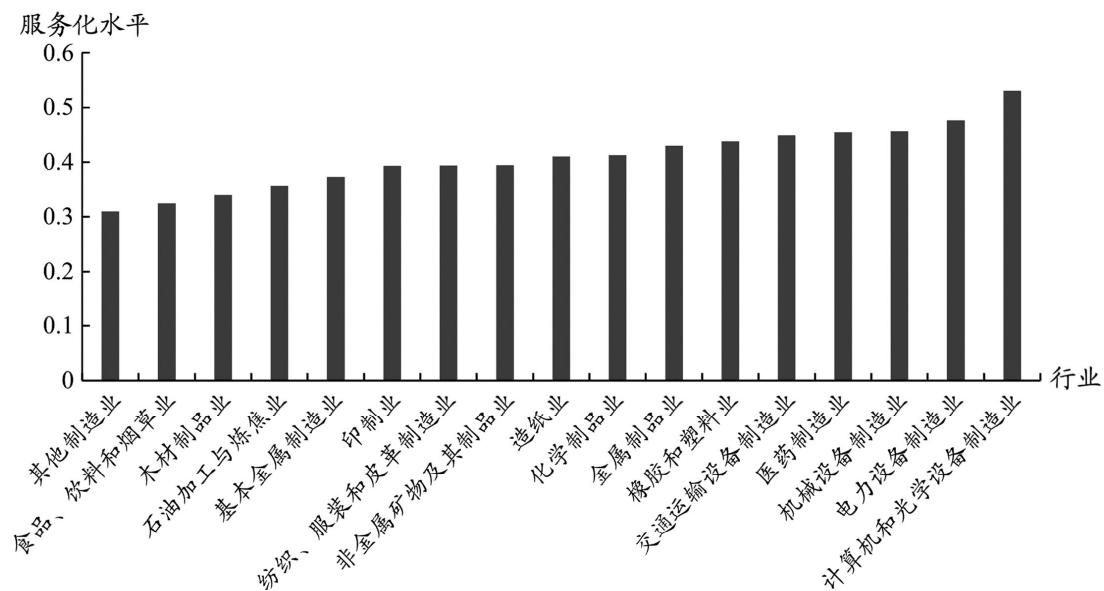
2.核心解释变量：制造业服务化

本文将根据投入产出表测算的完全消耗系数作为制造业服务化的代理指标(刘斌等,2016)。完全消耗系数是部门 g 每提供一单位最终产品和服务时,对部门 f 的直接消耗和间接消耗之和,具体测算方法如下:

$$\text{servitization}_{fg} = a_{fg} + \sum_{k=1}^n a_{fk} a_{kg} + \sum_{s=1}^n \sum_{k=1}^n a_{fs} a_{sk} a_{kg} + \dots \quad (7)$$

(7)式中: $\text{servitization}_{fg}$ 表示制造业部门 g 的服务化水平; a_{fg} 表示部门 g 对部门 f 的直接消耗系数; $\sum_{k=1}^n a_{fk} a_{kg}$ 表示部门 g 对部门 f 的第一轮间接消耗, $\sum_{s=1}^n \sum_{k=1}^n a_{fs} a_{sk} a_{kg}$ 表示第二轮间接消耗,依此类推,加到第 n 轮间接消耗。

图2绘出了2011年中国制造业各行业的服务化水平。



注:行业名称和分类采用国际标准行业分类(ISIC Rev.4)。

图2 2011年中国制造业各行业的服务化水平

测算得出 2011 年我国制造业服务化总体水平为 40%,与发达国家 70% 的服务化水平相差甚远。如图 2 所示,服务化水平较高的行业有计算机和光学设备制造业、电力设备制造业等,这些行业大多集中于资本和技术密集型行业。服务化水平较低的行业普遍为劳动密集型行业,如食品、饮料和烟草业,以及石油加工与炼焦业等,并且服务化水平最高的行业与最低的行业差距约高达 20%。总体来说,我国制造业服务化水平不仅远低于发达国家,并且国内各行业服务化水平也存在较大差距。

3. 控制变量

(1) 全要素生产率(tfp)。借鉴 Head 和 Ries(2003),采用近似估计方法。估计方程如下:

$$tfp = \ln(Y/L) - s \times \ln(K/L) \quad (8)$$

(8) 式中: Y 表示工业增加值,本文采用企业的工业总产值对工业增加值进行替换; K 为固定资产; L 为劳动人数; s 表示资本贡献度,设为 $1/3$ 。

(2) 资本劳动比($klratio$),反映企业要素禀赋结构。资本劳动比越大,说明企业越倾向为资本密集型,否则更倾向为劳动密集型。这里采用固定资产投资价格指数平减处理后的固定资产净值年平均余额除以就业人数来衡量。

(3) 融资约束($finance_res$),以应付账款与总资产比值来衡量(张杰,2015)。应付账款度量企业得到的商业信贷或银行信贷融资的数额,其值越小,反映企业融资环境和银行信用融资较差,导致融资约束程度越高。

(4) 企业规模($firmsize$)。相对而言,企业规模越大,在一定程度上意味着企业具备丰裕的技术、人才以及资本,对产品质量的把控和改进也更具先发优势。这里使用企业职工人数来衡量企业规模。

(5) 存续年限($survival$)。一般随着企业存续时间延长,生产经营方式日趋成熟,竞争优势突显,产品生产经验越丰富,更有利产品质量提升。采用当年年份和成立年份之差度量。

本文综合运用 2003–2011 年中国工业企业数据库、海关数据库以及 WIOD 投入产出数据库的匹配数据。其中,测算企业出口产品质量的原始数据来源于中国海关数据库,根据时间和企业名称等信息对中国工业企业数据库和海关数据库进行匹配,并进一步参照 Yu(2015) 的处理方法,剔除部分异常样本。制造业服务化水平根据 WIOD 数据库中的行业间投入产出数据测算得到。考虑到 WIOD 数据库中行业分类采用 ISIC Rev.4 标准,而中国行业分类采用 GB/T4754–2011 标准。根据盛斌(2002)整理的《国民经济行业分类》和《国际标准产业分类》对照表将制造行业进行重新分类组合,得到 17 个制造行业。通过上述整理,得到 2003–2011 年 53 465 个企业数据,总样本为 169 212。数据的描述性统计见表 1。

表 1 数据描述性统计表

| 变量 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------------------|---------|---------|--------|----------|---------|
| \lnQuality | 169 212 | 1.7988 | 1.3313 | -5.1818 | 7.9407 |
| \lnservitization | 169 220 | -0.8654 | 0.1288 | -1.2318 | -0.6083 |
| tfp | 140 560 | 1.2318 | 0.8943 | -3.6296 | 7.3070 |
| \lnklratio | 140 560 | 3.9255 | 1.4138 | -6.1159 | 10.4570 |
| \lnfinance_res | 160 568 | -2.4632 | 1.5281 | -13.3626 | 3.7011 |
| \lnfirmsize | 140 560 | 1.6952 | 0.2187 | 0.7321 | 2.5086 |
| \lnsurvival | 167 359 | 1.9852 | 0.7232 | 0 | 5.0752 |

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果及分析

表2报告了回归结果。第(1)列仅控制了企业效应和年份效应,估计结果显示制造业服务化一次项、二次项系数显著为正。第(2)列-第(4)列为在模型中逐步加入全要素生产率、资本劳动比和融资约束变量后的估计结果,制造业服务化回归系数符号及显著性均没有改变。第(5)列进一步控制企业规模和存续年限变量,模型整体拟合值有所提高,制造业服务化一次项和二次项系数均在1%显著性水平上为正。实证检验结果与上文理论分析一致,有效证实了制造业服务化与出口产品质量之间的正“U型”关系,即服务化转型对制造业企业出口产品质量的作用效应存在一个临界值,当企业处于服务化转型初期,由于面临开拓新市场、搜寻信息等压力,导致成本上升,短期内将抑制出口产品质量提高;而当服务化发展到一定阶段时,服务化战略优势带来的竞争收益弥补了成本上升的负效用(肖挺,2018),有利于企业形成规模经济和范围经济,企业出口产品质量提升也成为必然逻辑。

表2 基准回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| lnservitization | 4.2033 *** (0.3952) | 3.8226 *** (0.3930) | 3.8195 *** (0.3930) | 3.9596 *** (0.4076) | 3.6931 *** (0.3999) |
| lnservitization ² | 2.2842 *** (0.2246) | 2.0603 *** (0.2230) | 2.0588 *** (0.2230) | 2.1279 *** (0.2316) | 2.0697 *** (0.2279) |
| tfp | | 0.0998 *** (0.0057) | 0.0985 *** (0.0060) | 0.1018 *** (0.0063) | 0.1520 *** (0.0065) |
| lnklratio | | | -0.0036 (0.0039) | -0.0061 (0.0042) | 0.1061 *** (0.0056) |
| lnfinance_res | | | | 0.0090 *** (0.0025) | 0.0274 *** (0.0025) |
| lnfirmsize | | | | | 1.4481 *** (0.0439) |
| lnsurvival | | | | | 0.0854 *** (0.0095) |
| 常数项 | 3.3811 *** (0.1780) | 3.1214 *** (0.1784) | 3.1358 *** (0.1792) | 3.2247 *** (0.1855) | 0.0307 (0.2035) |
| 企业效应 | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份效应 | YES | YES | YES | YES | YES |
| 观测样本数 | 169 212 | 140 555 | 140 555 | 132 847 | 131 243 |
| 企业个数 | 53 460 | 42 918 | 42 918 | 41 722 | 41 381 |
| 可调整 R ² | 0.0839 | 0.0784 | 0.0784 | 0.0799 | 0.1008 |
| F 值 | 531.6 | 457.1 | 416.5 | 363.0 | 388.4 |

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

各控制变量的回归系数基本符合预期。企业全要素生产率(*tfp*)提高,可变成本下降,能有效地提升出口产品质量,生产率优势是企业实现产品升级和保持竞争优势的重要决定因素。资本劳动比(*klratio*)越大,意味着企业通过资本、技术等高端生产要素对低端劳动要素进行替代,高质量的中间投入要素共同促进出口产品质量提升。由于改进出口产品生产技术、开辟国际市场需要支付一定的沉没成本,高的融资约束程度将会限制企业国际化发展和产品质量提升(文东伟、冼国明,2014)。融资约束(*finance_res*)的估计系数为正,意味着企业获得商业信贷或银行信贷融资越多,企业面临的融资约束程度越弱,越有利于提高出口产品

质量。企业规模(*firmsize*)的系数为正且系数值较大,表明企业出口产品质量的提升依赖于规模效应,这一结果与 Verhoogen(2008)的研究一致。企业存续年限(*survival*)越长,其动态能力体系趋于完善,越有利于提升企业出口产品质量。

(二)稳健性检验

1.改变样本范围

考虑样本中可能存在极端值、数据设限等数据结构问题,本文对观测样本范围进行调整。表3第(1)列为将数据调整为平行面板数据的估计结果;第(2)列表示对 *lnQuality* 在 1% 水平进行双边缩尾处理;第(3)列表示将 *lnQuality* 在 1% 水平进行双边截尾处理。估计结果均显示,制造业服务化一次项和二次项回归系数仍显著为正,主要结论依然成立。

2.替换核心解释变量

基准回归中制造业服务化变量为行业层面指标,为使变量同一维度可比,这里借鉴 Fang 等(2008)的做法,获取上市公司的财务报表中企业经营范围、经营类型等信息,判断企业是否存在服务业务;进一步以企业提供服务的收入与销售总收入的比值作为企业服务化水平的替代指标。估计结果见表3第(4)列,制造业服务化变量系数大小有所改变,但与企业出口产品质量的正“U型”关系仍然稳健。

3.内生性问题探讨

在模型的基准回归中,虽然企业固定效应和年份固定效应能够部分解决内生性问题,但还会遗漏随个体和时间变动的因素对产品质量的影响,比如企业文化、企业管理者信息(Verhoogen, 2008)。由于数据库并无该类数据信息,所以这些变量的缺失可能导致模型估计的内生性问题。另一方面,出口产品质量与制造业服务化之间可能存在双向因果关系。企业进出口行为很大程度上受企业自身生产结构影响(Yu, 2015),企业拥有较高的出口产品质量,在很大程度上也就意味着产业结构相对优化。本文采用制造业服务化一阶滞后项作为工具变量进行 2SLS 估计。通过对工具变量进行检验,Cragg-Donald Wald F 检验值为 3946.189,大于 5% 的临界值 16.38,可以拒绝“弱工具变量问题”假设;LM 检验 P 值为 0.0000,认为不存在“识别不足”问题,因此可以认为选用制造业服务化一阶滞后项为工具变量是合理的。估计结果见第(5)列,服务化系数基本上与基准回归结果一致,说明考虑模型潜在的内生性问题后,制造业服务化与企业出口产品质量之间的正“U型”关系依然稳健。

表 3 稳健性检验结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-------------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|----------------------|
| <i>lnservitization</i> | 3.6379 *** (1.2783) | 3.5613 *** (0.3943) | 3.4330 *** (0.3932) | 0.5062 *** (0.0834) | 3.5215 * (2.0918) |
| <i>lnservitization</i> ² | 2.2761 *** (0.7401) | 2.0074 *** (0.2248) | 1.9599 *** (0.2248) | 0.0508 *** (0.0047) | 1.9811 * (1.1909) |
| 常数项 | 0.0210 (0.7189) | -0.0003 (0.2006) | -0.0632 (0.1994) | 1.3738 *** (0.2501) | |
| 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 |
| 观测样本数 | 11 298 | 131 247 | 128 680 | 116 281 | 67 038 |
| <i>R</i> ² | 0.1450 | 0.1005 | 0.1017 | 0.0883 | 0.0153 |

五、异质性分析与机制检验

(一) 异质性分析

本部分进一步区分企业贸易方式、所有制类型、融资约束程度和要素密集度特征,对所有企业样本进行划分,考察制造业服务化对企业出口产品质量影响的异质性。

1. 基于企业贸易方式的异质性分析

表4报告了制造业服务化对不同贸易方式企业出口产品质量的影响。由表4估计结果可知,一般贸易企业服务化对出口产品质量具有线性的促进作用,而加工贸易企业和混合贸易企业服务化对出口产品质量呈现正“U型”影响。由于我国加工贸易企业以初级产品的生产、加工和组装等低附加值制造为主,人才、资本、技术等高端要素储备不足,企业转型能力较弱,初期的服务化转型发展将会挤占生产环节的资源,迫使企业降低研发投入,不利于企业技术深化和创新,反而对出口产品质量的提升带来抑制作用。而当制造业服务化超过一定阈值,以知识为主导的服务要素嵌入企业,对技术创新具有直接推动作用(刘维刚、倪红福,2018),有利于具备创新特质的产品和服务的开发。因此,对混合贸易企业和加工贸易企业而言,服务化转型对出口产品质量存在非线性影响效应。相比于加工贸易企业,一般贸易企业承担着从研发端到售后端的全部价值增值活动,拥有丰裕的技术、人才和资本等要素储备(许和连等,2017),企业转型能力较强,一般贸易企业服务化将会促进出口产品质量提升。

表4 分企业贸易方式回归结果

| | (1) | (2) | (3) |
|------------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | 一般贸易 | 加工贸易 | 混合贸易 |
| Inservitization | 2.9573 ** (1.4443) | 1.2470 ** (0.5003) | 3.7046 *** (0.5010) |
| Inservitization ² | 1.5816 (1.8122) | 0.6335 ** (0.2825) | 1.9837 *** (0.2912) |
| 常数项 | 0.0824 (0.6652) | 1.0406 *** (0.2787) | 2.5829 *** (0.2247) |
| 控制变量 | YES | YES | YES |
| 企业效应 | YES | YES | YES |
| 年份效应 | YES | YES | YES |
| 观测样本数 | 23 219 | 30 544 | 71 216 |
| R ² | 0.8603 | 0.1822 | 0.0449 |

2. 基于企业所有制类型的异质性分析

表5报告了制造业服务化对不同所有制企业出口产品质量的影响。

表5 分所有制类型企业回归结果

| | (1) | (2) | (3) |
|------------------------------|----------------------|------------------------|------------------------|
| | 国有企业 | 外资企业 | 民营企业 |
| Inservitization | 5.2345 * (3.0546) | 3.4379 *** (0.4313) | 5.0005 *** (1.2456) |
| Inservitization ² | 2.4754 (1.7822) | 1.9824 *** (0.2469) | 2.7147 *** (0.7019) |
| 常数项 | 0.4059 (1.5115) | -0.0682 (0.2204) | 2.4005 *** (0.5972) |
| 控制变量 | YES | YES | YES |
| 企业效应 | YES | YES | YES |
| 年份效应 | YES | YES | YES |
| 观测样本数 | 4 829 | 94 598 | 15 493 |
| R ² | 0.8508 | 0.8782 | 0.8761 |

对国有企业而言,制造业服务化的二次项系数没有通过显著性检验,表明国有企业服务化转型对出口产品质量具有直接的提升效应;而外资、民营企业服务化转型对出口产品质量呈现正“U型”影响。相比于非国有企业,国有企业在资源分配方面占有优势,有利于服务要素特别是高端的服务要素进入生产制造过程,从而使企业更容易得到服务化转型带来的正面效应,因此国有企业服务化转型对出口产品质量表现为线性的促进效应,而非国有企业服务化需要发展到一定阶段,才对产品质量有提升作用。此外,当其他变量不变时,在民营企业服务化均值附近,其服务化程度每提高1%,出口产品质量大约提升0.258%,这一幅度远大于外资企业服务化对出口产品质量的影响效应。相比于外资企业,民营企业对制度、市场等有更大的适应性和自主性,且更善于利用本土市场优势,因此在越过阈值后将会对出口产品质量产生更大的提升作用。

3. 基于企业要素密集度类型的异质性分析

企业要素密集度不同,导致其对服务化敏感性存在差异。因此,考虑到企业要素密集度的异质性,按照行业资本劳动比1/3、2/3分位点,将企业划分成劳动密集型企业、中间型企业以及资本密集型企业(Lu, 2010)。表6报告制造业服务化对不同要素密集度的企业出口产品质量的影响。综合来说,不同要素密集度企业服务化与其出口产品质量的正“U型”影响效应均显著存在,并且随着资本密集度的加深,服务化对产品质量的促进作用将会增强。资本密集度越高,意味着企业越有能力驾驭研发设计、品牌建设以及渠道拓展等价值链高端环节。随着制造环节和服务环节的进一步融合,企业在生产经营过程中对服务要素的需求将会不断扩大,更有利产品创新、生产工艺改进,从而导致企业出口产品质量也随之提高。

表 6 分要素密集度企业回归结果

| | (1) | (2) | (3) |
|------------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | 劳动密集型企业 | 中间型企业 | 资本密集型企业 |
| Inservitization | 2.4235 ** (0.9549) | 8.2160 *** (1.4200) | 6.8110 *** (0.6513) |
| Inservitization ² | 0.9900 ** (0.4675) | 4.5942 *** (0.8482) | 3.5502 *** (0.3694) |
| 常数项 | -0.2488 (0.5217) | 2.6007 *** (0.6063) | 1.4030 *** (0.3425) |
| 控制变量 | YES | YES | YES |
| 企业效应 | YES | YES | YES |
| 年份效应 | YES | YES | YES |
| 观测样本数 | 18 805 | 56 495 | 41 855 |
| R ² | 0.8893 | 0.8669 | 0.8772 |

4. 基于融资约束程度的异质性分析

表7报告了制造业服务化对不同融资约束程度企业的影响。与前文分样本方法一致,按照企业融资约束程度的分位点,将样本企业划分为融资约束程度高、较高、较低、低的四组企业类型。第(1)列服务化系数均不具统计意义,表明融资约束程度高的企业服务化转型对其出口产品质量不会产生显著影响。而在融资约束程度进一步降低时,企业服务化转型与出口产品质量的“U型”影响关系依旧存在。可能的原因在于融资约束越高,企业市场策略越趋于保守,越有可能减少高风险投资,具体做法有降低高质量中间品的投入或是减少具备

创新特质产品和服务的研发等(张杰,2015),从而对出口产品质量产生抑制作用。而融资约束程度较低意味着企业有能力获得更多的商业信用融资,能够为企业服务化转型投入技术、人才等高端服务要素,从而为提高出口产品质量奠定要素基础。

表7 分企业融资约束程度回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 融资约束程度高 | 融资约束程度较高 | 融资约束程度较低 | 融资约束程度低 |
| lnservitization | 0.2772 (0.7662) | 3.3091 *** (0.8734) | 5.8653 *** (0.9375) | 4.9137 *** (1.1724) |
| lnservitization ² | -0.2217 (0.4583) | 1.8176 *** (0.4989) | 3.5317 *** (0.5326) | 2.5869 *** (0.6428) |
| 常数项 | -1.7846 *** (0.3850) | -0.9906 ** (0.4491) | 0.8221 * (0.4852) | 2.0152 *** (0.6137) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| 企业效应 | YES | YES | YES | YES |
| 年份效应 | YES | YES | YES | YES |
| 观测样本数 | 32 696 | 32 041 | 32 423 | 34 083 |
| R ² | 0.0765 | 0.1379 | 0.1127 | 0.0718 |

(二) 影响机制检验

结合上文机制分析,我们认为制造业服务化对技术创新可能存在正“U型”影响,并通过技术创新的中介效应进一步作用于企业出口产品质量。借鉴 Edwards 和 Lambert(2007)的方法,将技术创新作为本文可能的中介机制进行检验,该方法比温忠麟等(2004)中介效应检验“三步法”更适用于检验变量的非线性关系。本文具体检验模型构建如下:

$$\ln technology_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln servitization_{gt} + \gamma_2 \ln servitization_{gt}^2 + \gamma_3 Control_{it} + \delta_i + \delta_t + \zeta_{it} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \ln Quality_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln servitization_{gt} + \alpha_2 \ln servitization_{gt}^2 + \alpha_3 \ln technology_{it} + \\ & \alpha_4 \ln servitization_{gt} \times \ln technology_{it} + \alpha_5 Control_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

(9)式中: $technology_{it}$ 表示企业 i 在 t 年的技术创新,为本文的中介变量,这里使用专利授权数量来衡量技术创新。变量 $Quality_{it}$ 、 $servitization_{gt}$ 以及 $Control_{it}$ 含义均与公式(1)相一致。本文重点关注系数 γ_1 和 α_3 的符号和显著度,若系数 γ_1 和 α_3 均显著,则表明本文的技术创新中介效应显著。

表8报告了技术创新作为中介机制的检验结果。第(1)列为计量模型(9)的估计结果, $lnservitization$ 和 $lnservitization^2$ 变量的估计系数均在 1% 水平上显著为正,说明制造业服务化和技术创新之间为“U型”影响关系。当服务化程度较低时,由于同时兼顾制造和服务发展而引起成本上升,挤占企业研发投入,不利于企业技术深化和技术创新。而当服务化水平越过一定临界值时,以知识为主导的服务要素嵌入制造企业,能够推动企业技术创新,并且通过“破坏式创新”和“技术溢出”作用不断激发企业技术创新活力。第(2)列为模型(10)的估计结果, $lnservitization$ 和 $lnservitization^2$ 的回归系数均显著为正,同时 $\ln technology$ 变量的回归系数也显著为正,可以认为技术创新是服务化影响制造业企业出口产品质量的有效中介渠道。制造业服务化对技术创新产生正“U型”影响效应,并通过技术创新的中介作用进一步作用于企业出口产品质量,产生非线性影响。具体可解释为:在制造业服务化程度较低时,研发投入受制于企业转型造成的管理和运营成本增加,企业经营性风险增大,减少研发投入,制约企业技术创新的活力和空间,不利于企业出口产品质量提升,甚至对产品

质量产生抑制作用;而在制造业服务化程度较高时,加之以技术、资金等自身素质储备的提高以及制度、市场等外部环境支持,拓展了技术创新的广度和深度,对出口产品质量产生促进效应。综合上述检验,可以推定技术创新为制造业服务化影响企业出口产品质量的可能中介机制。

表 8 技术创新作为中介机制的检验结果

| | (1) | (2) |
|--|------------------------|-------------------------|
| | <i>lnTechnology</i> | <i>lnQuality</i> |
| <i>lnservitization</i> | 1.4842 *** (0.4365) | 1.2489 *** (0.4432) |
| <i>lnservitization</i> ² | 0.7760 *** (0.2604) | 1.7877 *** (0.2281) |
| <i>lnTechnology</i> | | 0.1934 *** (0.0188) |
| <i>lnservitization</i> × <i>lnTechnology</i> | | 0.2051 *** (0.0211) |
| 常数项 | 2.8610 *** (0.2219) | -1.7459 *** (0.2619) |
| 控制变量 | YES | YES |
| 企业效应 | YES | YES |
| 年份效应 | YES | YES |
| 观测样本数 | 116 603 | 116 602 |
| <i>R</i> ² | 0.8998 | 0.8751 |

注:对中介效应检验结果进一步进行 Sobel 检验,得到解释变量为制造业服务化一次项和二次项时 Sobel 检验 Z 值分别为 7.686 和 7.41,均大于 5% 显著性水平对应的临界值 0.97,说明中介效应在 5% 的水平上显著存在。

六、结论及政策启示

改革开放四十年来,我国“出口导向型”战略取得一定阶段的成功,但低端嵌入全球价值链的发展模式不利于中国企业出口产品质量的提升,反而导致企业被锁定在全球价值链中低端(刘斌等,2016)。随着全球产业结构由“工业型经济”向“服务型经济”转型,如何发挥制造业服务化对出口企业高质量发展的推动作用,是我国现阶段需要研究的重要问题。正是基于以上背景,本文深入研究了制造业服务化与企业出口产品质量之间的影响效应。研究结果发现,服务化转型与制造业企业出口产品质量之间存在显著的正“U型”关系,并且通过技术创新的中介作用进一步对企业出口产品质量产生非线性影响,即服务化发展程度较低时,服务化转型对技术创新具有抑制作用,从而抑制企业出口产品质量的提升;而当服务化水平超过一定阈值时,制造环节和服务环节的耦合将带动服务要素不断嵌入企业,推动企业技术进步和技术创新,进而提升出口产品质量。此外,这一“U型”影响效应因企业贸易方式、所有制类型、要素密集度和融资约束程度不同而存在异质性,具体表现为:一般贸易企业服务化转型对出口产品质量具有线性推动作用;相反,混合贸易企业和加工贸易企业转型能力相对较弱,服务化初期会对企业出口产品质量的提升产生抑制作用,在服务化程度达到一定临界值时才能对出口产品质量有提升效应。国有企业服务化转型将提升出口产品质量,而外资企业和民营企业服务化转型与出口产品质量则为显著正“U型”关系。服务化对不同要素密集度的企业出口产品质量均具有“U型”作用,且随着资本要素密集度的增加,对出口

产品质量的积极效应将会逐渐提高。在高融资约束企业中,服务化对出口产品质量的作用不明显,而对于融资约束程度较低的企业,制造业服务化与出口产品质量之间呈现显著“U型”关系。

本文的研究对于实现我国出口贸易高质量发展、破解企业价值链中低端锁定之困,以培育出口竞争优势具有重要的启示意义。随着发达国家制造业回流加快以及经济增速放缓,为实现经济软着陆,稳增长调结构势在必行。在目前我国服务业发展相对滞后的情况下,政府应当营造良好的服务业发展氛围,提供相应的政策、制度支持,推动制造业与服务业融合发展,促进我国生产型制造向服务型制造转型,协助企业越过服务化“U型”拐点。但也要考虑到不同贸易方式、所有制类型、要素密集度和融资约束程度的企业间的差异,切不可“一刀切”,应精准施策。同时,企业自身也应当注重技术研发和创新,进一步加快知识资本和人力资本积累,并充分吸收和利用高端服务要素,提升服务化发展能力,从而激发服务化对企业出口产品质量的积极效应,实现出口产品质量不断攀升。

参考文献:

1. 戴翔,2016:《中国制造业出口内涵服务价值演进及因素决定》,《经济研究》第9期。
2. 高越、李荣林,2015:《国际市场竞争与中国出口产品质量的提高》,《产业经济研究》第3期。
3. 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。
4. 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。
5. 曲如晓、臧睿,2019:《自主创新、外国技术溢出与制造业出口产品质量升级》,《中国软科学》第5期。
6. 盛斌,2002:《中国对外贸易政策的政治经济分析》,上海人民出版社。
7. 施炳展、邵文波,2014:《中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角》,《管理世界》第9期。
8. 施炳展、冼国明,2012:《要素价格扭曲与中国工业企业出口行为》,《中国工业经济》第2期。
9. 宋高歌、黄培清、帅萍,2005:《基于产品服务化的循环经济发展模式研究》,《中国工业经济》第5期。
10. 苏丹妮、盛斌、邵朝对,2018:《产业集聚与企业出口产品质量升级》,《中国工业经济》第11期。
11. 苏杭、郑磊、牟逸飞,2017:《要素禀赋与中国制造业产业升级——基于 WIOD 和中国工业企业数据库的分析》,《管理世界》第4期。
12. 唐志芳、顾乃华,2018:《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》,《产业经济研究》第1期。
13. 汪建新,2014:《贸易自由化、质量差距与地区出口产品质量升级》,《国际贸易问题》第10期。
14. 温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云,2004:《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》第5期。
15. 文东伟、冼国明,2014:《企业异质性、融资约束与中国制造业企业的出口》,《金融研究》第4期。
16. 肖挺,2018:《“服务化”能否为中国制造业带来绩效红利》,《财贸经济》第3期。
17. 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。
18. 许明,2016:《提高劳动报酬有利于企业出口产品质量提升吗?》,《经济评论》第5期。
19. 张杰,2015:《金融抑制、融资约束与出口产品质量》,《金融研究》第6期。
20. 张杰、郑文平、翟福昕,2014:《中国出口产品质量得到提升了么?》,《经济研究》第10期。
21. Cockburn, I. M., J. O. Lanjouw, and M. A. Schankerman. 2016. “Patents and the Global Diffusion of New Drugs.” *American Economic Review* 106(1):136–164.
22. Edwards, J. R., and L. S. Lambert. 2007. “Methods for Integrating Moderation and Mediation: A General Analytical Framework Using Moderated Path Analysis.” *Journal of International Economics* 12(1): 1–22.
23. Fang, E., R. W. Palmatier, and J. B. E. M. Steenkamp. 2008. “Effect of Service Transition Strategies on Firm Value.” *Journal of Marketing* 72(5):1–14.

- 24.Gebauer, H., B. Edvardsson, A. Gustafsson, and L. Witell. 2010. "Match or Mismatch: Strategy – structure Configurations in the Service Business of Manufacturing Companies." *Journal of Service Research* 13(2) : 198–215.
25. Gebauer, H., E. Fleisch, and T. Friedli. 2005. "Overcoming the Service Paradox in Manufacturing Companies." *European Management Journal* 23(1) : 14–26.
26. Hallak, J. C. 2006. "Product Quality and the Direction of Trade." *Journal of International Economics* 68(1) : 238–265.
27. Head, K., and J. Ries. 2003. "Heterogeneity and the FDI versus Export Decision of Japanese Manufacturers." *Journal of the Japanese and International Economies* 17(4) : 448–467.
28. Hummels, D., and P. J. Klenow. 2005. "The Variety and Quality of a Nation's Export." *American Economic Review* 95(3) : 704–723.
29. Khandelwal, A. K., P. K. Schott, and S. J. Wei. 2013. "Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters." *American Economic Review* 103(6) : 2169–2195.
30. Lu, D. 2010. "Exceptional Exporter Performance? Evidence from Chinese Manufacturing Firms." University of Chicago Job Market Paper, Nov.
31. Verhoogen, E. A. 2008. "Trade, Quality Upgrading, and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector." *Quarterly Journal of Economics* 123(2) : 489–530.
32. Yu, Miaojie. 2015. "Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms." *The Economic Journal* 125(585) : 943–988.
33. Zhou, D.S., B. J. Spencer, and I. Vertinsky. 2002. "Strategic Trade Policy With Endogenous Choice of Quality and Asymmetric Costs." *Journal of International Economics* 56(1) : 205–232.

Manufacturing Servitization, Technological Innovation and Quality of Export Products

Zhu Shujin, Xie Yu and Duan Fan

(School of Economics and Trade, Hunan University)

Abstract: Nowadays, China is transforming from a big manufacturing country to a powerful manufacturing country. The quality of export products is a central factor to measure the competitive advantage of international trade, and it is of great significance to study to improve the quality of China's export products. Based on the perspective of manufacturing servitization, this paper explains its nonlinear mechanism which influencing the quality of export products through technological innovation. Furthermore, this paper uses the matched data from China Industry Business Performance Data, China Customs Trade database and World Input–Output Database (WIOD) to investigate the impact of manufacturing servitization on the quality of export products of enterprises. Empirical research shows that manufacturing servitization has a significant positive "U-shaped" effect on the quality of export products of enterprises. Technological innovation plays an important role in the intermediary channel. However, the impact varies by trade patterns, ownership, financing constraints and factor density.

Keywords: Manufacturing Servitization, Export Product Quality, Technological Innovation, Industrial Transformation

JEL Classification: F14, L15

(责任编辑:赵锐、彭爽)