

# 中间品贸易自由化与制造业出口国内附加值： 基于价值链延伸的视角

闫志俊 于津平

**摘要：**本文将空间集聚因素纳入 Melitz (2003)、Kee 和 Tang (2016) 的模型，探讨国内价值链延伸视角下中间品贸易自由化对制造业出口国内附加值的影响机制，并利用 2000—2007 年中国微观企业数据进行实证检验。研究表明：中间品贸易自由化能够显著提高企业的出口国内附加值，空间集聚能够强化这一促进作用。分样本检验后发现：空间集聚的强化作用只对一般贸易企业产生显著影响，对混合贸易企业不显著；而对于加工企业而言，贸易自由化对其出口国内附加值不产生直接影响，而是主要通过出口集聚产生间接促进作用。机制分析表明：中间品贸易自由化引致出口集聚和技术溢出，通过降低国内中间品投入的相对成本促使企业将更多生产环节转移至国内，由此延伸国内价值链并进一步提升制造业的出口国内附加值。本研究证实了对外贸易自由化和对内产业集聚化的双循环发展模式是延伸国内价值链、促进制造业全球价值链攀升的有效途径。

**关键词：**出口国内附加值；中间品贸易自由化；空间集聚；国内价值链延伸  
[中图分类号] F741 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2023) 1-0124-18

## 引言

在贸易保护主义抬头、新冠疫情持续蔓延、国际局势不断动荡的逆全球化背景下，以出口导向为主的外贸战略使得中国企业面临越来越多的贸易摩擦，且制造业企业参与全球价值链始终难以摆脱“低端锁定”的尴尬境地。为应对日益严峻的国际形势，我国应加快形成以国内大循环为主体、构建国内国际双循环相互促进的新发展格局，从供需两端畅通国内大循环，更好地利用国内国际两个市场两种资源，助力宏观经济可持续发展。在此背景下，如何借助国际大循环发展国内大循环，通过参与全球价值链延伸国内价值链，提升制造业在全球价值链中的分工地位

[收稿日期] 2022-07-17

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目“数字经济赋能全球价值链韧性提升的理论机制与实现路径研究”(22CJY016)；江苏省社会科学基金创新基地一般项目“后疫情时代全球价值链波动与创新链重构研究”(20JD007)

[作者信息] 闫志俊：南京师范大学商学院讲师；于津平（通讯作者）：南京大学经济学院教授，电子邮箱：yujp@nju.edu.cn

和在全球创新链中的主导能力，是实现经济高质量可持续发展的焦点所在。

目前已有大量文献探讨了全球价值链（GVC）的治理与升级问题，而价值链升级的本质是生产分工向高附加值环节转移并从中获取高利润，因此，不少学者开始聚焦出口国内附加值（DVAR）的研究。现有文献表明，在加入WTO之后，中国制造业的出口DVAR有上升趋势（Koopman et al., 2012<sup>[1]</sup>；张杰等，2013<sup>[2]</sup>）。这主要是由于贸易自由化在扩大进口中间品二元边际的同时，通过技术外溢和研发创新扩大了国内市场的中间品种类，进而提升加工企业的出口DVAR（闫志俊和于津平，2019<sup>[3]</sup>；毛其淋和许家云，2019<sup>[4]</sup>）。而进口中间品对国内中间品生产的外溢效应不仅仅在企业内部产生，更多的还会在区域范围内产生。中国出口企业大量集聚在东部沿海区域，企业之间的上下游关联和生产资源共享从很大程度上会促进中间品进口的外溢效应（邵朝对和苏丹妮，2019）<sup>[5]</sup>，而且集聚的不同方式、不同程度以及不同水平都会改变贸易自由化对制造业出口国内附加值的影响渠道。

从双循环视角来看，中间品贸易自由化促使中国企业迅速融入国际分工体系，并促进国内产业大规模集群的形成，推动制造业在全球价值链和国内价值链体系中的双重嵌套模式。中间品贸易自由化推动的国际大循环在多大程度上促进了国内大循环的形成？国内产业集群的发展是否促进了国内价值链的延伸，进而助力企业摆脱对GVC的依赖从而提高自身的出口DVAR？对于上述问题的回答有助于探索中国制造业出口DVAR的提升机制以及完善国内价值链构建的有效途径。

## 一、文献综述

基于增加值贸易的统计方法推动了学术界对出口国内附加值测算的广泛研究，从基于投入产出表的宏观测算法（Hummels et al., 2001<sup>[6]</sup>；Dean et al., 2011<sup>[7]</sup>；Johnson and Noguera, 2012<sup>[8]</sup>；Koopman et al., 2014<sup>[9]</sup>；王直等，2015<sup>[10]</sup>）到基于企业进出口数据的微观测算法（张杰等，2013；Kee and Tang, 2016<sup>[11]</sup>；高翔等，2018<sup>[12]</sup>），出口DVAR的测度愈加精细化和复杂化。就其影响因素而言，对外开放的贸易政策占主导地位，持续的关税减让显著提升了国内中间品多样性并降低其相对价格，对进口中间品形成了替代，进而提高了加工企业的出口DVAR。毛其淋和许家云（2019）进一步揭示了贸易自由化引致“中间品替代”的缘由，认为中间品关税减让通过降低成本、提高利润，从而激励企业进行研发创新，而最终品关税减让则通过促进竞争效应倒逼企业进行创新，导致国内市场上中间品种类与数量的增加，从而激励下游厂商加大对国内中间品的采购。另外，贸易自由化还通过提高投入品质量推动行业向技能密集型方向转变（魏悦羚和张洪胜，2019）<sup>[13]</sup>，并提高生产效率，从而使得企业有能力承担更多的价值链生产环节，扩大生产范围，促使其向上游环节延伸，以此提升出口国内附加值（张亮等，2022）<sup>[14]</sup>。

外商直接投资（FDI）的引入对出口DVAR的影响机制较为复杂。首先，FDI带来的上游产业链本土化必然导致下游厂商使用更多的国内中间品投入生产活动，对进口中间品形成替代，导致外资企业出口DVAR大幅度提升（张杰等，2013）。其次，FDI有助于提高东道国在GVC中的嵌入程度，产生外溢效应，进而提高本

土企业的生产率水平 (Bas and Strauss, 2015)<sup>[15]</sup>, 但同时也可能导致国内市场的竞争加剧, 造成本土企业生产规模的缩小以及国内中间品产出供给的减少, 进而降低出口国内附加值 (唐宜红和张鹏杨, 2017)<sup>[16]</sup>。最后, 伴随着跨国公司的大量进驻以及 GVC 的深度嵌入, 外资企业始终掌握并控制核心环节, 对国内企业进行技术封锁, 致使东道国的中间品供给行业始终被锁定在低端, 难以实现出口国内附加值的长期可持续提升。由此可见, FDI 对出口 DVAR 的影响方向具有不确定性。

除外贸政策的影响之外, 贸易方式、行业特征和伙伴国的发达程度也是影响出口 DVAR 的重要因素 (Upward et al., 2013)<sup>[17]</sup>。另外, 国内学者还广泛讨论了制造业上游垄断 (李胜旗和毛其淋, 2017)<sup>[18]</sup>、市场分割 (吕越等, 2018)<sup>[19]</sup>、政府补贴 (许家云和徐莹莹, 2019)<sup>[20]</sup>、融资约束 (邵昱琛等, 2017)<sup>[21]</sup>、贸易网络 (吕越和尉亚宁, 2020)<sup>[22]</sup> 以及数字化投入 (张晴和于津平, 2021)<sup>[23]</sup> 等因素对出口 DVAR 的影响。随着新经济地理和全球价值链理论的不交叉拓展, 集聚的外部性对出口国内附加值的影响得到部分学者的关注。邵朝对和苏丹妮 (2019) 研究了产业集聚对中国企业出口 DVAR 的正向促进作用, 通过解构集聚外部性后发现, 包含劳动力蓄水池、中间投入共享、知识技术溢出三个方面的马歇尔外部性和集群商业信用引发的融资外部性通过提高企业成本加成和降低国内中间品相对价格对出口国内附加值产生了显著的正向影响, 而且成本加成效应与中间品替代效应之间存在相互强化的促进作用 (张丽和廖赛男, 2021)<sup>[24]</sup>。显然, 渐进式的对外开放和集群式的发展模式促使国内企业迅速融入全球价值链, 通过统筹两个市场两种资源实现生产要素的优化配置, 进而对制造业出口国内附加值产生积极的影响 (闫志俊和于津平, 2019)。

不难发现, 现有文献已经对制造业出口 DVAR 的影响因素进行了充分的研究, 但依然存在不足之处。本文拟从以下三方面进行拓展: 第一, 从国内价值链延伸视角考察国内外两个市场互动与企业出口国内附加值的的关系, 探讨反映 GVC 参与程度的中间品贸易自由化、表征本地化生产网络的空间集聚与衡量企业贸易利得的出口 DVAR 三者之间的互动关系, 为我国双循环战略的推进提供经验支撑; 第二, 现有文献主要通过实证研究揭示企业出口 DVAR 的演变路径和影响渠道, 本文尝试将全球价值链理论与异质性企业理论相结合, 将集聚因素纳入 Melitz (2003)<sup>[25]</sup> 模型, 构建数理模型揭示背后的作用机制; 第三, 构建企业国内价值链长度指标, 以此检验国内价值链延伸影响出口 DVAR 的理论机制, 为今后的相关研究提供更多的机制检验思路。

## 二、模型与假设

### (一) 基本假设

假设经济由  $N$  个国家组成,  $L_i$  和  $E_i$  分别表示第  $i$  国的劳动力数量 (或者是消费者数量) 和总收入 (或者是消费总支出)。每个国家都有  $H$  个垄断竞争部门, 生产

过程中投入两种要素：劳动力和中间品，假设各国的工资率相等且标准化为1。

### 1. 消费与偏好

假设各国消费者具有相似的偏好，效用函数采用不变替代弹性（CES）函数：

$$U = \sum_{h=1}^H \mu_h \ln \left[ \sum_{\omega \in \Omega_h} q(\omega)^{(\sigma_h-1)/\sigma_h} \right]^{\sigma_h/(\sigma_h-1)} \quad (1)$$

其中， $\sum_{h=1}^H \mu_h = 1$  且  $\sigma_h > 1$ ， $h$  代表部门， $q(\omega)$  是产品  $\omega$  的消费量， $\Omega_h$  是多样化产品集合。 $\mu_h$  表示消费占总支出之比， $\sigma_h$  是产品之间的替代弹性。求解效用最大化可以得到部门  $h$  产品  $\omega$  的需求函数：

$$q(\omega) = p(\omega)^{-\sigma_h} P_h^{\sigma_h-1} \cdot \mu_h E \quad (2)$$

其中， $p(\omega)$  是产品  $\omega$  的价格， $P_h$  是部门层面的价格指数，具体的表达式为：

$\ln P_h = \frac{1}{1-\sigma_h} \cdot \ln \left( \sum_{\omega \in \Omega_h} p(\omega)^{1-\sigma_h} \right)$ 。由（2）式可知，产品  $\omega$  的需求量不仅取决于自身的价格，而且与部门价格指数和消费支出有关。由于本文的理论分析对任意部门  $h$  都是类似的，为简化起见，后文的公式中将删去下标  $h$ 。

### 2. 生产与技术

各国市场上的经营企业具有异质性的生产率，使用劳动力和中间品作为投入要素，生产函数采用柯布—道格拉斯形式：

$$q(\varphi) = \chi \cdot \varphi^L L^{\alpha_L} M^{\alpha_M} \quad (3)$$

其中， $\chi$  为常数项，满足： $\chi = \alpha_L^{-\alpha_L} \alpha_M^{-\alpha_M}$ ， $\alpha_L$  和  $\alpha_M$  分别是劳动力  $L$  和中间品  $M$  的产出弹性，且有  $\alpha_L + \alpha_M < 1$ ， $\varphi$  代表企业的生产率。假设  $w$  和  $P^M$  分别表示劳动力的工资和中间品的价格指数，根据利润最大化可得企业的加成定价：

$$p(\varphi) = \frac{\sigma}{\sigma-1} \cdot c(\varphi, q) = \frac{\sigma}{\sigma-1} \cdot \frac{w^{\alpha_L} (P^M)^{\alpha_M}}{\varphi} \quad (4)$$

其中， $c(\varphi, q)$  表示企业的边际成本， $w^{\alpha_L} (P^M)^{\alpha_M}$  是投入要素组合的单位成本，由要素价格决定。生产率越高的企业，最终品生产的边际成本越低，市场竞争力越强。与 Melitz（2003）一致，本文假设生产率服从外生的帕累托分布。

### 3. 出口成本与企业异质性

假设来自  $i$  国的出口商在进入  $j$  国的市场时，需要克服的出口固定成本为  $f_{ij}^x$ ，运输一单位产品所产生的冰山成本为  $\tau_{ij}^x$ ， $f_{ij}^x$  和  $\tau_{ij}^x$  满足： $f_{ii}^x = 0$  和  $\tau_{ii}^x = 1$ ，即本国企业在国内市场上的销售不会产生额外的出口固定成本和冰山成本， $f_{ij}^x > 0$  和  $\tau_{ij}^x > 1$  则意味着远距离的国际运输和销售需要支付更高的成本。基于加成定价规则，可得生产率为  $\varphi$  的企业从  $i$  国出口到  $j$  国的产品价格为：

$$p_{ij}(\varphi) = \frac{\sigma}{\sigma-1} \cdot \frac{\tau_{ij}^x (P_i^M)^{\alpha_M}}{\varphi} \quad (5)$$

显然，产品的出口价格大于其内销价格，出口市场距离越远，销售价格越高。考虑到集聚所带来的信息外溢，本文参考 Krautheim（2012）<sup>[26]</sup>，将出口固定成本

$f_{ij}^x$  设定为企业数量  $n_{ij}$  的函数:  $f_{ij}^x = (\delta n_{ij})^{-\eta} \bar{f}_{ij}^x$ 。其中,  $\bar{f}_{ij}^x$  是与集聚无关的外生成本因子,  $\delta$  是调整参数且满足  $\delta < 1$ , 这意味着企业之间的信息传递是不完全的, 部分信息会在传递过程中有所流失。 $\eta$  可以视为出口集聚的成本弹性, 为确保有内点解, 假设  $\eta < (\sigma - 1)/\theta$ , 即出口固定成本会随着集聚程度的加深而缓慢下降。

#### 4. 中间品投入

假设中间品  $M$  是一系列国内外中间品种类的投入组合:

$$M = \Psi \cdot \exp\left(\int_0^{z^*} b(z) \ln m^d(z) dz + \int_{z^*}^1 b(z) \ln m^f(z) dz\right) \quad (6)$$

其中,  $\Psi = \exp\left(-\int_0^1 b(z) \ln b(z) dz\right)$ ,  $m^d(z)$  和  $m^f(z)$  分别表示国内中间品和进口中间品的投入量,  $b(z)$  是多样化种类  $z$  的投入份额, 满足  $\int_0^1 b(z) dz = 1$ 。假设  $z$  的

取值范围是  $(0, 1)$ , 将  $z$  按照国内生产的比较优势进行排序,  $z$  越小表示国内生产越具有比较优势,  $z$  越大表示国外生产越具有比较优势。公式 (6) 意味着对于同一中间品种类  $z$ , 国内外采购品是替代关系, 是否进口中间品取决于  $z$  在国际市场和国内市场上的相对价格。假设生产特定种类的中间品  $z$  只需使用劳动力一种生产要素, 在完全竞争假设下, 中间品定价等于其生产成本, 若国内外中间品  $z$  的成本分别为  $c_m^d(z)$  和  $c_m^f(z)$ , 那么, 进口中间品与国内中间品的相对成本为:

$$g(z) = c_m^f(z) / c_m^d(z, z^*) \quad (7)$$

其中,  $g'(z) < 0$ ,  $\lim_{z \rightarrow 0} g(z) > 1$  且  $\lim_{z \rightarrow 1} g(z) < 1$ 。由于  $z$  值越大从国际市场上采购的相对成本越低, 因此  $g(\cdot)$  是关于  $z$  的减函数。 $z^*$  表示企业使用国内中间品和进口中间品的临界种类,  $(0, z^*)$  区间使用国内中间品投入,  $(z^*, 1)$  区间使用进口中间品投入,  $z^*$  值增大可以反映出国内价值链逐步延伸。考虑到进口多样化当中的高质低价中间品具有技术溢出效应, 有利于提高国内中间品供应商的生产率和创新能力 (Goldberg et al., 2010)<sup>[27]</sup>, 本文设定国内中间品的生产成本  $c_m^d(z, z^*)$  是  $z^*$  的增函数, 即满足  $\partial c_m^d(z, z^*) / \partial z^* > 0$  和  $\partial^2 c_m^d(z, z^*) / \partial z^* \partial z > 0$ 。单个企业使用国内中间品和进口中间品的范围 (即  $z^*$  的大小) 取决于  $z$  的国内外生产成本  $c_m^d(z, z^*)$  和  $c_m^f(z)$ 、国内中间品的交易成本  $\kappa(n_{ij})$  和进口中间品的冰山成本  $\tau^m$ 。为实现中间品组合  $M$  的投入成本最小化, 企业使用任一中间品  $z$  的采购成本需满足:  $c_m(z) = \min\{\kappa(n_{ij}) c_m^d(z, z^*), \tau^m c_m^f(z)\}$ 。相应地, 国内中间品种类的采购范围是:

$$D_z = \{z \mid \kappa(n_{ij}) c_m^d(z, z^*) \leq \tau^m c_m^f(z)\} \quad (8)$$

公式 (8) 中国内中间品的交易成本  $\kappa(n_{ij})$  与出口集聚程度  $n_{ij}$  有关, 由于集聚所带来的产业关联效应能够显著降低上下游企业的交易成本, 因此  $\kappa(n_{ij})$  是关于  $n_{ij}$  的减函数, 且满足  $\kappa(n_{ij}) > 1$ 。 $\tau^m$  是进口冰山成本,  $\tau^m - 1$  可以视为中间品进口关税, 显然, 关税减让必然带来  $\tau^m$  的下降。结合 (7) 式可知, 国内外中间品投入的



边界种类  $z^*$  满足:  $g(z^*) = \kappa(n_{ij})/\tau^m$ 。相应地,  $z^* = g^{-1}(\tau^m, \kappa(n_{ij}))$ , 这从一定程度上反映了国内价值链的生产长度。进一步根据成本最小化假设, 可得企业使用的中间品投入组合  $M$  相对应的价格指数:

$$P^M = \exp\left(\int_0^{z^*} b(z) \ln(\kappa(n_{ij}) c_m^d(z)) dz + \int_{z^*}^1 b(z) \ln(\tau^m c_m^f(z)) dz\right) \quad (9)$$

## (二) 均衡求解

生产率为  $\varphi$  的企业从  $i$  国出口到  $j$  国所获得的利润为:

$$\pi_{ij}(\varphi) = A_1 \cdot \left(\frac{\tau_{ij}^x (P_i^M)^{\alpha_M}}{\varphi}\right)^{1-\sigma} \cdot P_j^{\sigma-1} E_j - (\delta n_{ij})^{-\eta} \bar{f}_{ij}^x \quad (10)$$

其中,  $A_1 = \mu \sigma^{-\sigma} (\sigma - 1)^{\sigma-1}$ 。企业的出口利润不仅取决于生产率  $\varphi$ , 同时还与中间品价格指数  $P_i^M$ 、出口市场  $j$  的经济规模  $E_j$  和价格指数  $P_j$ 、市场  $i$  到  $j$  的冰山成本  $\tau_{ij}^x$  和出口固定成本  $\bar{f}_{ij}^x$ 、以及服务于  $j$  国市场的  $i$  国出口企业数量  $n_{ij}$  有关。根据零利润条件, 可以求得从  $i$  国出口到  $j$  国所需跨越的生产率门槛  $\varphi_{ij}^*$ 。在求解  $\varphi_{ij}^*$  之前, 需给出内生变量  $n_{ij}$  的表达式, 参考 Chaney (2008)<sup>[28]</sup> 的做法,  $i$  国到  $j$  国的

出口企业数量与  $i$  国的经济规模成正比<sup>①</sup>, 即  $n_{ij} = L_i \int_{\varphi_{ij}^*}^{\infty} dF(\varphi) = L_i (\varphi_{ij}^*)^{-\theta}$ 。在本文模型中, 出口网络带来的信息外溢有助于降低出口固定成本, 促使更多企业进入出口市场, 使  $n_{ij}$  有所增加, 因此,  $n_{ij}$  和  $\varphi_{ij}^*$  二者的相互影响是一个周而复始的强化过程。因此, 可以求得出出口企业的生产率临界值:

$$(\varphi_{ij}^*)^{\sigma-1-\theta\eta} = A_1^{-1} \cdot L_i^{-\eta} E_j^{-1} (\tau_{ij}^x (P_i^M)^{\alpha_M})^{\sigma-1} P_j^{1-\sigma} \cdot \delta^{-\eta} \bar{f}_{ij}^x \quad (11)$$

上述等式右边包含内生变量  $P_j$ , 因此 (11) 式只能求得  $\varphi_{ij}^*$  的隐式解。需结合价格指数  $P_j$  的表达式, 才能解得出出口企业的临界生产率。总价格指数  $P_j$  为:

$$P_j = \left( \sum_{k=1}^N L_k \int_{\varphi_{kj}^*}^{\infty} \left( \frac{\sigma}{\sigma-1} \cdot \frac{\tau_{kj}^x (P_k^M)^{\alpha_M}}{\varphi} \right)^{1-\sigma} dF(\varphi) \right)^{1/(1-\sigma)} \quad (12)$$

其中,  $\varphi_{kj}^*$  是  $k$  国出口到  $j$  国的生产率临界值,  $P_j$  是出口市场  $j$  的所有产品销售价格的加权均值。结合 (11) 和 (12) 可以得到总价格指数  $P_j$  的解析解<sup>②</sup>, 并进一步求得出出口企业的生产率临界值:

$$\varphi_{ij}^* = A_3 \cdot L_i^{\frac{\eta}{1-\sigma+\theta\eta}} E_j^{-\frac{1}{\theta(1-\eta)}} (\bar{f}_{ij}^x)^{\frac{1}{\sigma-1-\theta\eta}} \left( \frac{\tau_{ij}^x (P_i^M)^{\alpha_M}}{T_j} \right)^{\frac{1-\sigma}{1-\sigma+\theta\eta}} \quad (13)$$

其中,  $A_3 = \left( \frac{\sigma}{\mu} \cdot \frac{\theta \delta^{-\eta}}{\theta - (\sigma - 1)} \right)^{\frac{1}{\theta(1-\eta)}}$ 。给定均衡的生产率临界值, 本文接下来将讨论中间品贸易自由化与国内价值链延伸、企业出口国内附加值之间的关系。

①对于任意国家, 在均衡状态下满足  $E_i = w_i L_i$ , 由于工资标准化为 1, 因此  $E_i = L_i$ 。

②详细结果读者可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

### 三、理论机制与研究假说

#### (一) 中间品贸易自由化与国内价值链延伸

##### 1. 内生化的出口固定成本

本文将出口固定成本内生化为出口集聚的函数，主要是考虑到集聚带来的信息外溢有利于降低企业所面临的出口固定成本，而出口集聚本身会受到贸易自由化的影响，据此本文可以建立出口固定成本与出口可变成本之间的关联。根据公式(13)和 $f_{ij}^x$ 的定义式，可以得到：

$$f_{ij}^x = A_4 \cdot L_i^{\frac{1}{\sigma-1}} E_j^{-\frac{\eta}{1-\eta}} (\bar{f}_{ij}^x)^{\frac{1}{1-\frac{\theta\eta}{\sigma-1}}} \left( \frac{\tau_{ij}^x (P_i^M)^{\alpha_M}}{T_j} \right)^{\frac{1}{\frac{\theta\eta}{\sigma-1}}} \quad (14)$$

其中， $A_4 = \left( \frac{\sigma}{\mu} \cdot \frac{\theta \delta^{-1}}{\theta - (\sigma - 1)} \right)^{\frac{\eta}{1-\eta}}$ 。将(14)式两边取对数并对 $\tau_{ij}^x$ 求微分可得： $\frac{\partial \ln f_{ij}^x}{\partial \ln \tau_{ij}^x} = \frac{1}{1/(\theta\eta) - 1/(\sigma - 1)} > 0$ 。显然， $f_{ij}^x$ 是关于冰山成本 $\tau_{ij}^x$ 的增函数， $f_{ij}^x$ 关于 $\tau_{ij}^x$ 的弹性与参数 $\theta$ 、 $\eta$ 和 $\sigma$ 有关，生产率分布越集中（ $\theta$ 越大），出口集聚的溢出效应越大（ $\eta$ 越接近于1）、产品间的替代程度越低（ $\sigma$ 越小）， $f_{ij}^x$ 关于 $\tau_{ij}^x$ 变化的敏感度越大。

##### 2. 贸易自由化与中间品临界种类

根据前文的基本假设可知，国内外市场供应中间品的临界种类满足：

$$g(z^*) = \kappa(n_{ij})/\tau^m, z^* = g^{-1}(\tau^m, \kappa(n_{ij})) \quad (15)$$

前文假设进口中间品对相关的国内中间品生产具有溢出效应，且集聚形成的产业垂直关联能够节约交易成本，即 $\partial c_m^d(z, z^*)/\partial z^* > 0$ 和 $\partial \kappa(n_{ij})/\partial n_{ij} < 0$ 。因此，国内中间品和进口中间品的临界种类 $z^*$ 受贸易自由化的影响方式较为复杂。图1展示了中间品临界种类 $z^*$ 的形成过程。首先，在未考虑集聚与技术溢出的情况下，虚线 $g(z)$ 是进口中间品的相对成本曲线，且向右下方倾斜，曲线 $g(z)$ 和水平线 $g(\cdot) = \bar{\kappa}/\tau^m$ （ $\bar{\kappa}$ 表示国内交易成本的上限）相交于 $z_0^*$ 。当存在技术溢出时，国内中间品的生产成本会由于国际市场开放而下降，因此进口中间品的相对成本会有所增加，即曲线 $g(z)$ 将上移至 $g(z, z^*)$ ，与水平线 $g(\cdot) = \bar{\kappa}/\tau^m$ 产生新的交点 $z_1^*$ 。当存在集聚的产业关联效应时， $\bar{\kappa}$ 将会减少，直线 $g(\cdot) = \bar{\kappa}/\tau^m$ 将不断下移，与此同时 $z_1^*$ 不断提高。当达到均衡时，直线 $g(\cdot) = \kappa(n_{ij})/\tau^m$ 与曲线 $g(z, z^*)$ 相交于 $z^*$ ，即均衡的中间品临界种类，显然， $z^* > z_1^* > z_0^*$ 。

图2描绘了 $\tau^m$ 下降时中间品临界种类 $z^*$ 的变化路径。其中，贸易自由化之前的国内中间品的相对交易成本用直线 $g(\cdot) = \kappa(n_{ij})/\tau^m$ 表示，相对生产成本用曲线 $g(z, z^*)$ 表示，二者相交于 $z^*$ ，即初始的中间品临界种类。当进口关税下降时（ $\tau^m$ 降低为 $\tau'^m$ ）， $g(\cdot) = \kappa(n_{ij})/\tau^m$ 将上移至 $g(\cdot) = \kappa(n_{ij})/\tau'^m$ ，与曲线 $g(z, z^*)$ 产

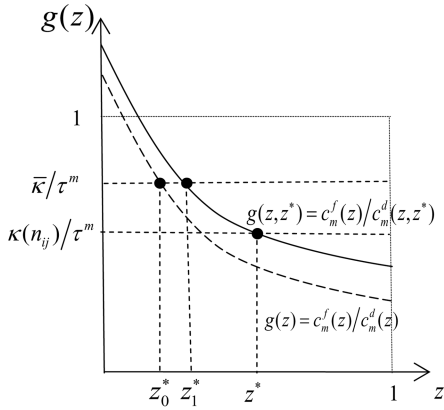


图1 集聚与技术溢出情况下  $z^*$  的形成

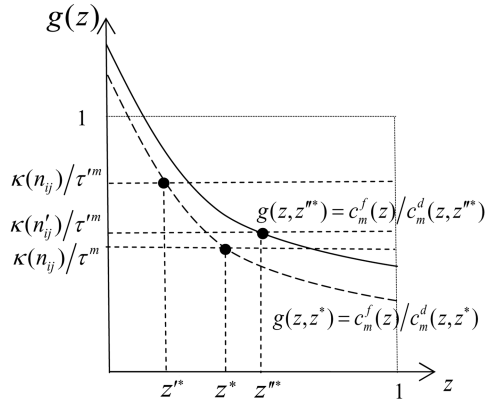


图2 贸易自由背景下  $z^*$  的变化路径

生新的交点  $z'^*$ ，位于  $z^*$  左侧，即关税减让的直接效应是使  $z^*$  左移至  $z'^*$ ，增加了中间品的进口范围。但中间品进口成本降低时，空间集聚和技术溢出会促使国内中间品的生产成本和交易成本下降，因此，曲线  $g(z, z^*)$  将不断上移，而直线  $g(\cdot) = \kappa(n_{ij})/\tau^m$  将不断下移，直至  $g(\cdot) = \kappa(n'_{ij})/\tau^m$  和曲线  $g(z, z^{**})$  在中间品临界种类  $z^{**}$  处相交时达到均衡状态。可以确定的是， $z^{**}$  位于  $z'^*$  的右侧， $z^{**}$  与  $z^*$  的相对位置不能确定，但当出口集聚带来的成本节约效应和技术溢出效应较大时， $z^{**}$  将位于  $z^*$  右侧。因此，当考虑集聚和技术溢出时，同样的生产过程中进口中间品的投入范围将有所减少，国内价值链将有所延伸。

### 3. 贸易自由化与中间品投入成本

将 (9) 式中的  $P^M$  对  $\tau^m$  求微分可得：

$$\frac{\partial \ln P^M}{\partial \ln \tau^m} = \frac{\int_{z^*}^1 b(z) dz + M_1}{1 - M_2} \quad (16)$$

$$\text{其中, } M_1 = \frac{\partial \ln z^*}{\partial \ln \tau^m} \cdot \left[ \int_0^{z^*} b(z) \cdot \frac{\partial \ln c_m^d(z, z^*)}{\partial \ln z^*} dz \right] > 0, M_2 = \frac{(\sigma - 1)\theta \cdot \alpha_M}{1 - \sigma + \theta\eta} \cdot$$

$\frac{\partial \ln \kappa(n_{ij})}{\partial \ln n_{ij}} \cdot \left( \int_0^{z^*} b(z) dz \right) > 0$ <sup>①</sup>。由 (16) 式可知，在传统的异质性企业模型基础上，当考虑出口集聚和技术溢出效应时， $\tau^m$  下降对中间品组合  $M$  的单位投入成本的影响会被放大。具体证明如下：由于  $M_2 < 1$  恒成立， $P^M$  关于  $\tau^m$  的弹性为正， $\partial \ln P^M / \partial \ln \tau^m > 0$ 。若不存在技术溢出，国内中间品的生产成本将与进口中间品的范围无关，即  $\partial \ln c_m^d(z, z^*) / \partial \ln z^* = 0$ ，此时  $M_1 = 0$ 。若不考虑出口集聚的垂直关联效应，国内上下游企业之间的交易成本就不会受到出口企业数量的影响，即  $\kappa(n_{ij}) = \bar{\kappa}$  且  $\partial \ln \kappa(n_{ij}) / \partial \ln n_{ij} = 0$ ，此时  $M_2 = 0$ 。因此， $P^M$  关于  $\tau^m$  的弹性变为：

①根据假设，进口中间品能够产生技术溢出效应，即  $\partial \ln c_m^d(z, z^*) / \partial \ln z^* > 0$ ，因此， $M_1 > 0$  是显而易见的。在  $M_2$  的表达式中，由于  $\partial \ln \kappa(n_{ij}) / \partial \ln n_{ij} < 0$  且  $\eta < (\sigma - 1) / \theta$ ，所以  $M_2 > 0$ 。



$$\lim_{M_1 \rightarrow 0, \kappa(n_{ij}) \rightarrow \bar{\kappa}} \frac{\partial \ln P^M}{\partial \ln \tau^m} = \int_{z^*}^1 b(z) dz > 0 \quad (17)$$

当  $M_1 > 0$  且  $1 > M_2 > 0$  时,  $\frac{\partial \ln P^M}{\partial \ln \tau^m} = \frac{\int_{z^*}^1 b(z) dz + M_1}{1 - M_2} > \int_{z^*}^1 b(z) dz$  成立, 即出口集聚和技术溢出对  $\partial \ln P^M / \partial \ln \tau^m$  具有放大效应。由此可知, 中间品贸易自由化将促进中间品投入成本的下降, 产生空间集聚和技术溢出效应, 因此增加国内中间品使用范围, 有助于延伸国内价值链。

## (二) 出口国内附加值

出口国内附加值是指出口产品当中由国内要素创造的增加值, 将出口中所嵌入的进口原材料和中间品剔除便可得到。构建生产率为  $\varphi$  的出口企业的收入恒等式:

$$x_{ij}(\varphi) = p(\varphi)q(\varphi) = \pi + wL + P^D M^D + P^I M^I \quad (18)$$

企业的总收入包括: 利润  $\pi$ 、工资  $wL$ 、国内中间品投入  $P^D M^D$  和进口中间品投入  $P^I M^I$ 。中间品总投入为:  $P^M M = P^D M^D + P^I M^I$ , 出口 DVAR 可以表示为:

$$dvar = 1 - \frac{P^I M^I}{p(\varphi)q(\varphi)} = 1 - \frac{\sigma - 1}{\sigma} \cdot \alpha_M \cdot \int_{z^*}^1 b(z) dz \quad (19)$$

其中,  $(\sigma - 1)/\sigma$  是成本加成率的倒数,  $\alpha_M$  是中间品的产出弹性,  $\int_{z^*}^1 b(z) dz$  表示中间品进口范围, 反映国外价值链的长度。将 (19) 式两边对  $\tau^m$  求导:

$$\frac{\partial dvar}{\partial \tau^m} = \frac{\partial dvar}{\partial z^*} \cdot \frac{\partial z^*}{\partial \tau^m} = \frac{\sigma - 1}{\sigma} \cdot \alpha_M \cdot b(z^*) \cdot \frac{\partial z^*}{\partial \tau^m} \quad (20)$$

显然,  $\partial dvar / \partial \tau^m$  的符号取决于  $\partial z^* / \partial \tau^m$ , 因此可以提出假说 1: 当考虑空间集聚和技术溢出时, 中间品贸易自由化有助于提升企业出口 DVAR, 空间集聚程度越高, 这一正向效应越明显。

## (三) 不同贸易方式下的加权平均出口国内附加值

### 1. 不同贸易方式下的中间品临界种类 ( $z_p^*$ VS $z_o^*$ )

加工企业和一般贸易企业面临不同的进口关税 ( $\tau_p^m = 1$  而  $\tau_o^m > 1$ , 下标  $p$  和  $o$  分别表示加工贸易和一般贸易), 这意味着两类企业进口中间品的相对成本存在差异, 即  $g(z_p^*) = \kappa(n_{ij})$  和  $g(z_o^*) = \kappa(n_{ij}) / \tau_o^m$ , 显然  $g(z_p^*) > g(z_o^*)$ 。由于函数  $g(\cdot)$  关于  $z$  递减, 因此  $z_o^* > z_p^*$ , 即一般贸易企业的中间品进口范围小于加工企业<sup>①</sup>。

为重新计算一般贸易企业和加工企业出口国内附加值  $dvar_{ij}$  的表达式, 需先求得关于  $P^M$ 、 $n_{ij}$  和  $\varphi_{ij}^*$  在不同贸易方式下的一系列均衡解<sup>②</sup>。由此得到一般贸易企业

①按照图 1 和图 2 的绘制思路, 可以将贸易自由化过程中  $z_o^*$  和  $z_p^*$  的变化规律在图形中展示, 详细结果读者可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

②详细结果读者可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

和加工企业出口所面临的生产率门槛<sup>③</sup>：

$$\begin{cases} \varphi_{ij_o}^* = B_{ij} \cdot (P_{ip}^M)^{\frac{1-\sigma}{1-\sigma+\theta\eta}} \cdot \alpha_M \cdot \left(\frac{P_{io}^M}{P_{ip}^M}\right)^{\alpha_M} \\ \varphi_{ij_p}^* = B_{ij} \cdot (P_{ip}^M)^{\frac{1-\sigma}{1-\sigma+\theta\eta}} \cdot \alpha_M \end{cases} \quad (21)$$

由于  $P_{io}^M > P_{ip}^M$ ,  $\varphi_{ij_o}^*$  必然大于  $\varphi_{ij_p}^*$ , 这意味着免关税政策促使更多低生产率企业通过加工贸易方式进行出口。虽然加工企业可以享受一系列出口优惠政策, 但加工企业在国内市场上的销售行为会受到种种限制。为简化起见, 本文假设高生产率企业会优先选择以一般贸易方式出口, 而低生产率企业则通过加工方式出口。因此, 两类企业的生产率区间分别为  $[\varphi_{ij_p}^*, \varphi_{ij_o}^*)$  和  $[\varphi_{ij_o}^*, +\infty)$ , 且不存在重叠。所有出口企业的均衡生产率分布为:  $\mu(\varphi) = \theta \cdot (\varphi_{ij_p}^*)^\theta \cdot \varphi^{-\theta-1}$ 。一般出口企业和加工出口企业的数量分别为  $n_{ij_o} = L_i \cdot (\varphi_{ij_p}^*)^{-\theta} \cdot (1 - s_{ij_o})$  和  $n_{ij_p} = L_i \cdot (\varphi_{ij_p}^*)^{-\theta} (1 - s_{ij_o})$ , 其中,  $s_{ij_o}$  是一般贸易企业的出口数量占比,  $s_{ij_o}$  的表达式为:

$$s_{ij_o} = \int_{\varphi_{ij_o}^*}^{+\infty} \mu(\varphi) d\varphi = \left(\frac{\varphi_{ij_p}^*}{\varphi_{ij_o}^*}\right)^\theta \quad (22)$$

## 2. 加权出口国内附加值

当面临不同的关税税率, 一般贸易企业和加工企业使用不同范围的进口中间品种类。相应地, 各类企业的出口国内附加值也有所不同:

$$dva r_k = 1 - \frac{\sigma - 1}{\sigma} \cdot \alpha_M \cdot \int_{z_k^*}^1 b(z) dz, \quad k = o, p \quad (23)$$

将 (23) 式两边同时对  $\tau^m$  求微分可得:

$$\frac{\partial dva r_k}{\partial \tau^m} = \left(\frac{\sigma - 1}{\sigma}\right) \alpha_M \cdot b(z_k^*) \cdot \frac{\partial z_k^*}{\partial \tau^m}, \quad k = o, p \quad (24)$$

以不同贸易方式企业的出口数量为权重可以得到制造业加权出口国内附加值:

$$dva r_{ij} = dva r_p \cdot (1 - s_{ij_o}) + dva r_o \cdot s_{ij_o} \quad (25)$$

将  $s_{ij_o}$  写成不同贸易方式下中间品投入的价格指数  $P_{io}^M$  和  $P_{ip}^M$  的函数:  $\ln s_{ij_o} = \theta \alpha_M \cdot \ln(P_{ip}^M / P_{io}^M)$  (其中,  $P_{ip}^M$  和  $P_{io}^M$  的表达式<sup>②</sup>)。而  $P_{ip}^M$  和  $P_{io}^M$  关于  $\tau^m$  的微分方程为:

$$\frac{\partial \ln P_{ip}^M}{\partial \ln \tau^m} = \frac{M_{1p}}{1 - M_{2p}}; \quad \frac{\partial \ln P_{io}^M}{\partial \ln \tau^m} = \frac{\int_{z_o^*}^1 b(z) dz + M_{1o}}{1 - M_{2o}} \quad (26)$$

显然, 公式 (26) 与 (16) 具有同构的形式<sup>②</sup>。由于  $M_{1p} < M_{1o}$  且  $M_{2p} < M_{2o}$ , 可以证明  $\partial \ln P_{ip}^M / \partial \ln \tau^m < \partial \ln P_{io}^M / \partial \ln \tau^m$  成立, 即  $\tau^m$  下降对一般贸易企业的中间品

③公式 (21) 式中,  $B_{ij} = A_3 \cdot L_i \frac{\eta}{1-\sigma+\theta\eta} E_j^{-\frac{1}{\theta(1-\eta)}} C_j^{-\frac{1}{\theta}} \left(\frac{\tau_{ij}^x}{T_j}\right)^{\frac{1-\sigma}{1-\sigma+\theta\eta}}$ 。

②可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

②其中,  $M_{1p}$ 、 $M_{2p}$ 、 $M_{1o}$  和  $M_{2o}$  的具体表达式见附录 A.4, 读者可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

投入的成本节约效应要大于加工企业。这是因为关税减让可以直接降低进口中间品的投入成本，而对国内中间品的投入成本只产生间接作用，而加工企业使用国内中间品的范围较小，因此  $\tau^m$  下降对  $P_{io}^M$  影响更大。计算  $s_{ijo}$  关于  $\tau^m$  的弹性：

$$\frac{\partial \ln s_{ijo}}{\partial \ln \tau^m} = \theta \alpha_M \cdot \left( \frac{M_{1p}}{1 - M_{2p}} - \frac{\int_{z_o^*}^1 b(z) dz + M_{1o}}{1 - M_{2o}} \right) < 0 \quad (27)$$

$\frac{\partial \ln s_{ijo}}{\partial \ln \tau^m} < 0$  意味着  $\tau^m$  下降将导致以一般贸易方式出口的企业比重有所提升，这是因为贸易自由化背景下一般贸易企业的出口门槛下降后，一方面会使新的企业进入出口市场，另一方面会使部分加工出口转变为一般出口。结合 (25) 和 (27) 式，可以求解  $\bar{dva} r_{ij}$  关于  $\tau^m$  的弹性，并将其分解为以下四部分：

$$\begin{aligned} \frac{\partial \bar{dva} r_{ij}}{\partial \tau^m} = & \underbrace{(1 - s_{ijo}) \cdot \frac{\partial dva r_p}{\partial \tau^m}}_{\text{在位加工贸易企业 } dvar \text{ 的变化}} + \underbrace{s_{ijo} \cdot \frac{\partial dva r_o}{\partial \tau^m}}_{\text{在位一般贸易企业 } dvar \text{ 的变化}} + \underbrace{dva r_p \cdot \left( -\frac{\partial \ln s_{ijo}}{\partial \ln \tau^m} \cdot \frac{s_{ijo}}{\tau^m} \right)}_{\text{加工贸易企业的进入退出}} \\ & + \underbrace{dva r_o \cdot \frac{\partial \ln s_{ijo}}{\partial \ln \tau^m} \cdot \frac{s_{ijo}}{\tau^m}}_{\text{加工贸易的转型升级}} \end{aligned} \quad (28)$$

式 (28) 揭示了  $\tau^m$  影响  $\bar{dva} r_{ij}$  的四个途径，式 (28) 右边第一项反映的是当给定  $s_{ijo}$  不变时， $\tau^m$  的微小变化引起加工企业  $dva r_p$  的变化。由于  $(1 - s_{ijo}) \cdot \frac{\partial dva r_p}{\partial \tau^m} < 0$ ，关税减让对  $dva r_p$  的正向影响有助于提升平均出口国内附加值。第二项是给定  $s_{ijo}$  不变时， $\tau^m$  的微小变化引起一般贸易企业  $dva r_o$  的变化。根据式 (24) 可知，当考虑出口集聚和技术溢出效应时，关税减让对  $dva r_o$  的正向影响比较小，因此对  $\bar{dva} r_{ij}$  的提升作用有限。第三项是由加工企业在出口市场上的进入退出而导致的  $\bar{dva} r_{ij}$  变化。根据式 (27) 可知， $dva r_p \cdot \left( -\frac{\partial \ln s_{ijo}}{\partial \ln \tau^m} \cdot \frac{s_{ijo}}{\tau^m} \right) > 0$ ，究其原因，一方面是关税减让降低了加工企业所面临的出口门槛 ( $\varphi_{ip}^*$  下降)，使得更多的企业以加工方式进入出口市场；另一方面则是一般贸易企业的出口门槛降低促使一些加工企业转变为一般贸易企业，由于  $\partial \ln \varphi_{ijo}^* / \partial \ln \tau^m > \partial \ln \varphi_{ip}^* / \partial \ln \tau^m$ ，加工企业的生产率范围 ( $\varphi_{ip}^*, \varphi_{jo}^*$ ) 会变小，出口比重下降，因此有助于提高平均出口 DVAR。第四项是一般贸易企业的进入退出而导致的  $\bar{dva} r_{ij}$  变化。由式 (27) 可知， $dva r_o \cdot \frac{\partial \ln s_{ijo}}{\partial \ln \tau^m} \cdot \frac{s_{ijo}}{\tau^m} < 0$ ，这是因为关税减让扩大了一般贸易企业的生产率范围，提高了一般贸易的出口比重，而  $dva r_o$  通常高于均值，因此有助于提高  $\bar{dva} r_{ij}$ 。综上所述， $\bar{dvar}$  关于  $\tau^m$

是减函数<sup>①</sup>。

因此,本文可以提出假说2:中间品贸易自由化通过国内中间品替代和贸易方式的转型升级,能够优化国内生产要素资源的配置,延伸国内价值链,促进制造业出口国内附加值的提升。

#### 四、数据与方法

##### (一) 计量模型设定

为考察国内价值链延伸视角下中间品贸易自由化对制造业出口国内附加值的影响,本文构建如下计量模型:

$$DVA R_{ft} = \alpha_f + \alpha_t + \alpha_1 FIT_{ft} + \alpha_2 Ag g_n \times FIT_{ft} + \alpha_X X_{ft} + \varepsilon_{ft} \quad (29)$$

其中, $f$ 和 $t$ 分别表示企业和年份, $FIT_{ft}$ 表示单个企业在进口中间品时所面临的加权平均关税税率, $Ag g_n$ 是代表企业所在地区出口集聚程度的虚拟变量。 $Ag g_n \times FIT_{ft}$ 是出口集聚与进口中间品关税率的交叉项。 $X_{ft}$ 是一组企业层面的控制变量,包含企业所有制、企业规模、加工贸易占比、劳动力成本和赫芬达尔指数。 $\alpha_f$ 是个体固定效应, $\alpha_t$ 是不随个体变化的时间固定效应, $\varepsilon_{ft}$ 是随机误差项。

##### (二) 变量选取和说明

###### 1. 被解释变量

本文主要参考 Kee 和 Tang (2016) 测算企业出口 DVAR 的指标,数据来源是 2000—2007 年中国工业企业和海关数据的匹配数据。具体测算公式如下:

$$DVA R_{ft}^k = \begin{cases} 1 - \frac{IMP_{ft}^k + \delta \cdot (Intermediat e_{ft} - IMP_{ft}^k)}{Y_{ft}}, & k = o, p \\ 1 - \frac{IMP_{ft}^o + IMP_{ft}^p \times \left( \frac{EXP_{ft}^o}{Y_{ft} - EXP_{ft}^o} \right) + \delta \cdot (Intermediat e_{ft} - IMP_{ft}^o - IMP_{ft}^p) \times (EXP_{ft} / Y_{ft})}{EXP_{ft}}, & k = m \end{cases} \quad (30)$$

其中, $o$ 、 $p$ 和 $m$ 分别表示一般贸易、加工贸易和混合贸易, $IMP_{ft}^o$ 和 $IMP_{ft}^p$ 分别表示以一般方式和加工方式进口的中间品额, $Intermediat e_{ft}$ 是中间品总投入; $EXP_{ft}^o$ 和 $EXP_{ft}^p$ 表示不同贸易方式下的出口总额; $EXP_{ft}$ 和 $Y_{ft}$ 分别是出口总额及工业总产值; $\delta$ 指国内中间品投入中所包含的国外成分,取值在5%~10%之间<sup>②</sup>。进一步根据张杰等(2013)的方法,利用贸易代理商进口中间品的信息对企业实际使用的进口中间品额进行调整,以解决出口 DVAR 的高估问题<sup>③</sup>。

①本文也可以基于出口金额权重计算加权平均出口国内附加值率,所得结论一致,读者可登录对外经济贸易大学学术刊物网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

②本文将 $\delta$ 取值为5%,计算 DVAR 指标。

③具体修正公式详见闫志俊和于津平(2019)。

## 2. 投入品进口关税税率

借鉴 Yu (2015)<sup>[29]</sup>, 本文采用投入品进口关税税率来衡量中间品贸易自由化, 并测算企业和行业两个维度的投入品进口关税税率, 数据主要来源于 WTO 的 Tariff Download Facility 数据库和海关数据库。具体测算公式如下:

$$FIT_{jt}^w = \sum_{k \in O} \frac{m_{jt-1}^k}{\sum_{k \in M} m_{jt-1}^k} \tau_t^k \quad (31)$$

其中,  $m_{jt-1}^k$  是企业  $f$  第  $t-1$  年对产品  $k$  的进口额,  $M$  是企业所有进口产品的集合,  $O$  表示企业以一般贸易方式进口产品的集合,  $\tau_t^k$  是第  $t$  年产品  $k$  的进口关税税率。通常来讲, 关税税率越高的产品, 其进口额会越低。为避免中间品进口额与关税税率之间的负相关性所导致的加权投入品关税税率被低估的问题, 式 (31) 以产品  $k$  的上一期进口额作为权重计算  $FIT_{jt}$ 。另外, 部分在海关数据库中无进口记录的企业, 其  $FIT_{jt}$  值是缺失的, 为尽可能地减少样本损失, 本文采用行业层面的投入品关税税率作为中间品贸易自由化的另一种衡量指标。具体测算公式如下:

$$\begin{cases} IOT_{jt} = \sum_{k \in J_j} \frac{m_{jt}^k}{\sum_{k \in J_j} m_{jt}^k} \cdot \tau_t^k \\ IIT_{it} = \sum_{j \in J_i} \alpha_{ji} \times IOT_{jt} \end{cases} \quad (32)$$

其中,  $IOT_{jt}$  和  $IIT_{it}$  分别表示行业  $j$  的最终产品关税税率和行业  $i$  的投入品关税税率,  $m_{jt}^k$  表示隶属行业  $j$  的产品  $k$  在第  $t$  年的进口额,  $J_j$  是行业  $j$  所包含的 HS 六位码产品集合。  $\alpha_{ji}$  为投入产出系数,  $J_i$  表示行业  $i$  的投入集合。

## 3. 其他指标的测度

空间集聚指标以特定行政区域内出口企业的数量来度量, 计算公式为:  $Agg\_C_r = \ln(Coun t_r)$ , 其中  $Coun t_r$  表示地区  $r$  出口企业的数量。将该指标从小到大排序, 对位于中位数以上的观测值将  $Ag g_n$  赋值为 1, 表示集聚程度较高; 反之, 将  $Ag g_n$  赋值为 0。控制变量包括: 企业所有制 ( $FOE$ )、企业规模 ( $\ln Scale$ )、加工贸易占比 ( $ProRatio$ )、劳动力成本 ( $\ln Wage$ ) 和赫芬达尔指数 ( $HHI$ )。具体而言: (1) 企业所有制信息从海关数据库中获取, 海关数据统计了八种所有制类型, 本文将“外商独资企业”、“中外合资企业”以及“中外合作企业”归类为外资企业 (即  $FOE = 1$ ), 其他企业归类为非外资企业 (即  $FOE = 0$ ); (2) 企业规模 ( $\ln Scale$ ) 采用制造业企业就业人数的对数值表示; (3) 加工贸易占比 ( $ProRatio$ ) 采用企业加工贸易出口额占其总出口额的比重来衡量; (4) 劳动力成本 ( $\ln Wage$ ) 采用企业从业人员的人均工资对数来表示, 由于工业企业数据库中无直接度量工资的指标, 需要使用其他指标进行测算, 具体公式为: 人均工资 = (本年应付工资总额 + 本年应付福利费总额) / 全部从业人员; (5) 赫芬达尔指数 ( $HHI$ ) 采用行业内企业市场份额的平方和表示。



### (三) 基准回归与机制检验

#### 1. 基准回归分析

表1第(1) — (2)列报告了中间品贸易自由化影响企业出口国内附加值率的基准回归结果。 $FIT_{it}$ 的系数显著为负,而交叉项的估计系数也为负,并通过了15%的显著性检验,说明空间集聚程度较高的地区,中间品贸易自由化对出口国内附加值带来的正向促进作用更大,这从一定程度上验证了本文理论模型的假说1。回归中其他控制变量的估计结果基本与预期相符<sup>①</sup>。

表1 基准回归与异质性分析

变量	总样本		一般贸易企业		加工贸易企业		混合贸易企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$FIT$	-0.080*** (-8.52)	-0.030*** (-2.77)	-0.038*** (-6.25)	-0.029*** (-4.10)	-0.034 (-0.97)	0.098* (1.53)	-0.052*** (-4.08)	-0.061*** (-3.84)
$Agg \times FIT$		-0.025* (-1.62)		-0.020* (-1.48)		-0.182** (-2.42)		0.023 (0.99)
$R^2$	0.147	0.148	0.020	0.020	0.078	0.078	0.168	0.168
N	129 735	129 735	50 177	50 177	24 495	24 495	55 063	55 063

注:括号内为t统计量,\*\*\*, \*\*和\*分别表示1%, 5%和15%的显著性水平。各列回归均已加入控制变量,已控制个体固定效应和时间固定效应,并在企业层面使用聚类标准误,下表同。

#### 2. 异质性分析

本文按照企业贸易方式的不同从总样本中抽离出三类企业:一般贸易企业、加工贸易企业和混合贸易企业。表1第(3) — (8)列依次报告了三个子样本的估计结果,可以看出,中间品进口关税越低,一般企业和混合企业的出口DVAR越高。在加入 $Agg \times FIT$ 的交叉项之后,第(4)列和第(8)列 $FIT$ 的估计系数依然显著为负,但交叉项的估计系数却不尽相同,其中一般企业子样本的交叉项系数在15%的水平上显著为负,表明出口集聚度越高的地区,中间品关税减让对一般企业出口DVAR的促进作用越大,而混合企业子样本的交叉项系数不显著。第(5) — (6)列结果显示,中间品关税减让对加工企业的出口DVAR没有产生直接影响,而是通过空间集聚效应产生了间接的促进作用<sup>②</sup>。

#### 3. 稳健性检验

在基准回归中,将 $\delta$ 赋值为5%来测算DVAR,但 $\delta$ 的取值会随着企业所属行业的不同而存在一些差异,并非固定值。因此本文将 $\delta$ 赋值为10%以获取DVAR的第一个替代指标。第二个替代指标则是考虑贸易中间商的间接进口问题,通过调整

<sup>①</sup>限于篇幅,本文未将控制变量的回归结果展示,具体结果可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

<sup>②</sup>值得说明的是,本文加工贸易企业的划分是以出口贸易方式为准,而非进口贸易方式,部分加工企业依然会以一般贸易方式进口原材料和中间品。根据样本数据的统计可知,在所有的加工企业中,以一般贸易方式进口中间品金额不为零的企业约占23.4%,因此加工企业的中间品进口关税税率指标 $FIT$ 并不全为零。

单个企业进口中间品的实际金额来重新测算 DVAR。表 2 第 (1) — (2) 列依次给出了 DVAR 两个替代指标作为因变量的估计结果，与表 1 的回归结果保持一致，这意味着本文的核心结论并不随 DVAR 测算方法的调整而改变。另外，本文的核心解释变量是企业层面的投入品加权进口关税率  $FIT$ ，进一步地，本文还参照式 (32) 计算行业层面的投入品关税税率  $IIT$  作为  $FIT$  的替代指标进行回归，结果见表 2 第 (3) 列，显然，投入品关税减让对企业出口 DVAR 的提升具有显著的促进作用，空间集聚对中间品贸易自由化与出口 DVAR 二者之间的关系具有正向调节效应。

为解决内生性问题，本文将 2000—2007 年期间企业中间品加权关税率的变化幅度  $\Delta FIT$  作为因变量，对 2000 年企业层面的各项指标做横截面回归，估计结果如表 2 第 (4) 列所示。可以看出，DVAR 变量的估计系数不在 15% 的水平上显著，这可以从一定程度上排除  $FIT$  与 DVAR 存在的反向因果关系，可见本文的基准实证回归不存在严重的内生性问题。但为稳健起见，本文依然选取工具变量（滞后一期的  $FIT$ ）进行 2SLS 回归，结果见表 2 第 (5) 列，可以看出，在使用工具变量控制内生性后，基准回归结果依然稳健。

表 2 稳健性检验和机制检验

变量	稳健性检验			内生性检验		机制检验		
	$\delta = 10$	$DVAR_{adj}$	$IIT$	$\Delta FIT$	2SLS	DVAR	PL	DVAR
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$FIT$	-0.028 *** (-2.58)	-0.035 *** (-2.64)			-0.196 *** (-6.91)	-0.030 *** (-2.77)	-0.592 *** (-9.45)	-0.031 * (-1.86)
$Agg \times FIT$	-0.025 * (-1.59)	-0.029 * (-1.54)			-0.062 *** (-2.79)	-0.025 * (-1.62)	-0.217 * (-1.70)	-0.022 (-0.60)
$IIT$			-0.026 ** (-2.37)					
$Agg \times IIT$			-0.014 * (-1.54)					
DVAR				0.014 -1.18				
PL								0.004 ** (2.04)
R <sup>2</sup>	0.148	0.168	0.155	0.006	0.3921	0.148	0.015	0.146
N	129 735	129 735	219 482	3 206	65 292	129 735	70 823	70 823

#### 4. 机制检验：国内价值链延伸效应

根据理论模型的假说 2 可知，中间品贸易自由化可以促进国内中间品二元边际的增长，延伸国内价值链长度，提升出口 DVAR。接下来，本文将选取企业层面的国内价值链长度 ( $PL$ ) 为中介变量，构建中介效应模型进一步揭示制造业出口国内附加值的提升机制。中介变量  $PL$  的测度主要借鉴 Chor et al. (2021)<sup>[30]</sup>，将行业维度的上下游度指数对到企业进出口数据中，测算企业生产长度，具体步骤如下：(1) 在对外经贸大学全球价值链研究院官网下载基于 WIOD2016 测算的 56 个

部门上游度指数，通过与 ISIC4.0 两位码和 ISIC3.0 四位码的对应表，将上游度指数对接到海关 HS 六位码层面；(2) 依据海关数据库中各企业进出口产品的金额为权重计算企业进出口的加权平均上游度；(3) 企业的生产长度 = 进口上游度 - 出口上游度，该值越大，说明企业在国内市场的生产阶段数越长。

表 2 第 (6) — (8) 列汇报了相应的估计结果。其中，第 (7) 列表明，中间品关税减让有助于延长制造业企业的生产阶段数，促进国内价值链的延伸，而  $Agg \times FIT$  的交互项系数在 15% 的水平上显著为负，说明空间集聚能够强化中间品贸易自由化的国内价值链延伸效应。第 (8) 列显示，中介变量的估计系数显著为正，说明企业生产阶段数的增加能够显著提升企业出口 DVAR，这主要是由于企业进口中间品的上游度在提高，出口产品的上游度在下降，参与 GVC 的生产环节部分转移至国内，由此增加了出口产品中的国内增加值比例。另外，在加入中介变量之后， $FIT$  和  $Agg \times FIT$  的系数显著度大幅下降，表明国内价值链延伸是贸易自由化背景下制造业企业出口 DVAR 提升的重要渠道。

## 五、结论与政策含义

中国企业在深度参与全球价值链的同时也促进了国内价值链的发展，探索企业出口 DVAR 提升的本地化路径成为中国制造业在双循环模式中攀升 GVC 的关键。本文将集聚因素纳入异质性企业理论框架，构建数理模型探讨国内价值链延伸视角下中间品贸易自由化对制造业出口 DVAR 的影响，并利用微观企业数据进行相应的实证检验。理论研究发现：中间品贸易自由化引致的出口集聚和技术溢出效应，可以降低国内中间品投入的相对成本，促使国内中间品使用范围增加及国内价值链延伸，以此提升制造业出口国内附加值。实证检验表明：中间品贸易自由化能够显著提高企业的出口国内附加值，出口企业的空间集聚能够强化这一促进作用，采用多种方式进行稳健性检验后结论依然保持不变。按照不同贸易方式进行分样本检验后发现，空间集聚的强化作用只对一般贸易企业产生显著影响，对混合贸易企业不显著；而对于加工企业，中间品贸易自由化对其出口 DVAR 不产生直接影响，而是通过出口集聚产生间接促进作用。进一步的机制检验表明，贸易自由化有助于延伸国内价值链长度，使得企业将更多生产环节转移至国内市场，而这成为出口 DVAR 增长的重要途径。

本文研究证实了在国内国外两个市场互动情形下，国内价值链延伸可以作为制造业出口 DVAR 提升的有效路径，验证了双循环战略在 GVC 升级中的可行性，这对于中国构筑新型开放格局和实现高质量发展提供了一定的政策含义。首先，在逆全球化背景下，打破价值链“低端锁定”的关键是发展高新技术产业，将价值链高端环节和创新链环节转移至国内，而这就需要国内市场中形成高端产业集群，促使制造业企业以“双重嵌入”的模式同时参与全球价值链和国内价值链，形成双循环的良性互动局面。其次，在重塑全球生产体系的过程中，从发达国家引进高新技术、在本土市场培育自主创新能力、向发展中国家输出产能的基本导向不变，因此仍需积极地推进贸易自由化政策、加速区域一体化的谈判进程，巩固中国在与发

达国家和发展中国家的“共轭环流经济圈”中的枢纽地位。最后,在实现中国制造业持续攀升GVC的同时,促进GVC的稳定柔韧也是重塑全球生产分工体系的重要目标之一,因此在培育本土跨国企业,布局全球生产链的同时,也需构筑完整的国内价值链和创新链,持续增强本土企业创造附加值和对抗风险的能力,为双循环战略的有效实施提供助力。

### [参考文献]

- [1] KOOPMAN R, WANG Z, WEI S J. Estimating Domestic Content in Exports When Processing Trade is Pervasive [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 99 (1): 178-189.
- [2] 张杰, 陈志远, 刘元春. 中国出口国内附加值的测算与变化机制 [J]. *经济研究*, 2013 (10): 124-137.
- [3] 闫志俊, 于津平. 出口企业的空间集聚如何影响出口国内附加值 [J]. *世界经济*, 2019 (5): 74-98.
- [4] 毛其淋, 许家云. 贸易自由化与中国企业出口的国内附加值 [J]. *世界经济*, 2019 (1): 3-25.
- [5] 邵朝对, 苏丹妮. 产业集聚与企业出口国内附加值: GVC 升级的本地化路径 [J]. *管理世界*, 2019 (8): 9-29.
- [6] HUMMELS D, ISHII J, YI K M. The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2001, 54 (1): 75-96.
- [7] DEAN J M, FUNG K C, WANG Z. Measuring Vertical Specialization: the Case of China [J]. *Review of International Economics*, 2011, 19 (4): 609-625.
- [8] 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.
- [9] KOOPMAN R, WANG Z, WEI S J. Tracing Value Added and Double Counting in Gross Exports [J]. *American Economic Review*, 2014, 104 (2): 459-494.
- [10] 王直, 魏尚进, 祝坤福. 总贸易核算法: 官方贸易统计与全球价值链的度量 [J]. *中国社会科学*, 2015 (9): 108-129.
- [11] 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.
- [12] 高翔, 刘啟仁, 黄建忠. 要素市场扭曲与中国企业出口国内附加值率: 事实与机制 [J]. *世界经济*, 2018 (10): 26-50.
- [13] 魏悦羚, 张洪胜. 进口自由化会提升中国出口国内增加值率吗——基于总出口核算框架的重新估计 [J]. *中国工业经济*, 2019 (3): 24-42.
- [14] 张亮, 邱斌, 孙少勤. 中间品贸易自由化、全球价值链与出口国内增加值率 [J]. *国际经贸探索*, 2022 (6): 4-26.
- [15] BAS M, STRAUSS K V. Input Trade Liberalization, Export Prices and Quality Upgrading [J]. *Journal of International Economics*, 2015, 95 (2): 250-262.
- [16] 唐宜红, 张鹏杨. FID、全球价值链嵌入与出口国内附加值 [J]. *统计研究*, 2017 (4): 36-49.
- [17] UPWARD R, WANG Z, ZHENG J. Weighting China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2013, 41 (2): 527-543.
- [18] 李胜旗, 毛其淋. 制造业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.
- [19] 吕越, 盛斌, 吕云龙. 中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗 [J]. *中国工业经济*, 2018 (5): 5-23.
- [20] 许家云, 徐莹莹. 政府补贴是否影响了企业全球价值链升级? ——基于出口国内附加值的视角 [J]. *财经研究*, 2019 (9): 17-29.
- [21] 邵昱琛, 熊琴, 马野青. 地区金融发展、融资约束与企业出口的国内附加值率 [J]. *国际贸易问题*, 2017 (9): 154-164.
- [22] 吕越, 尉亚宁. 全球价值链下的企业贸易网络和出口国内附加值 [J]. *世界经济*, 2020 (12): 51-75.

- [23] 张晴, 于津平. 制造业投入数字化与全球价值链中高端跃升——基于投入来源差异的再检验 [J]. 财经研究, 2021 (9): 93-107.
- [24] 张丽, 廖赛男. 地方产业集群与企业出口国内附加值 [J]. 经济学动态, 2021 (4): 88-106.
- [25] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocation and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [26] KRAUTHEIM S. Heterogeneous Firms, Exporter Networks and the Effect of Distance on International Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2012, 87 (1): 27-35.
- [27] GOLDBERG P K, KHANDELWAL A K, PAVCNIK N, et al. Imported Intermediate Inputs and Domestic Product Growth: Evidence from India [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2010, 125 (4): 1727-1767.
- [28] CHANEY T. Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margin of International Trade [J]. *American Economic Review*, 2008, 98 (4): 1707-1721.
- [29] YU M J. Processing Trade, Tariff Reduction and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms [J]. *Economic Journal*, 2015, 125 (585): 943-988.
- [30] CHOR D, MANOVA K, Yu Z. Growing Like China: Firm Performance and Global Production Line Position [J]. *Journal of International Economics*, 2021, 130: 103445.

## Intermediate Trade Liberalization and Domestic Value-added in Manufacturing Exports:

### From the Perspective of Domestic Value Chain Extension

YAN Zhijun YU Jinping

**Abstract:** This paper constructs a theoretical model by introducing agglomeration into Melitz (2003) and Kee & Tang (2016) to explore the impact and mechanism of intermediate trade liberalization on domestic value-added in manufacturing exports from the perspective of domestic value chain (DVC) extension. Based on theoretical hypothesis in this paper, we use Chinese manufacturing micro-enterprise data during 2000-2007 to make empirical analysis and find: intermediate trade liberalization makes an increase in exporters' domestic value added, which is strengthened by spatial agglomeration. Sub-sample test shows that the moderating effect of spatial agglomeration is more pronounced to general exporters, rather than mixed trade enterprises. For processing exporters, trade liberalization does not take direct effect on exporting domestic value added, while mainly promotes their domestic value added through export agglomeration indirectly. The mechanism analysis shows that intermediate trade liberalization leads to export agglomeration and technology spillover through the way of reducing the relative cost of domestic inputs and encourage firms to put more production stages domestically, thus the extension of DVC acts as a channel to increase exporters' domestic value added. This research proves that dual-circulation development pattern promoted by trade liberalization and industry agglomeration is a feasible path to help manufacturing firms extending DVC and achieve climbing up in GVC.

**Keywords:** Domestic Value-added in Exports; Intermediate Trade Liberalization; Spatial Agglomeration; Extension of Domestic Value Chains

(责任编辑 白光)