

服务业对外开放与中国制造业 全球价值链升级

张丽 廖赛男 刘玉海

摘要：服务投入缺乏竞争力是引致中国制造业全球价值链“低端锁定”的关键因素。本文基于 OECD-STRI 评估框架较为全面地测算了中国服务业对外开放程度，然后在此基础上系统考察了服务业开放对中国制造业企业出口国内附加值率的影响效应及其作用机制。研究表明：服务业对外开放显著提高了制造业企业出口国内附加值率，有利于促进企业全球价值链分工地位升级；影响机制检验结果显示，中间品替代效应和成本加成率效应均是服务业对外开放影响制造业企业出口国内附加值率的重要渠道，服务型中间品替代效应的影响程度相对更大；服务业对外开放对加工贸易企业和技术密集型制造企业的促进效应更为明显。

关键词：服务业对外开放；出口国内附加值率；全球价值链升级

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 04-0127-16

引言

在全球价值链分工背景下，出口国内附加值成为判断一国（地区）制造业参与国际贸易真实收益及其竞争优势的重要标准，但是中国制造业出口贸易普遍存在着附加值获取能力较低的问题，并且总体上仍然处于全球价值链的中低端位置。因此，在国内生产成本不断上升和国际市场竞争日趋加剧的背景下，如何提高制造业出口国内附加值以实现产业和出口转型升级，就成为现阶段我国学术界迫切需要研究的重要课题之一。现有文献对于出口国内附加值率影响因素的相关研究，主要是从制造业对外开放的视角（Kee and Tang, 2016^[1]；毛其淋和许家云, 2018^[2]），或者从国内制度环境的视角展开的（李胜旗和毛其淋, 2017^[3]；高翔等, 2018^[4]），而以服务业对外开放为视角的研究仍然非常匮乏。事实上，服务型中间投入作为制造业生产的重要投入之一，在制造业总投入中所占比重近年来是持续上升的，而各国（地区）制造业的出口竞争优势也越来越多地体现为其服务型中间

[收稿日期] 2020-08-20

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目“嵌入全球生产网络对中国企业技术创新能力的影响机制与提升路径研究”（16CJY009）

[作者信息] 张丽：大连外国语大学商学院讲师；廖赛男：南开大学经济学院博士研究生；刘玉海（通讯作者）：南开大学中国区域政策研究中心暨中国区域应用实验室副教授，电子信箱 liuyuhai2449@yeah.net

投入的竞争力。

根据世界投入产出表(WIOD)的测算数据,中国制造业的服务投入强度在2014年仅为40.12%,这不仅远低于同期发达经济体的平均水平,甚至不及巴西和印度等发展中经济体。这意味着服务投入缺乏竞争力已经成为引致中国制造业全球价值链“低端锁定”的关键因素(Bas, 2014)^[5]。理论上来说,服务业对外开放可以增加服务进口贸易和外商直接投资(FDI),因而是当前在贸易冲突的背景下缓解外部压力的基本需要。但更为重要的是,服务业对外开放不仅可以促进国内服务业高质量发展,而且可以通过行业间投入产出关联的“涟漪效应”促进下游制造业转型升级(Beverelli et al., 2017)^[6]。那么,在全球价值链分工的背景下,服务业对外开放究竟能否成为促进中国制造业转型升级的有效工具呢?对这一问题的回答有赖于对服务业开放的出口国内附加值率影响效应进行严谨的实证检验。

一、文献综述

与本文相关的第一类文献是服务业开放影响制造业经济绩效方面的研究。这些文献主要关注服务业开放对国内制造业生产率的影响(张艳等, 2014^[7]; Beverelli et al., 2017),或者关注服务业开放对国内制造业出口规模的影响(Nordås and Rouzet, 2017^[8]; 孙浦阳等, 2018^[9])。如何准确测算服务业对外开放程度是既有文献的重点和难点,这是因为服务业对外开放的限制措施不具有明确的关税性质,而是具有隐蔽性、复杂性以及非转移性等特征。既有文献关于中国服务业对外开放程度的测算可以分为两类:第一类是采用服务业FDI或进口贸易额的“事后间接”指标(张艳等, 2014),这类指标较为客观,但仅片面地考虑了服务贸易的某一种提供方式,而且存在较为严重的联立内生性问题;第二类是采用经济合作与发展组织(OECD)的服务业FDI管制指数(李小帆和马弘, 2019)^[10]或者自己构建的服务业外资参股开放指数(孙浦阳等, 2018)等“事前直接”指标,这类指标虽然较好地回避了由反向因果引致的内生性问题,但是也仅片面地考虑了服务贸易的某一种提供方式^①。

与本文相关的第二类文献是对出口国内附加值的测算及其影响因素的研究。按照所使用的研究数据可以将测算出口国内附加值的文献分为两类:第一类是采用投入产出表从宏观层面上测算各个国家(地区)不同行业的出口国内附加值(Johnson and Noguera, 2012^[11]; Koopman et al., 2014^[12]),这类文献因忽视了企业间的异质性而容易引致加总偏误;第二类是采用中国工业企业数据库和中国海关贸易数据库合并后的样本从微观层面上测算中国企业的出口国内附加值率(Upward et al., 2012^[13]; Kee and Tang, 2016; 张杰等, 2013^[14]),没有将服务增加值与货物增加值区分开来,因而在测算企业的出口国内附加值率时实际上包含了企业进口的服务型中间投入品,这无疑会高估企业的出口国内附加值率。在考虑进口服务型

^①WTO服务贸易总协定根据提供方式将服务贸易分为四种:跨境贸易、境外消费、商业存在(也称为服务业FDI)、生产者自然人流动。2011年,服务业FDI约占服务贸易总量的60%,跨境贸易约占服务贸易总量的30%,其余两种提供方式合计约占服务贸易总量的10%。

中间投入之后, 本文将对企业出口国内附加值率的既有测算方法进行改进。

在第二类文献的基础上, 一些学者开始尝试从 FDI 进入、中间品贸易自由化等对外经济开放视角 (Kee and Tang, 2016; 毛其淋和许家云, 2018), 或者从上游行业垄断、要素市场扭曲等国内制度环境视角 (李胜旗和毛其淋, 2017; 高翔等, 2018), 对中国制造业企业出口国内附加值率的影响因素进行了积极有益的探索。目前, 从服务业对外开放视角考察其对制造业出口国内附加值影响的研究仍十分匮乏。Lee (2018)^[15]、李小帆和马弘 (2019) 都研究了服务业 FDI 管制对制造业出口国内附加值率的影响, 但是这两篇文献的样本都是国家 (地区) — 行业层面数据, 明显忽视了出口企业间的异质性问题; 许和连等 (2017)^[16]探讨了制造业投入服务化对企业出口国内附加值率的影响, 但是制造业投入服务化在一定程度上仅仅是服务业政策管制放松的必然结果, 而且这一变量还存在较为明显的联立内生性问题; 邵朝对等 (2020)^[17]在微观层面上考察了服务业开放与制造业出口国内附加值率的关系, 但是其服务业对外开放的衡量指标仅仅片面地考虑了服务业 FDI 这一种提供方式, 而且还忽视了国内服务型中间投入品替代效应这一重要的影响渠道。

本文的边际贡献主要体现在: 第一, 将服务型中间投入纳入企业出口国内附加值的数理模型, 从理论上推导并分析了服务业开放是如何通过服务型中间品替代效应、制造型中间品替代效应、企业成本加成率效应三条渠道影响制造业企业出口国内附加值的; 第二, 从微观企业层面实证检验了服务业对外开放对制造业出口国内附加值率的影响效应及其作用机制, 不仅丰富和拓展了有关出口国内附加值率影响因素的定量研究, 而且对于评估服务业开放政策的福利效应也有一定的贡献; 第三, 以入世承诺的 5 年过渡期为研究背景, 采用 OECD-STRI 的政策评估框架, 量化评估了中国各服务行业的贸易限制指数, 基于这一评估框架测算所得的服务贸易限制指数, 是一个能够更加全面和准确地衡量中国服务业对外开放程度的“事前直接”指标; 第四, 在测算制造业企业出口国内附加值率时, 除剔除企业进口的制造型中间投入品之外, 考虑并剔除了企业进口的服务型中间投入品, 为准确地识别制造业企业出口国内附加值率的影响因素奠定了坚实基础。

二、理论分析与研究假说

本文首先将服务型中间投入品纳入制造业企业出口国内附加值率的理论模型中, 并推导出了国内服务型中间投入品占比、国内制造型中间投入品占比、制造业企业成本加成率对制造业企业出口国内附加值率的直接影响。然后, 从理论上阐述了服务业对外开放如何通过国内服务型中间投入品占比、国内制造型中间投入品占比、制造业企业成本加成率三条渠道影响制造业企业出口国内附加值率的。

(一) 制造业企业出口国内附加值率的理论模型推导

考虑服务型中间投入品之后的制造业企业生产函数可以表示如下:

$$\begin{aligned} x_k + x_l + x_m + x_s &= 1 \\ Y_{jt} &= A_{jt} K_{jt}^{\alpha_k} L_{jt}^{\alpha_l} M_{jt}^{\alpha_m} S_{jt}^{\alpha_s} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, Y_{ft} 表示企业 f 在时期 t 的总产出, A_{ft} 表示企业生产率, K_{ft} 和 L_{ft} 分别表示企业的资本投入和劳动投入, M_{ft} 和 S_{ft} 分别表示企业使用的制造业中间投入品和服务型中间投入品, x_k 、 x_l 、 x_m 和 x_s 则分别对应着表示以上四种投入要素的产出弹性。假定制造业企业的生产技术是规模报酬不变的, 那么, 制造业中间投入品 (M_{ft}) 是由国内制造业中间投入品 (M_{ft}^D) 和进口制造业中间投入品 (M_{ft}^I) 在常数替代弹性函数下构成的 (Kee and Tang, 2016), 具体如下:

$$M_{ft} = (M_{ft}^{D\frac{\sigma-1}{\sigma}} + M_{ft}^{I\frac{\sigma-1}{\sigma}})^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}; M_{ft}^D = \left[\sum_{v_j=1}^{V_t^D} (m_{v_j}^D)^{\frac{\tau-1}{\tau}} \right]^{\frac{\tau}{\tau-1}}, M_{ft}^I = \left[\sum_{v_j=1}^{V_t^I} (m_{v_j}^I)^{\frac{\tau-1}{\tau}} \right]^{\frac{\tau}{\tau-1}} \quad (2)$$

其中, σ 表示两者之间的替代弹性, 且 $\sigma > 1$ 。无论是国内制造业中间投入品总量 (M_{ft}^D), 还是进口制造业中间投入品总量 (M_{ft}^I), 都是由多个种类的制造业中间投入品复合构成, 其中, V_t^D 和 V_t^I 分别表示国内制造业中间投入品和进口制造业中间投入品的种类数, τ 表示任意两种制造业中间投入品之间的替代弹性。

与制造业中间投入品类似, 服务型中间投入品 (S_{ft}) 是由国内服务型中间投入品 (S_{ft}^D) 和进口服务型中间投入品 (S_{ft}^I) 在常数替代弹性函数下构成的, 具体如下:

$$S_{ft} = (S_{ft}^{D\frac{\delta-1}{\delta}} + S_{ft}^{I\frac{\delta-1}{\delta}})^{\frac{\delta}{\delta-1}}; S_{ft}^D = \left[\sum_{u_j=1}^{U_t^D} (s_{u_j}^D)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, S_{ft}^I = \left[\sum_{u_j=1}^{U_t^I} (s_{u_j}^I)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (3)$$

其中, δ 表示两者间的替代弹性, 且 $\delta > 1$ 。无论是国内服务型中间投入品总量 (S_{ft}^D), 还是进口服务型中间投入品总量 (S_{ft}^I), 都是由多个种类的服务型中间投入品复合构成, 其中, U_t^D 和 U_t^I 分别表示国内服务型中间投入品和进口服务型中间投入品的种类数, ε 表示任意两种服务型中间投入品之间的替代弹性。

假定企业资本投入和劳动投入的平均价格分别为 r_t 和 w_t , 企业使用的制造业中间投入品和服务型中间投入品的平均价格分别为 P_t^M 和 P_t^S , 那么制造业企业的成本函数可以表示如下:

$$C_{ft} = r_t K_{ft} + \omega_t L_{ft} + P_t^M M_{ft} + P_t^S S_{ft} \quad (4)$$

制造业中间投入品的平均价格 (P_t^M) 是由国内制造业中间投入品的平均价格 (P_t^{MD}) 和进口制造业中间投入品的平均价格 (P_t^{MI}) 在常数替代弹性函数下构成的, σ 表示两者之间的替代弹性。服务型中间投入品的平均价格 (P_t^S) 是由国内服务型中间投入品的平均价格 (P_t^{SD}) 和进口服务型中间投入品的平均价格 (P_t^{SI}) 在常数替代弹性函数下构成的, δ 表示两者之间的替代弹性。

$$\text{其中, } P_t^M = [(P_t^{MD})^{1-\sigma} + (P_t^{MI})^{1-\sigma}]^{\frac{1}{1-\sigma}}, P_t^S = [(P_t^{SD})^{1-\delta} + (P_t^{SI})^{1-\delta}]^{\frac{1}{1-\delta}}.$$

根据制造业企业的成本函数和生产函数, 结合企业成本最小化原则, 可以计算得到制造业企业 f 在时期 t 的总成本 (C_{ft}):

$$C_{ft} = \frac{Y_{ft}}{A_{ft}} \left(\frac{r_t}{x_k} \right)^{x_k} \left(\frac{\omega_t}{x_l} \right)^{x_l} \left(\frac{P_t^M}{x_m} \right)^{x_m} \left(\frac{P_t^S}{x_s} \right)^{x_s} \quad (5)$$

进而, 对企业总成本求总产出的偏导, 可以得到制造业企业的边际成本 (MC_{ft}):

$$MC_{f_i} = \frac{\partial C_{f_i}}{\partial Y_{f_i}} = \frac{1}{A_{f_i}} \left(\frac{r_t}{x_k} \right)^{x_k} \left(\frac{\omega_t}{x_l} \right)^{x_l} \left(\frac{P_t^M}{x_m} \right)^{x_m} \left(\frac{P_t^S}{x_s} \right)^{x_s} \quad (6)$$

企业出口国内附加值 (DVA_{f_i}) 等于出口贸易额 (EXP_{f_i}) 减去其中所包含的进口中间投入价值, 此处的进口中间投入品既包括进口制造型中间投入品, 也包括进口服务型中间投入品。企业出口国内附加值率 ($DVAR_{f_i}$) 可以表示如下:

$$DVAR_{f_i} = \frac{DVA_{f_i}}{EXP_{f_i}} = 1 - \frac{P_t^M M_{f_i}^I + P_t^S S_{f_i}^I}{P_{f_i} Y_{f_i}} \quad (7)$$

其中, P_{f_i} 表示制造业企业生产的最终品价格。结合前边得到的制造业企业总成本和边际成本, 可以进一步将企业出口国内附加值率表示如下:

$$DVAR_{f_i} = 1 - \varphi_m \frac{1}{\mu_{f_i}} \left(1 - \frac{P_t^{MD} M_{f_i}^D}{P_t^M M_{f_i}^I} \right) - \varphi_s \frac{1}{\mu_{f_i}} \left(1 - \frac{P_t^{SD} S_{f_i}^D}{P_t^S S_{f_i}^I} \right) \quad (8)$$

其中, $\mu_{f_i} = P_{f_i} / MC_{f_i}$ 表示制造业企业的成本加成率, $\varphi_m = P_t^M M_{f_i}^I / C_{f_i}$ 和 $\varphi_s = P_t^S S_{f_i}^I / C_{f_i}$ 分别表示企业所用的制造型中间投入品的产出弹性和服务型中间投入品的产出弹性。

根据式 (8), 将其对国内服务型中间投入品占全部服务型中间投入品的比例 ($P_t^{SD} S_{f_i}^D / P_t^S S_{f_i}^I$) 求偏导, 可以得到:

$$\frac{\partial DVAR_{f_i}}{\partial (P_t^{SD} S_{f_i}^D / P_t^S S_{f_i}^I)} = \varphi_s \frac{1}{\mu_{f_i}} > 0 \quad (9)$$

其值大于零, 将其对国内制造型中间投入品占全部制造型中间投入品的比例 ($P_t^{MD} M_{f_i}^D / P_t^M M_{f_i}^I$) 求偏导, 可以得到:

$$\frac{\partial DVAR_{f_i}}{\partial (P_t^{MD} M_{f_i}^D / P_t^M M_{f_i}^I)} = \varphi_m \frac{1}{\mu_{f_i}} > 0 \quad (10)$$

其值大于零, 将其对制造业企业成本加成率 (μ_{f_i}) 求偏导, 可以得到:

$$\frac{\partial DVAR_{f_i}}{\partial \mu_{f_i}} = \frac{1}{\mu_{f_i}^2} \left[\varphi_m \left(1 - \frac{P_t^{MD} M_{f_i}^D}{P_t^M M_{f_i}^I} \right) + \varphi_s \left(1 - \frac{P_t^{SD} S_{f_i}^D}{P_t^S S_{f_i}^I} \right) \right] > 0 \quad (11)$$

其值大于零。由此可知, 国内服务型中间投入品占比、国内制造型中间投入品占比、制造业企业成本加成率是影响制造业企业出口附加值率的三条直接渠道。

(二) 服务业对外开放与制造业企业出口国内附加值率

国内服务型中间投入品占比的渠道。一方面, 服务业对外开放可以显著降低外资服务供应商的跨境贸易壁垒, 这有利于制造业企业更方便地从境外直接进口所需的服务型中间投入品, 因而会降低国内服务型中间投入品在全部服务型中间投入品中所占的比例; 另一方面, 服务业 FDI 的大量进入不仅可以直接提高国内服务型中间投入品的种类和质量, 而且还可以与服务型中间投入品的跨境贸易一起, 通过竞争效应和技术溢出两条途径促进国内服务业的快速发展, 这有利于制造业企业在国内即可获得质量较高、价格更低、种类更全面的服务型中间投入品, 因而会提高国内服务型中间投入品在全部服务型中间投入品中所占的比例。总而言之, 服务业开放对国内服务型中间投入品占比的影响最终取决于以上两种作用的相对大小。结合

式(9)的结论,本文提出第一个研究假说。

假说1:通过国内服务型中间投入品占比的渠道,服务业对外开放对制造业企业的出口国内附加值率具有不确定的影响效应。

国内制造型中间投入品占比的渠道。一方面,当服务贸易存在诸多限制时,制造业企业难以通过跨境贸易直接获得高质量的国外服务型中间投入品,其更倾向于通过进口服务密集度高的国外制造型中间投入品来满足对高质量服务的需求。服务业对外开放的逐步推进,有利于制造业企业在国内即可获得高质量的服务型中间投入品,减少国内制造业企业对服务密集度高的国外制造型中间投入品的进口需求。另一方面,服务业对外开放可以为国内制造业中间品生产企业提供高质量、低价格、多种类的服务型中间投入品,这有利于国内制造业中间品生产企业为下游最终品制造业企业提供服务密集度更高的国内制造型中间投入品,促使下游制造业企业使用更多的国内制造型中间投入品替代进口制造型中间投入品。总而言之,服务业对外开放会提高下游制造业企业所使用的国内制造型中间投入品占比。结合式(10)的结论,本文提出第二个研究假说。

假说2:通过国内制造型中间投入品占比的渠道,服务业对外开放对制造业企业的出口国内附加值率产生正向的影响效应。

制造业企业成本加成率的渠道。企业成本加成率可以表示为产品价格与边际成本之比,因此影响产品价格或边际成本的因素都会引起企业成本加成率的变化。首先,已有大量文献论证了服务业开放可以通过“涟漪效应”提高制造业企业生产率并降低其生产的边际成本(Arnold et al., 2016)^[18];其次,还有文献论证了高质量的服务型中间投入也是提高制造业最终产品质量及其产品差异化能力的重要手段(Nordås and Rouzet, 2017),因此服务业对外开放有利于制造业企业制定相对更高的出口产品价格。综上所述,服务业对外开放可以通过提高全要素生产率、降低边际生产成本以及增强产品定价能力等多条途径,来提高制造业企业的成本加成率。结合式(11)的结论,本文提出第三个研究假说。

假说3:通过制造业企业成本加成率的渠道,服务业对外开放对制造业企业的出口国内附加值率具有正向的影响效应。

除以上直接效应之外,企业成本加成率还可能会影响其对国内中间投入品的使用情况。结合式(9)和式(10)可知,在服务业开放对制造业企业出口国内附加值率的影响上,企业成本加成率与国内服务型或制造型中间投入品占比之间存在着相互弱化的影响效应。

综合以上三个研究假说可以发现,服务业对外开放对制造业企业出口国内附加值率的影响,后边两条渠道均是正向效应,而第一条渠道是不确定的。事实上,服务业对外开放扩大之后,制造业企业增加的国外进口服务型中间投入品是非常有限的,这是因为跨境服务贸易的成本要远高于跨境货物贸易的成本,而且很多服务类型需要服务供应方与购买方之间在距离上彼此邻近(Anderson et al., 2014)^[19]。这一结论可以从国内生产总值的构成上得到直接的客观反映,2017年第三产业增加值占到中国国内生产总值的51.6%,而与之不对称的是服务贸易仅占到全部贸

易总额的14.5%，生产性服务贸易所占比重则仅为6.9%。因此，本文推测服务业对外开放总体将有利于提高制造业企业所使用的国内服务型中间投入品占比。总而言之，综合以上三个研究假说，本文提出第四个研究假说。

假说4：服务业对外开放总体上有利于提高制造业企业的出口国内附加值率。

三、计量模型与指标测度

（一）核心指标测度

1. 制造业的服务开放渗透率

（1）服务业对外开放程度的衡量。本文从服务业对外开放的实际政策出发，参考经济合作与发展组织于2014年公布的服务贸易限制指数（STRI）的评估框架，根据《中华人民共和国服务贸易具体承诺减让表》《外商投资产业指导目录》《中国对外经济贸易公告》《对外经济贸易年鉴》《中华人民共和国国务院公报》等一系列与服务业对外开放政策密切相关的文件和资料，以入世承诺的5年过渡期为背景量化评估了2000—2007年中国服务业的对外开放程度。OECD-STRI评估框架可以梳理为服务行业—政策领域—政策条款—具体措施四个层级，其涵盖了22类服务行业的两千多项服务贸易具体措施。

具体而言，在每一类服务行业下均涵盖外资准入限制、自然人流动、其他歧视性措施、竞争壁垒和管制透明度等五个政策领域，在每一个政策领域下分别涉及多种不同的政策条款，在每一种政策条款下则分别对应多项不同的具体措施。需要注意的是，各类服务行业的贸易限制要求不同，因而不同服务行业涵盖的具体措施数量是存在差异的。这充分表明，相比于以往的服务业对外开放程度衡量指标，OECD-STRI评估框架涵盖的服务行业更加宽广、贸易方式更加全面、政策信息更加丰富。因此，基于这一政策评估框架测算所得的服务贸易限制指数是一个能够更加全面和准确地衡量中国服务业对外开放程度的“事前直接”指标。

根据服务行业 k —政策领域 j —政策条款 c —具体措施 i 四个层级的OECD-STRI评估框架， k 类服务行业的服务贸易限制指数（ $STRI_{kt}$ ）的详细测算步骤如下：第一，计算具体措施 i 的服务贸易限制指数，即按照各个政策领域 j 的权重值对具体措施 i 的得分进行加权求和；第二，计算政策条款 c 的服务贸易限制指数，即对这种政策条款 c 对应的所有具体措施 i 进行求和；第三，计算政策领域 j 的服务贸易限制指数，即对这个政策领域 j 涉及的所有政策条款 c 进行求和；第四，计算服务行业 k 的服务贸易限制指数，即对这类服务行业 k 涵盖的五个政策领域 j 进行求和。由此可见， $STRI_{kt}$ 的数值越大则意味着这类服务行业的对外开放程度越低。

（2）服务业开放对制造业企业的渗透率。由于无法得到各制造业企业 f 在不同时期 t 对服务业各类行业 k 的依赖程度，本文借鉴Arnold等（2016）的做法，首先，使用中国投入产出表测算了各个制造业企业 f 所属的二位码行业 j 在不同时期 t 对服务业各类行业 k 的依赖程度（ γ_{jkt} ）；然后，以其为权重对服务业各类行业 k

的对外开放程度 ($STRI_{kt}$) 进行加权计算, 从而得到服务业开放对各个制造业企业 f 所属的二位码行业 j 的渗透率 ($PSTRI_{jt}$), 公式如下:

$$PSTRI_{jt} = \sum_k \gamma_{jkt} \times STRI_{kt} \quad (12)$$

其中, γ_{jkt} 是根据 2002 年 42 个部门的中国投入产出表测算而得, 表示制造业行业 j 及其上游产业使用的来自 k 类服务行业的服务中间投入占其总投入的比例; 由于此时各制造业行业对服务业各类服务的依赖程度 (γ_{jkt}) 是不随时间发生变化的, 因此制造业的服务开放渗透率 ($PSTRI_{jt}$) 衡量的只是样本期间各类服务业行业的对外开放程度, 从而很好地避免了因为不同年份的投入产出系数变化而对估计结果识别可能造成的偏误。

2. 制造业企业出口国内附加值率

既有相关文献在测算企业出口国内附加值率时, 仅考虑了企业进口的制造型中间投入品 (IMP), 而没有剔除企业进口的服务型中间投入品 (ISP)。为此, 本文将在 Upward 等 (2012) 以及 Kee 和 Tang (2016) 的研究的基础上, 对制造业企业出口国内附加值率 ($DVAR_{jt}$) 的测算过程予以改进。具体测算过程如下。

(1) 识别出口企业在各类贸易方式的进口制造型中间品。现有文献均认为加工贸易方式的进口产品可以全部被作为中间投入使用, 然而本文发现加工贸易方式的进口产品中也含有大量的资本品甚至消费品, 因此应当对企业所有贸易方式的进口产品类型进行识别。通过将广义经济分类标准 (BEC) 与中国海关贸易数据库的 HS 产品编码进行关联, 识别出口企业的进口制造型产品究竟属于中间品、资本品还是消费品。本文将完成识别之后的加工贸易方式的中间品进口额和一般贸易方式的中间品进口额分别表示为 $IMP_{jt}^p |_{BEC}$ 和 $IMP_{jt}^o |_{BEC}$ 。

(2) 处理贸易代理商引致的间接进出口问题。首先, 根据 Ahn 等 (2011)^[20] 的做法对中国海关贸易数据库中的贸易代理商进行了识别; 然后, 分别计算各二位码行业 j 通过贸易代理商渠道所进口的制造型中间投入品贸易额占行业总进口中间品额的比重 $imshare_{jt}$, 以及通过贸易代理商渠道所出口的贸易额占行业总出口贸易额的比重 $exshare_{jt}$; 最后, 分别计算加工贸易方式和一般贸易方式经过调整之后的实际中间品进口额 $IMP_{jt}^k |_{BEC}^{adj} = IMP_{jt}^k |_{BEC} / (1 - imshare_{jt})$, 以及一般贸易方式经过调整之后的实际出口贸易额 $EXP_{jt}^o |_{BEC}^{adj} = EXP_{jt}^o / (1 - exshare_{jt})$ 。

(3) 考虑国内原材料含有进口制造型中间品的问题。企业在生产中可能向其他一般进口企业购买原材料, 所使用的国内制造型中间投入也可能包含海外附加值成分, 这些均可能引致企业所使用的国内原材料部分地含有国外产品元素。Koopman 等 (2014) 研究发现, 中国加工贸易企业使用的国内原材料中含有的国外产品份额介于 5% ~ 10% 之间。遵循相关文献的普遍做法 (Kee and Tang, 2016; 毛其淋和许家云, 2018), 本文设定国内原材料含有 5% 的国外产品份额, 据此测算出口企业使用的国内原材料所含有的制造型中间品进口额 δ_{jt}^f 。

(4) 剔除企业进口的服务型中间投入品价值。依据前文理论分析部分的式 (7), 企业出口产品中所蕴含的进口服务型中间投入品附加值比率可以表示为 $\phi_{jt} =$

$P_{jt}^S S_{jt}^I / P_{jt} Y_{jt}$ 。本文将进一步表示为 $\phi_{jt} = (P_{jt}^S S_{jt}^I / EXP_{jt}) \times (EXP_{jt} / P_{jt} Y_{jt})$ ，等号右边的第一项表示企业进口服务型中间品在其出口增加值中的占比，右边第二项表示企业出口强度。由于难以获取企业层面的进口服务型中间品数据，因此本文以行业层面进口服务品增加值占其出口总额的比重替代等号右边的第一项。制造业行业层面的数据来自世界投入产出数据表 (WIOD)。

上述步骤处理之后，再结合企业不同的贸易方式，时期 t 行业 j 企业 f 的出口国内附加值率 ($DVAR_{jt}^k$) 表示如下：

$$DVAR_{jt}^k = \begin{cases} 1 - \frac{IMP_{jt}^P |_{BEC}^{adj} + \delta_{jt}^F}{EXP_{jt}} - \phi_{jt}, k = P \\ 1 - \frac{IMP_{jt}^O |_{BEC}^{adj}}{Y_{jt}} - \frac{\delta_{jt}^F}{EXP_{jt}} - \phi_{jt}, k = O \\ 1 - \frac{IMP_{jt}^P |_{BEC}^{adj} + EXP_{jt}^O |_{BEC}^{adj} \times IMP_{jt}^O |_{BEC}^{adj} / (D_{jt} + EXP_{jt}^O |_{BEC}^{adj}) + \delta_{jt}^F}{EXP_{jt}} - \phi_{jt}, k = M \end{cases} \quad (13)$$

其中， k 表示出口企业的贸易方式， P 、 O 、 M 分别表示纯加工贸易、纯一般贸易、混合贸易； Y_{jt} 表示制造业企业的工业总产值， EXP_{jt} 表示企业的出口贸易额， D_{jt} 表示企业的国内销售额。

(二) 计量模型设定

本文的基准计量方程如下：

$$\ln DVAR_{jt} = \alpha + \beta \ln PSTRI_{jt} + \gamma X + \varphi_f + \mu_t + \theta_j t + \varepsilon_{jt} \quad (14)$$

其中， $\ln DVAR_{jt}$ 表示制造业企业 i 在年份 t 的出口国内附加值率 ($DVAR_{jt}$) 加 1 之后取的对数值，反映企业在全价值链分工背景下参与国际贸易的真实收益及其国际竞争优势。 $\ln PSTRI_{jt}$ 是核心解释变量，表示制造业行业 j 在年份 t 的服务开放渗透率 ($PSTRI_{jt}$) 加 1 之后取的对数值，反映了服务业对外开放通过上下游投入产出关联对制造业行业的渗透程度。本文采用基于 OECD-STRI 评估框架的服务贸易限制指数来衡量中国各服务行业的对外开放程度，其值越大则表明服务业对外开放程度越低，因此预期估计系数 β 是负数。向量 X 表示企业层面和行业层面的系列控制变量。 φ_f 和 μ_t 分别表示企业固定效应和年份固定效应。 ε_{jt} 是随机误差项。此外，考虑到各类服务行业的服务贸易限制指数 $STRI_k$ 具有逐年下降的趋势，如果某些制造业行业对服务型中间投入品的需求较大，同时这些制造业行业因自身发展较快而推动了行业内企业 $DVAR_{jt}$ 呈明显上升趋势，这就可能导致一个虚假的回归结果，即服务业对外开放对制造业企业 $DVAR_{jt}$ 虽然没有产生明显的影响，但估计系数 β 也显著为负，为此本文进一步控制了行业时间趋势 $\theta_j t$ 。

企业层面的控制变量包括：企业规模 (*Scale*)，采用企业全部从业人员年平均人数的对数值衡量；企业年龄 (*Age*)，采用当年年份减去企业开业年份加 1 衡量；企业资本密集度 (*Capital*)，采用经过通胀处理后的固定资产净值年均余额与年均全部从业人数之比的对数值衡量；企业加工贸易占比 (*Sharepro*)，采用企业加工

贸易出口额与其总出口额的比值来衡量。行业层面的控制变量包括：制造业行业的最终品关税 (*TariffFinal*)，计算二位码行业的最终品关税税率（毛其淋和许家云，2018），即 $TariffFinal_{jt} = \sum_{k \in \Theta_{jt}} n_{kt} \tau_{kt} / \sum_{k \in \Theta_{jt}} n_{kt}$ ，其中， n_{kt} 表示最终品 k 在年份 t 的关税数目， τ_{kt} 表示最终品 k 在年份 t 的进口关税税率；制造业行业的中间品关税 (*TariffInput*)，计算制造业二位码行业层面的中间品进口关税税率（Amiti and Konings, 2007）^[21]，即 $TariffInput_{jt} = \sum_{w \in \Theta_{jt}} (\theta_{wt} \times TariffFinal_{wt})$ ，其中， $\theta_{wt} = input_{wt} / \sum_{w \in \Theta_{jt}}$ ， $input_{wt}$ 表示制造业中间品 w 在年份 t 的投入比重，根据 2002 年、2005 年和 2007 年 42 个部门的中国投入产出表计算而得；制造业行业的外资进入程度 (*DRF*)，采用二位码行业层面的外资企业数占该行业全部企业数的比例来衡量（Lu et al., 2015）^[22]。

（三）数据处理说明

本文主要使用了两套微观数据库：第一套是中国工业企业数据库，其涵盖了 2000—2007 年全部国有工业企业以及规模以上的非国有企业，本文根据不同版本的行业分类标准和行政区划代码，分别对企业所属的行业代码和地域代码进行调整，以保证口径一致；第二套是中国海关贸易数据库，记录了 2000—2007 年每个月度企业每种产品进出口贸易的各个月度数据。本文根据研究需要将每个企业的月度数据加总为年度数据，并借鉴 Ahn 等（2011）的做法识别了贸易代理商以及进口来源地为中国的企业样本。本文借鉴 Yu（2015）^[23] 的方法对这两套数据库进行了合并，之后参考 Brandt 等（2012）^[24] 的识别方法对不同年份的样本企业进行跨期匹配，最终构建了 2000—2007 年同时具有两个数据库特征的企业面板数据。此外，本文参考既有文献的做法对异常样本企业进行剔除（Yu, 2015），并根据研究需要剔除了采矿业、烟草制造业、电力燃气及水的生产和供应业等样本数据。

四、基本实证结果及分析

（一）基准回归

表 1 的第（1）列报告了服务业开放影响制造业企业出口国内附加值率的基准回归结果，可以发现核心解释变量 $\ln PSTR1$ 的估计系数是显著为负的，这表明服务业对外开放有利于提高制造业企业的出口国内附加值率，从而初步验证了本文的第 4 个研究假说。具体而言，服务开放渗透率每提高 10 个百分点，可以促使制造业企业出口国内附加值率提高约 4.31%。从企业层面的控制变量来看，企业资本密集度和加工贸易占比均对其出口国内附加值率具有显著的负向影响，这与毛其淋和许家云（2018）的研究结果基本相同。从行业层面的控制变量来看，制造业行业中间品关税的下降和制造业行业外资管制程度的放松均有利于提高其出口国内附加值率，这一结果与 Kee 和 Tang（2016）的研究结论是高度一致的。与之相比，制造业行业最终品关税对企业出口国内附加值率并没有产生显著的影响，但总体而言制造业对外开放仍然有利于促进其出口国内附加值率的提高。

表1 基准回归及稳健性检验

变量	基准回归	服务业 实际 FDI	服务业 进口贸易额	服务业 FDI 管制指数	两阶段最小二乘法 (IV-2SLS)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln PSTR I$	-0.4305 *** (0.0880)					-0.8284 *** (0.0626)
$\ln PSTR I$ 替代指标		0.0303 *** (0.0114)	0.0518 *** (0.0200)	-0.3452 *** (0.0521)		
$PNMR_Brazil$					0.1859 *** (0.0006)	
$K-P LM$ 统计量						3.7e+04 *** [0.0000]
$K-P Ward$ 统计量						9.1e+04 *** {16.38}
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业时间趋势	是	是	是	是	是	是
$Within R^2$	0.2808	0.2805	0.1906	0.2808	—	—
观测值	206 172	206 172	206 172	206 172	206 172	206 172

注：*** 表示 1% 的显著性水平；小括号内数值是回归系数在行业一年份层面聚类的稳健标准误；中括号内数值是统计检验的 p 值；大括号内数值是 Stock-Yogo 弱工具变量检验 10% 水平的临界值；限于篇幅，本文未报告控制变量的估计值，备案。

(二) 稳健性检验

1. 服务贸易限制指数的替代指标

基于 OECD-STRI 的政策评估框架测算所得的服务贸易限制指数，是一个能够更加全面和准确地衡量中国服务业对外开放程度的“事前直接”指标。为了检验服务业对外开放影响的稳健性，本文采用既有相关文献常用的两类衡量指标对其予以替代：第一类是反映服务业对外开放程度的“事后间接”指标（张艳等，2014；Nordås and Rouzet，2017），包括分类服务行业的实际 FDI 和进口贸易额；第二类是 OECD 公布的分类服务行业 FDI 管制指数（Beverelli et al.，2017；李小帆和马弘，2019），因为服务业 FDI 是四种服务贸易提供方式中最重要的一种。回归结果分别报告在表 1 的第（2）—（4）列，可以发现服务业实际 FDI 和进口贸易的提高以及服务业 FDI 管制指数的下降均显著提高了制造业企业出口国内附加值率，但是这两类衡量指标的影响程度均明显小于基准回归结果。这在验证基准回归结果稳健性的同时，也充分表明本文所采用的服务业对外开放衡量指标是全面和准确的。

2. 基于工具变量的两阶段最小二乘估计

本文借鉴 Arnold 等（2016）的思路，利用巴西的非制造业管制指数（NMR）构建其服务开放渗透率（ $PNMR_Brazil$ ），并将其作为中国服务业开放程度的工具变量，然后进行基于工具变量的两阶段最小二乘估计。之所以选择这一工具变量，是因为一国（地区）的服务贸易对外开放政策往往与经济发展进程、市场总体规模以及服务保护特征等方面近似的国家（地区）具有很强的相关性，而这些国家

(地区)的服务业对外开放政策与本国(地区)制造业企业绩效之间则没有直接关系。两阶段最小二乘估计的回归结果报告在表1第(5)列和第(6)列,可以发现工具变量的估计系数显著为正,而且不可识别和弱工具变量检验的结果均拒绝了原假设,这就证实了工具变量与核心解释变量之间是存在相关性的;在采用工具变量控制了内生性问题之后,服务业开放对制造业企业出口国内附加值率的影响效应不但仍然显著为正,而且影响程度还有较为明显的提高,这说明内生性问题使得基准回归估计产生了较为明显的向下偏倚。

(三) 企业异质性分析

1. 企业贸易方式的异质性

基于企业贸易方式异质性的分样本回归结果报告在表2的第(1)–(3)列,可以发现控制全部其他变量之后,核心解释变量的估计系数均显著为负,这表明服务业开放对三种出口贸易方式制造业企业的出口国内附加值率均产生了明显的促进作用。考虑到在分样本回归时,不同子样本之间的系数大小是不能直接进行比较的,同时为了稳健起见,本文进一步以纯一般贸易企业为基准,在全样本回归中引入了纯加工贸易企业虚拟变量与核心解释变量的交互项($Process \times \ln PSTRI$)以及混合贸易企业虚拟变量与核心解释变量的交互项($Mix \times \ln PSTRI$)。回归结果报告在表2的第(4)列,从中可以发现核心解释变量 $\ln PSTRI$ 与以上两个交互项的估计系数均显著为负,而且纯加工贸易企业和混合贸易企业相比纯一般贸易企业而言,在系数大小上确实存在明显差异。总而言之,服务业开放对纯加工贸易企业出口国内附加值率的影响大于混合贸易企业,而对纯一般贸易企业的影响相对最小。

表2 企业异质性分析的回归结果

变量	企业贸易方式的异质性				行业要素密集度的异质性			
	一般贸易 (1)	加工贸易 (2)	混合贸易 (3)	全样本 (4)	劳动密集 (5)	资本密集 (6)	技术密集 (7)	全样本 (8)
$\ln PSTRI$	-0.1442*** (0.0481)	-1.0413*** (0.3106)	-0.7812*** (0.1510)	-0.2387*** (0.0850)	-0.2749 (0.2260)	-0.3278** (0.1624)	-0.5408*** (0.0897)	-0.0745 (0.0592)
$Process \times \ln PSTRI$				-0.5985*** (0.0305)				
$Mix \times \ln PSTRI$				-0.4447*** (0.0189)				
$Cap \times \ln PSTRI$								-0.3168*** (0.0245)
$Tech \times \ln PSTRI$								-0.4679*** (0.0501)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
行业时间	是	是	是	是	是	是	是	是
$Within R^2$	0.1746	0.2296	0.2325	0.3197	0.1475	0.2753	0.2816	0.3814
观测值	110 104	17 383	78 685	206 172	72 350	65 775	68 047	206 172

注:***、**表示1%、5%的显著性水平;括号内数值是回归系数在行业—年份层面聚类的稳健标准误。

2. 行业要素密集度的异质性

要素密集度不同的制造业行业对服务投入的依赖程度存在差异,为此本文将样本企业划分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型三类子样本。基于行业要素密集度异质性的分样本回归结果报告在表2的第(5) — (7)列,可以发现核心解释变量的估计系数仅在劳动密集型企业中是不显著的,而其他两类企业则均显著为负。本文进一步以劳动密集型企业为基准,在全样本回归中引入了资本密集型企业虚拟变量与核心解释变量的交互项 ($Cap \times \ln PSTRI$) 以及技术密集型企业虚拟变量与核心解释变量的交互项 ($Tech \times \ln PSTRI$)。回归结果报告在表2的第(8)列,从中可以发现核心解释变量的估计系数是不显著的,而以上两个交互项的估计系数则均显著为负,这进一步表明服务业开放对劳动密集型企业的出口国内附加值率确实没有产生显著的促进作用,而对资本密集型和技术密集型制造业企业的出口国内附加值率则均产生了明显的促进效应。

五、影响机制检验及分析

本文将国内服务型中间投入品占比、国内制造业中间投入品占比以及制造业企业成本加成率作为中介变量 $MECH_{jt}$,并在基准模型(14)的基础上构建中介效应模型对影响机制进行实证检验。具体而言,当中介变量是国内服务型中间投入品占比 ($DomSer$) 时,因无法获取制造业企业层面的服务中间投入数据,本文使用行业层面的国内服务业增加值占其全部服务业增加值的比例作为其代理变量。当中介变量是国内制造业中间投入品占比 ($DomMan$) 时,本文以企业使用的国内制造业中间投入品与其全部制造业中间投入品的比例对其进行衡量。当中介变量是制造业企业成本加成率 ($Markup$) 时,本文采用 De Loecker 和 Warzynski (2012)^[25] 的方法对其进行测算,即 $Markup_{jt} = \theta_{jt}^L / \alpha_{jt}^L$,其中, θ_{jt}^L 是中间投入品的产出弹性,采用 ACF 方法对企业生产函数估计而得; α_{jt}^L 是中间品支出在总销售收入中的比重,公式如下:

$$MECH_{jt} = \alpha + \beta \ln PSTRI_{jt} + \gamma X + \varphi_f + \mu_t + \theta_j t + \varepsilon_{jt} \quad (15)$$

$$\ln DVAR_{jt} = \alpha + \beta \ln PSTRI_{jt} + \delta MECH_{jt} + \gamma X + \varphi_f + \mu_t + \theta_j t + \varepsilon_{jt} \quad (16)$$

表3报告了影响机制检验的回归结果。其中,第(1)、(3)、(5)列是对模型(15)的回归结果,可以发现核心解释变量 ($\ln PSTRI$) 的估计系数均显著为负,这表明服务业对外开放的逐步深化对以上三个中介变量均产生了显著的促进作用。第(2)、(4)、(6)列是对模型(16)的回归结果,可以发现以上三个中介变量的估计系数均显著为正,这表明三个中介变量均有利于促进制造业企业出口国内附加值率的提升。在分别控制以上三个中介变量之后,核心解释变量的估计系数仍然显著为负,但其绝对值大小相较于表1第(1)列的基准回归结果有所下降,这就表明国内服务型中间投入品替代效应、国内制造业中间投入品替代效应以及制造业企业成本加成率效应均是服务业对外开放影响制造业企业出口国内附加值率的作用渠道。根据计算所得的以上三个效应的相对大小可知,国内服务型中间投入品替代

效应是服务业对外开放影响制造业企业出口国内附加值率的最重要渠道。

企业成本加成率可能会影响其对国内中间投入品的使用情况，因此本文在模型(16)中同时引入了以上三个中介变量以及企业成本加成率与国内中间投入品占比的两个交互项，结果汇报在表3的第(7)列。可以发现，以上三个中介变量的估计系数仍然显著为正，核心解释变量的估计系数也仍然显著为负，且其绝对值大小相比于第(2)、(4)、(6)列的对应数值均有所下降，这就进一步验证了国内服务型中间投入品占比、国内制造型中间投入品占比和制造业企业成本加成率是服务业对外开放影响制造业企业出口国内附加值率的三条作用渠道。此外，企业成本加成率与国内服务型中间投入品占比的交互项($DomSer \times Markup$)的估计系数显著为负，这表明以上两条渠道在对制造业企业出口国内附加值率的影响上存在相互弱化的效应；而企业成本加成率与国内制造型中间投入品占比的交互项的估计系数则不显著，这表明以上两者之间并不存在相互弱化的影响效应。

表3 影响机制检验的回归结果

变量	国内服务型 中间投入占比渠道		国内制造型 中间投入占比渠道		制造业企业 成本加成率渠道		同时考虑三条 渠道
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
$\ln PSTRI$	-2.4445* (1.3667)	-0.2215*** (0.0706)	-0.3517*** (0.0596)	-0.3710*** (0.0584)	-1.1002*** (0.2487)	-0.2728*** (0.0896)	-0.1675*** (0.0629)
$DomSer$		0.2071*** (0.0213)					0.1892*** (0.0242)
$DomMan$				0.6079*** (0.0135)			0.5564*** (0.0174)
$Markup$						0.0048*** (0.0008)	0.0298** (0.0101)
$DomSer \times Markup$							-0.0486*** (0.0079)
$DomMan \times Markup$							-0.0040 (0.0110)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
企业固定	否	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是
行业时间	是	是	是	是	是	是	是
$Within-R^2$	0.9265	0.2832	0.2380	0.3150	0.2371	0.2914	0.4038
观测值	216	206 172	206 172	206 172	206 172	206 172	206 172

注：***、**和*表示1%、5%和10%的显著性水平；括号内数值是回归系数在行业—年份层面聚类的稳健标准误。

六、结论及启示

本文采用2000—2007年中国工业企业数据库与中国海关贸易数据库的合并数据，在测算服务业对外开放程度和企业出口国内附加值率的基础上，系统考察了服务业开放对中国制造业企业出口国内附加值率的影响效应及其作用机制。研究结果显示：服务业对外开放显著提高了中国制造业企业的出口国内附加值率，因而有利

于促进企业全球价值链分工地位的升级,这一结论在考虑指标替换和内生性问题之后仍然非常稳健;影响机制检验表明,服务型中间投入品替代效应、制造业中间投入品替代效应以及制造业企业成本加成率,均是服务业对外开放影响中国制造业企业出口国内附加值率的作用渠道,服务型中间投入品替代效应是最重要的影响渠道;企业异质性分析结果显示,服务业对外开放对加工贸易型制造业企业和技术密集型制造业企业出口国内附加值率的促进作用更为明显。

本文对于在新时期如何有效推动服务业对外开放和贸易企业转型升级均具有重要的政策启示:第一,扩大服务业对外开放力度应该不仅仅局限于放宽服务业外资股权比例的限制以及扩大外资服务机构在我国的业务范围,还应该强调缩减减境内限制措施以及加强与其他国家(地区)在服务业领域的监管合作和资格条件的相互认同等;第二,着重推进专业服务、金融服务等与制造业生产经营活动密切相关的高端服务行业的对外开放,同时应进一步加强知识产权保护等地区制度环境建设,为外资服务供应商进入和国内制造业服务外包提供良好的法制化保障;第三,加强制造业与服务业的深度融合,通过促进上下游更加紧密的经济联系以及高度专业化的协作分工,充分发挥服务业对制造业出口质量和效益的支持作用,进而加快实现制造业出口竞争力提升以及推动中国制造业在参与全球价值链分工中的地位升级。

[参考文献]

- [1] KEE H L, TANG H. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China [J]. *American Economic Review*, 2016, 106 (6): 1402-1436.
- [2] 毛其淋, 许家云. 外资进入影响企业出口国内附加值 [J]. *经济学季刊*, 2018 (4): 1453-1488.
- [3] 李胜旗, 毛其淋. 上游垄断与企业出口国内附加值 [J]. *中国工业经济*, 2017 (3): 101-119.
- [4] 高翔, 刘啟仁, 黄建忠. 要素市场扭曲与出口国内附加值率 [J]. *世界经济*, 2018 (10): 26-50.
- [5] BAS M. Does Services Liberalization Affects Manufacturing Firms' Export Performance? Evidence from India [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2014, 42 (3): 569-589.
- [6] BEVERELLI C, FIORINI M, HOEKMAN B. Services Trade Policy and Manufacturing Productivity [J]. *Journal of International Economics*, 2017, 104 (2): 166-182.
- [7] 张艳, 唐宜红, 周默涵. 服务贸易自由化提高制造业生产率 [J]. *世界经济*, 2014 (11): 51-71.
- [8] NORDÅS H K, ROUZET D. The Impact of Services Trade Restrictiveness on Trade Flows [J]. *The World Economy*, 2017, 40 (6): 1155-1183.
- [9] 孙浦阳, 侯欣裕, 盛斌. 服务业开放、管理效率与企业出口 [J]. *经济研究*, 2018 (7): 136-151.
- [10] 李小帆, 马弘. 服务业 FDI 管制与出口国内增加值 [J]. *世界经济*, 2019 (5): 123-144.
- [11] JOHNSON R C, NOGUERA G. Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added [J]. *Journal of International Economics*, 2012, 86 (2): 224-236.
- [12] KOOPMAN R, WANG Z, WEI S. Tracing Value Added and Double Counting in Gross Exports [J]. *American Economic Review*, 2014, 104 (2): 459-494.
- [13] UPWARD R, WANG Z, ZHENG J. Weighing China's Export Basket: Domestic Content and Technology Intensity [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2012, 41 (2): 527-543.
- [14] 张杰, 陈志远, 刘元春. 中国出口国内附加值的测算与变化 [J]. *经济研究*, 2013 (10): 124-137.
- [15] LEE W. Services Liberalization and GVC Participation: New Evidence for Heterogeneous Effects [R]. World

- Bank Policy Research Working Paper, 2018, 8475.
- [16] 许和连, 成丽红, 孙天阳. 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 [J]. 中国工业经济, 2017 (10): 62-80.
- [17] 邵朝对, 苏丹妮, 李坤望. 服务业开放与出口国内附加值 [J]. 世界经济, 2020 (8): 123-147.
- [18] ARNOLD J M, JAVORCIK B, LIPSCOMB M, et al. Services Reform and Manufacturing Performance [J]. The Economic Journal, 2016, 126 (590): 1-39.
- [19] ANDERSON J, MILOT C, YOTOV V. How Much Does Geography Deflect Service Trade? Canadian Answers [J]. International Economic Review, 2014, 55 (3): 791-818.
- [20] AHN J A, KHANDELWAL K, WEI S. The Role of Intermediaries in Facilitating Trade [J]. Journal of International Economics, 2011, 84 (1): 73-85.
- [21] AMITI M, KONINGS J. Trade Liberalization, Intermediate Inputs and Productivity: Evidence from Indonesia [J]. American Economic Review, 2007, 97 (5): 1611-1638.
- [22] LU Y, YU L. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2015, 7 (4): 221-253.
- [23] YU M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms [J]. The Economic Journal, 2015, 125 (8): 943-988.
- [24] BRANDT L, BIESEBOECK J, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm - level Productivity Growth [J]. Journal of Development Economics, 2012, 97 (2): 339-351.
- [25] DE LOECKER J, WARZYNSKI F. Markups and Firm-level Export Status [J]. American Economic Review, 2012, 102 (6): 2437-2471.

(责任编辑 王 瀛)

How does Services Liberalization Affect Upgrading in Global Value Chains of Chinese Manufacturing Enterprises

ZHANG Li LIAO Sainan LIU Yuhai

Abstract: This paper empirically investigated the impact of services liberalization on the domestic value-added in Chinese manufacturing firms' exports. The results show that the services liberalization has significantly improved the domestic value-added in exports, which is conducive to promote the upgrading of manufacturing firm's position in the global value chains. The mechanism tests show that both of the manufacturing firm's markups and the substitution effect of intermediate goods are influencing channels for services liberalization to affect the domestic value-added in exports, but the substitution effect from domestic service intermediate goods is the most important influencing channel. Further heterogeneity analysis shows that the promotion effect of services liberalization on domestic value-added in exports is more obvious for the processing trading enterprises and technology-intensive manufacturing enterprises.

Keywords: Services Liberalization; Domestic Value-added in Exports; Upgrading in Global Value Chains