

分歧再探：进口自由化压低了 中国制造业出口国内增加值率吗

李 洲 马野青

摘要：本文基于 OECD 投入产出表测算获得 1995—2011 年中国加工制造业、非加工制造业和整体制造业的双边行业出口国内增加值率（DVAR），采用数据对比、半参数模型和参数模型对进口自由化如何影响中国制造业 DVAR 的分歧进行再探究。结果表明：进口自由化会通过替代效应和竞争效应分别压低和拉升中国加工（非加工）制造业部门 DVAR，因替代效应强于竞争效应，两种效应叠加后，中国加工（非加工）制造业部门 DVAR 下降；进口自由化的结构效应会提升 DVAR 更高的非加工制造业部门在整个中国制造业出口中的比重，该效应逆转了加工（非加工）制造业部门 DVAR 下降对整体制造业 DVAR 的负向影响，最终使得中国整体制造业 DVAR 提升。在“逆全球化”兴起的国际背景下，本文的研究肯定了中国继续推进进口自由化政策的方向，并强调搭配产业结构调整促进政策和非关税改革政策能让进口自由化对中国整体制造业 DVAR 提升的效果得到加强。

关键词：进口自由化；关税；全球价值链；国内增加值率；非关税改革

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 08-0085-19

一、引言与文献综述

回溯过去的 30 年，中国的进口自由化进程大体可以分为两个主要阶段。第一个阶段是 1993—1997 年的“入世”准备阶段，中国用了 5 年时间将总体进口关税由 1992 年的 42.9% 降至 1997 年的 17.6%；第二个阶段是中国加入 WTO 后，为了兑现“入世”承诺，中国用时 4 年又将整体关税水平从 2001 年的 15.9% 降至 2006 年初的 9.7%。此后的 2006—2018 年，总体上中国的货物进口关税再无大的变动。然而，随着 2018 年中美贸易摩擦的加剧，中国关税的相对稳定状态开始再次发生

[收稿日期] 2021-01-07

[基金项目] 国家自然科学基金项目“基于要素交换与要素创造的大国贸易利益分配：逻辑、动力与测度研究”（72073062）；国家社会科学基金项目“‘一带一路’倡议下我国企业集群式投资战略与全球价值链重构研究”（18BGL021）

[作者信息] 李洲：南京大学经济学院博士研究生；马野青（通讯作者）：南京大学经济学院教授、南京大学中国与世界经济研究中心主任，电子邮箱 mayq@nju.edu.cn

改变。2018年后中国开始加速迈向全面进口自由化,参与签署RCEP以促成进口关税的进一步下降。然而,降低关税形式的进口自由化也给中国的政府部门和企业带来了隐忧,即低关税下,国外产品的涌入是否会造成中国制造业在全球价值链上的“低端锁定”?此前,就有一些学者(Eaton and Kortum, 2001^[1]; Felice and Tajoli, 2015^[2])曾指出,国外中间品的引入会降低本国企业的研发创新动力,造成进口国的产业被“低端锁定”。

在研究“低端锁定”问题时,学者们常会比较各国单位商品出口中完全由本国生产的增加值含量,即出口国内增加值率(Domestic Value Added Ratio, DVAR)。尤其在制造业领域,DVAR更高的国家通常在全球价值链中的分工获益能力更强^①,被“低端锁定”的概率也更低。为了研究进口自由化是否影响了中国制造业的DVAR,近年一些国内外学者(Kee and Tang, 2016^[3]; Johnson and Noguera, 2017^[4]; 毛其淋和许家云, 2017^[5]; Aichele and Heiland, 2018^[6]; 魏悦玲和张洪胜, 2019^[7])开始直接就进口自由化与中国制造业DVAR的关联性展开研究。但在少量现存文献中,学者们的观点却出现了明显的分歧,一部分学者认为进口自由化提升了中国制造业DVAR,而另一部分学者认为进口自由化降低了中国制造业DVAR。根据学者们在研究中所用数据的差异,本文将现存的文献划分为两类:一类基于中国工业企业数据(China Industrial Firm Data,下文简称CIFD)和中国海关贸易数据(China Customs Trade Statistics,下文简称CCTS),运用Upward等(2013)^[8]、Koopman等(2012)^[9]和张杰等(2013)^[10]等提出的微观数据库匹配计算方法计算中国出口企业的DVAR,从微观视角研究进口自由化与中国制造业DVAR之间的关联性,如:Kee和Tang(2016)构建了进口自由化与制造业企业DVAR间的微观理论模型,并验证了中国的进口关税与企业DVAR间存在负向关联;毛其淋和许家云(2017)在Kee和Tang(2016)研究的基础上,进一步对进口自由化与企业出口DVAR间的传导机制展开研究,并指出中国的关税下降导致了企业DVAR的上升。另一类基于投入产出数据,运用Johnson等(2012)^[11]、Koopman等(2014)^[12]和Wang等(2013)^[13]等在Hummels等(2001)^[14]垂直专业化理论上开发出的投入产出分解方法计算国家行业层的DVAR,从中观和宏观视角研究进口自由化对中国制造业DVAR的影响,如:Johnson和Noguera(2017)基于OECD投入产出表和IDE-JETRO Asian投入产出表研究发现,1970—2009年中国总体出口国内增加值率下降了16%,制造业出口国内增加值率下降了19%,并证明了自由贸易协定的签订会导致DVAR的显著降低;Aichele和Heiland(2018)基于WIOD数据计算了中国的行业DVAR并在计算结果上研究发现,2000—2007年中国的DVAR总体上下降了约9%,其中有4%的DVAR下降是由关

①反之不一定,全球价值链上的分工获益能力除了体现在出口增加值率上,还体现在出口增加值获取量上。

税降低导致的^①。在同一个问题上，为什么学者们的研究会出现完全相反的研究结论？进口自由化真的压低了中国制造业的DVAR吗？

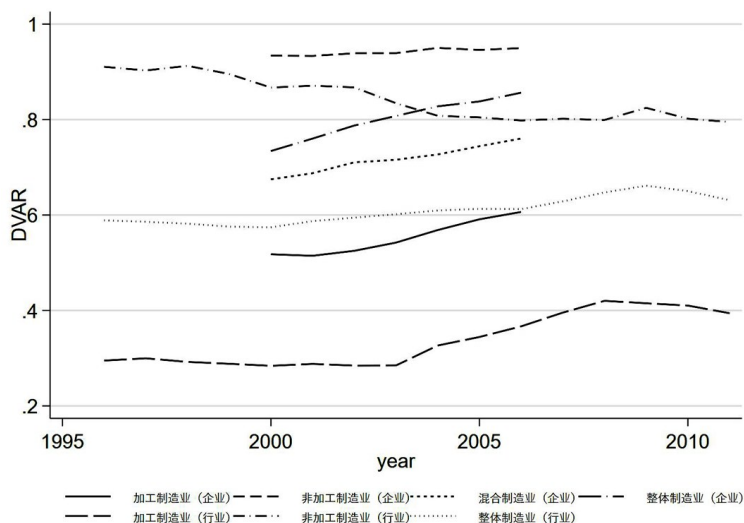


图1 企业DVAR均值和双边行业DVAR均值的测算结果比对

数据来源：作者计算。

为了找出学者们产生分歧的原因，本文首先对此前学者们使用的中国微观企业数据和中宏观全球投入产出数据进行了详细比对。借鉴张杰等（2013）的方法，本文按照企业名称对2000—2006年的CIFD和CCTS数据进行匹配并计算出中国制造业企业的DVAR。将中国制造业企业DVAR同本文基于OECD投入产出表计算出的中国制造业双边行业DVAR进行比对后，本文发现此前学者们产生分歧的原因可能主要源自数据。图1中是2000—2006年中国制造业企业DVAR同1996—2011年中国制造业双边行业DVAR的均值比对情况。从图1可以看出，基于不同数据计算出的中国制造业DVAR在数值和趋势上的差异都非常显著。在比较中国微观企业数据和OECD投入产出数据的统计方式后，本文认为利用匹配后的微观企业数据库计算获得的中国制造业企业DVAR虽然可以用于研究匹配成功的目标企业群体，但基于微观企业数据获得的研究结论不适合被用来解读中国整体制造业的问题。因为，通过匹配获得的企业样本有两个缺点：样本选择性和样本大规模丢失。

为了准确把握进口自由化对中国中宏观制造业DVAR的真实影响和机制，本

^①此外，魏悦玲和张洪胜（2019）基于WIOD投入产出数据计算出的1997—2011年中国行业DVAR验证了进口自由化会提升中国出口国内增加值率，但其研究在可获得各年关税的情况下，却刻意使用2001年关税代替潜在进口自由化研究关税对中国行业DVAR的影响，而不用真实的进口关税降幅来进行研究，在使用与Aichele和Heiland（2018）相同数据的情况下使用双重差分模型得出了与Aichele和Heiland（2018）完全不同的结论，对比两篇文章后，本文认为魏悦玲和张洪胜（2019）的研究方法在科学性上有待商榷，故不对其进行归类评述。

本文将依托 OECD 的投入产出数据重新验证过去学者们的观点。与现有研究相比,本文的研究可能有以下边际贡献:(1)区别于 Kee 和 Tang (2016) 等学者基于企业视角的研究假设,本文通过理论模型重构,首次在划分加工制造业部门和非加工制造业部门的前提下,从行业视角建立新假设对进口自由化影响中国整体制造业 DVAR 的机理重新展开论证。(2)启用 OECD2016 版投入产出数据库,借鉴 Wang 等 (2013) 的原理对中国加工制造业和非加工制造业 1995—2011 年的 DVAR 进行测算,结合半参数模型和参数模型从中宏观层面检验进口自由化影响制造业 DVAR 的渠道,弥补企业数据样本选择性强和时间跨度短的缺陷,并首次在投入产出数据基础上实现了对贸易方式异质性制造业部门的区分检验,消除了基于其他投入产出数据的同类研究因缺少部门异质性问题探讨所形成的传导机制误判问题。(3)本文的研究首次指明了将基于微观企业 DVAR 数据的研究结论套用于宏观制造业的不合理性,并证明了关税下降的替代效应在宏观层面的确会从整体上压低中国加工(非加工)制造业 DVAR。(4)本文还首次在贸易方式异质性视角上验证了进口自由化会以推升非加工制造业部门出口比重的中介渠道促使中国整体制造业 DVAR 提升。

二、理论模型

本文利用从 OECD 投入产出数据测算获得的中国双边行业 DVAR 数据展开研究,为了保持理论模型与数据相对应,文章在 Kee 和 Tang (2016) 模型基础上,借鉴 Krugman (1980)^[15] 的思路,通过设立代表性企业对原模型进行了行业转换,并对加工制造业部门和非加工制造业部门做了分类讨论。为了便于理解,本文保留了 Kee 和 Tang (2016) 模型的微观基础。文章的理论模型如下^①:

(一) 企业 DVAR 的柯布—道格拉斯模型

设定企业 i 的生产函数为:

$$Q_i = \varphi_i K_i^\alpha L_i^\beta M_i^\gamma \quad (1)$$

$$M_i = (M_i^D)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (M_i^I)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}})^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

$$M_i^D = \phi_i M_i^D + (1 - \phi_i) M_i^D \quad (3)$$

$$M_i^I = \psi_i M_i^I + (1 - \psi_i) M_i^I \quad (4)$$

公式 (1) 中 Q 为产出, ϕ 为生产率水平, K 、 L 、 M 分别为资本、劳动和中间品投入;公式 (2) 中 M^D 和 M^I 分别为国内和国外中间品投入,公式 (3) 中 ϕ 与公式 (4) ψ 分别为国内中间品中的国外增加值份额和国外中间品中的国外增加值份额^②;公式 (1) 至公式 (4) 中,下标 i 和 t 均分别代表对应的企业和年份; $\alpha + \beta + \gamma = 1$, $\phi > 1$ 。企业的要素投入对应的资本、劳动、国内中间投入和国外中间投入的价格分别为, r_t 、 w_t 、 P_t^D 和 P_t^I 。基于公式 (1) 至 (4),可推导出企业 DVAR 的

^①限于篇幅,正文对推导公式进行了精简,详细推导可参看附录或向作者索取。

^②根据测算数据中的经验, $0 < \phi < 0.5$ 、 $0.5 < \psi < 1$ 。

计算公式如下：

$$DVAR_{it} = 1 - \frac{\gamma}{\rho_{it}} \left[\frac{\psi_{it}}{1 + (P_t^I/P_t^D)^{\sigma-1}} + \frac{\varphi_{it}}{1 + (P_t^D/P_t^I)^{\sigma-1}} \right] \quad (5)$$

(二) 企业模型的行业转换

借鉴 Krugman (1980) 设立代表性企业的做法，本文在每个行业中设定两个代表性企业分别代表行业中加工制造业企业^①和非加工制造业企业的综合生产水平。假设每个企业只在一个行业中生产，企业都直接参与贸易且同一行业中的企业使用的中间品组合相同。假定行业层面可获得的本国中间品种类数为 V_t^D 、进口中间品种类数为 V_t^I ，行业中企业 i 的国内外中间品使用总量和中间品种类数量间的关系为：

$$M_{it}^D = \left[\sum_{v_i=1}^{V_t^D} (m_{vi}^D)^{\frac{\lambda-1}{\lambda}} \right]^{\frac{\lambda}{\lambda-1}}, M_{it}^I = \left[\sum_{v_i=1}^{V_t^I} (m_{vi}^I)^{\frac{\lambda-1}{\lambda}} \right]^{\frac{\lambda}{\lambda-1}}, \lambda > 1 \quad (6)$$

其中， m_{vi}^D 和 m_{vi}^I 分别为第 v_i 种本国中间品和进口中间品的使用量， λ 为任意两种本国中间品之间或任意两种进口中间品之间的替代弹性。另假定 p_{vt}^D 和 p_{vt}^I 分别表示第 v 种本国中间品和进口中间品在 t 年的价格，与公式 (6) 同理可得：

$$P_t^D = \left[\sum_{v=1}^{V_t^D} (p_{vt}^D)^{1-\lambda} \right]^{\frac{1}{1-\lambda}}, P_t^I = \left[\sum_{v=1}^{V_t^I} (p_{vt}^I)^{1-\lambda} \right]^{\frac{1}{1-\lambda}} \quad (7)$$

在设立代表性企业后，行业的中间品投入系数 γ 和成本加成能力 ρ 均与代表性企业相同。由于生产相同的商品所以两个代表性企业的中间品投入系数 γ 相同。但是，同一行业中两个不同贸易部门的代表性企业的成本加成能力 ρ 不相同。因此，同一制造业行业内不同贸易部门的 $DVAR$ 可通过如下公式进行计算：

$$DVAR_j^{Pro} = 1 - \frac{\sum_{i \in \Omega_j^{Pro}} IMP_i^{Pro}}{\sum_{i \in \Omega_j^{Pro}} EXP_i^{Pro}} = \sum_{i \in \Omega_j^{Pro}} \frac{EXP_i^{Pro}}{\sum_{i \in \Omega_j^{Pro}} EXP_i^{Pro}} DVAR_i^{Pro} \quad (8)$$

$$DVAR_j^{NonPro} = 1 - \frac{\sum_{i \in \Omega_j^{NonPro}} IMP_i^{NonPro}}{\sum_{i \in \Omega_j^{NonPro}} EXP_i^{NonPro}} = \sum_{i \in \Omega_j^{NonPro}} \frac{EXP_i^{NonPro}}{\sum_{i \in \Omega_j^{NonPro}} EXP_i^{NonPro}} DVAR_i^{NonPro} \quad (9)$$

Ω_j 是行业 j 对应的企业集合；其中 $DVAR_i$ 、 EXP_i 和 IMP_i 分别表示行业内企业 i 的国内增加值率、出口和进口，上标 Pro 表示加工制造业部门，上标 $NonPro$ 表示非加工制造业部门。 $DVAR_j$ 是行业 j 中所有对应部门内制造业企业出口增加值率的加权均值，计算后可获得行业层面的 $DVAR$ 公式：

$$DVAR_{jt}^{Pro} = 1 - \frac{\gamma}{\rho_{jt}^{Pro}} \left[\frac{\phi_{jt}^{Pro}}{1 + (P_t^I/P_t^D)^{\sigma-1}} + \frac{\psi_{jt}^{Pro}}{1 + (P_t^D/P_t^I)^{\sigma-1}} \right] \quad (10)$$

^①在现实中存在很多企业在两个或多个行业中生产或者同时从事加工贸易和非加工贸易，本文将此类企业视作两个或多个在不同行业生产的企业。由于投入产出数据是按照产品所处行业进行汇总的而不是按照企业进行汇总的，因此该做法是合理的。此外，企业直接参与贸易表示企业不为其他企业进口和出口产品，这是企业数据和行业数据能够转换的前提，对于贸易代理商的进出口视为代表性企业自身进出口。

$$DVAR_{jt}^{NonPro} = 1 - \frac{\gamma}{\rho_{jt}^{NonPro}} \left[\frac{\phi_{jt}^{NonPro}}{1 + (P_t^I/P_t^D)^{\sigma-1}} + \frac{\psi_{jt}^{NonPro}}{1 + (P_t^D/P_t^I)^{\sigma-1}} \right] \quad (11)$$

$$DVAR_{jt} = \theta_{jt} DVAR_{it}^{Pro} + (1 - \theta_{jt}) DVAR_{it}^{NonPro} \quad (12)$$

其中, j 表示对应行业, t 表示年度, (γ, ρ, P^I, P^D) 分别表示行业中间品投入系数、成本加成系数、国外中间品价格和国内中间品价格, $\rho_{jt} = \rho_{it}$, θ_{jt} ^① 表示行业非加工贸易出口占比。

(三) 关税变动对中国制造业行业 DVAR 的影响渠道分析

由于加工制造业企业进口中间产品时并不需要缴纳关税。因此, 本文对关税影响制造业 DVAR 的分析将按加工制造业部门和非加工制造业部门分开进行。此外, 借鉴过往学者们 (盛斌和毛其淋, 2017^[16]; 魏悦玲和张洪胜, 2019) 的研究经验可知, 进口关税可分为中间品关税 (成本性关税) 和最终品关税 (竞争性关税), 不同关税对制造业 DVAR 的影响也应当加以区分。

1. 非加工制造业部门在关税降低时的反应

首先, 最终品关税的降低会对本国非加工制造业部门的产品形成竞争效应, 大量的研究 (Bloom et al., 2016^[17]; Bernard et al., 2011^[18]; 田巍和余淼杰, 2014^[19]; Liu and Qiu, 2016^[20]; 林薛栋等, 2017^[21]) 已经证实关税降低对国内产业竞争的提升在短期内必然会“倒逼”国内企业进行研发。加剧的外部竞争下, 非加工制造业部门会加速“模仿创新”吸收外部技术, 同时也会通过“研发创新”创造更多有竞争力的新产品来应对进口产品的挑战。由于新产品往往会带来更高的定价权, 各制造业行业的新产品快速涌现会推高行业成本加成能力, 进而提升各制造业行业的非加工部门 DVAR, 其公式推导如下:

$$\left. \begin{aligned} \frac{\partial V_{it}^D}{\partial \text{Tariff}_{it}^{\text{output}}} < 0 \\ \frac{\partial P_{it}}{\partial V_{it}^D} > 0 \\ \frac{\partial \rho_{it}}{\partial P_{it}} > 0 \end{aligned} \right\} \Rightarrow \frac{\partial \rho_{it}^{NonPro}}{\partial \text{Tariff}_{it}^{\text{output}}} = \frac{\partial \rho_{it}^{NonPro}}{\partial P_{it}} \frac{\partial P_{it}}{\partial V_{it}^D} \frac{\partial V_{it}^D}{\partial \text{Tariff}_{it}^{\text{output}}} < 0 \quad (13)$$

$$\Rightarrow \frac{\partial DVAR_{jt}^{NonPro}}{\partial \text{Tariff}_{jt}^{\text{output}}} = \frac{\partial DVAR_{jt}^{NonPro}}{\partial \rho_{jt}^{NonPro}} \frac{\partial \rho_{jt}^{NonPro}}{\partial \text{Tariff}_{jt}^{\text{output}}} < 0$$

其次, 中间品关税与最终品关税不同, 其对非加工制造业部门 DVAR 的影响主要通过进口替代效应来实现。本文的逻辑假设是, 中间品关税的降低会直接导致进口中间品价格下降, 进口中间品和国内中间品的相对价格 P_t^I/P_t^D 随之降低, P_t^I/P_t^D 的降低促使追求利润最大化的本国非加工制造业部门用更多的国外中间品来替

① $\theta_{jt} = \frac{\sum_{i \in \Omega_j^{NonPro}} EXP_i^{Pro}}{\left(\sum_{i \in \Omega_j^{NonPro}} EXP_i^{Pro} + \sum_{i \in \Omega_j^{NonPro}} EXP_i^{NonPro} \right)}$

代本国中间品，由此形成的替代效应会使非加工制造业部门 $DVAR$ 快速降低，其公式推导过程如下：

$$\frac{\partial(P_t^I/P_t^D)}{\partial Tariff^{input}} > 0 \Rightarrow \frac{\partial DVAR_u^{NonPro}}{\partial Tariff^{input}} = \frac{\partial DVAR_u^{NonPro}}{\partial(P_t^I/P_t^D)} \frac{\partial(P_t^I/P_t^D)}{\partial Tariff^{input}} > 0 \quad (14)$$

综上分析，当进口关税降低时，会通过最终品关税下降产生的竞争效应推升非加工制造业部门 $DVAR$ ，同时也会通过中间品关税下降产生的替代效应压低非加工制造业部门 $DVAR$ 。根据研发创新工作的规律，竞争效应的触发对企业自身实力有一定的要求，不是所有企业都有能力研发新产品，且企业从创新投入到新产品出现也需要一定的周期。但是，用进口中间产品替代本国中间产品几乎是所有企业都可以做到的。因此，本文认为关税降低引发的替代效应相对于竞争效应会更迅速也更有力量，这一判断与目前基于中国企业数据进行研究的学者们所提出的观点恰好相反。

2. 加工制造业部门在关税降低时的反应

由于加工制造业的原材料主要由国外供应且可免征关税，因而其进口投入成本不受关税变动的影 响。加之，加工制造业企业的订单需求方对中间品有质量要求及专利许可限制，结合廖涵（2003）^[22]的研究及其研究涉及到的样本期内中国关税的变化趋势，可以判断中国加工制造业部门并不会因为中间品进口关税变动导致的国外中间品价格下降去主动改变国外中间品与本国中间品的投入比例，直接替代效应在中国加工制造业部门基本不存在。但是，加工制造业部门在生产中依然会采购部分国内中间品。因中间品关税下降会通过直接替代效应降低国内非加工制造业部门生产的中间产品的 $DVAR$ ，如果加工制造业部门采购了这些国内中间产品，就会因间接替代效应导致 $DVAR$ 下降，间接替代效应的传导公式如下：

$$\frac{\partial \phi_u^{Pro}}{\partial Tariff_u^{input}} < 0, \frac{\partial DVAR_u^{Pro}}{\partial \phi_u^{Pro}} < 0 \Rightarrow \frac{\partial DVAR_u^{Pro}}{\partial Tariff_u^{input}} = \frac{\partial \phi_u^{Pro}}{\partial Tariff_u^{input}} \frac{\partial DVAR_u^{Pro}}{\partial \phi_u^{Pro}} > 0 \quad (15)$$

此外，因加工制造业部门的研发设计环节和销售市场均在境外，本国最终品关税的降低不会对加工制造业部门形成直接竞争效应。但是，由于加工制造业部门在生产时会使用到国内非加工制造业部门的中间产品，混合贸易型企业在内部也会把非加工产品部门的新技术共享给加工产品部门。这样最终品关税降低“倒逼”非加工制造业部门形成的技术创新会通过中间品使用和技术共享而溢出到加工制造业部门，进而提升加工制造业部门的 $DVAR$ ，本文将这种效应称为间接竞争效应。总的来说，无论是间接替代效应还是间接竞争效应都要依靠加工制造业部门在生产中投入本国中间品的过程来实现。与非加工制造业的直接替代效应和直接竞争效应一致，通过间接传递后，总体上间接替代效应依然会强于间接竞争效应，最终关税的降低会压低加工制造业部门的 $DVAR$ 。

3. 关税的结构效应

通过上文最终品关税和中间品关税对非加工贸易制造业部门 $DVAR$ 和加工制造业部门 $DVAR$ 的影响分析可判断，在替代效应和竞争效应共同作用下关税下降最终将导致加工制造业部门 $DVAR$ 和非加工制造业部门 $DVAR$ 的降低。但从公式（12）可知，决定整体制造业 $DVAR$ 的除了不同制造业部门的 $DVAR$ 外，非加工制

制造业部门出口在整体制造业出口中所占的比重 θ 也非常关键。Brandt 和 Morrow (2017)^[23] 的研究发现关税的下降能够导致非加工贸易出口在总出口中的比重上升。由于非加工制造业部门的 DVAR 要高于整体制造业 DVAR 的平均值。因此, 如果关税下降导致的产业结构变化效应足够强, 关税的下降反而会推高整体制造业的 DVAR, 结构效应的公式机理如下:

$$\frac{\partial DVAR_{jt}}{\partial \theta_{jt}} > 0, \frac{\partial \theta_{jt}}{\partial Tariff_{jt}} < 0 \Rightarrow \frac{\partial DVAR_{jt}}{\partial Tariff_{jt}} = \frac{\partial DVAR_{jt}}{\partial \theta_{jt}} \frac{\partial \theta_{jt}}{\partial Tariff_{jt}} < 0 \quad (16)$$

综合上述分析, 本文得出以下假说:

假说 1: 中间品关税的下降会通过直接替代效应和间接替代效应分别降低非加工制造业 DVAR 和加工制造业 DVAR。最终品关税的下降则会通过直接竞争效应和间接竞争效应提升非加工制造业 DVAR 和加工制造业 DVAR。

假说 2: 关税下降形成的替代效应强于竞争效应, 在两种效应叠加下, 关税的下降最终会压低中国非加工制造业 DVAR 和加工制造业 DVAR。

假说 3: 虽然关税的下降会导致加工制造业和非加工制造业的 DVAR 都跟着下降。但是, 关税降低造成的产业结构效应会推升非加工制造业的出口比重。由于产业结构调整带来的 DVAR 提升作用更大。最终, 关税下降反而导致中国整体制造业 DVAR 上升。

三、实证模型设定及数据选取

(一) 模型设定

1. 半参数广义可加模型 GAM

目前, 学者们对贸易问题的实证研究大多基于线性模型假定。然而, 现实中贸易指标间的关联往往是在波动中非线性演变的, 将线性的参数模型假定用于研究关税变动对制造业 DVAR 的影响是一种较为生硬的做法。为了揭示关税与制造业 DVAR 之间最准确的响应关系, 我们就要借助非参数估计模型, 通过估计函数而非参数的方式来更准确的描绘出关税变动对中国制造业 DVAR 的影响路径。遗憾的是, 长期以来非参数模型自身的两个难以克服的缺陷: 数据需求量大^①; 引入多解释变量后的“维度灾难”问题^②, 使得非参数模型在宏观经济问题研究上的发挥空间受到了很大的限制。

为了解决非参数模型中的上述缺陷, Stone (1985)^[24] 率先提出了用单变量平滑的方式将非参数模型中的变量拆分成单独的可加项, 基于该方法可有效地避免了“维度灾难”的发生, Stone (1985) 将其命名为可加模型 (Additive Models)。随后,

①为了有效模拟出所有变量间的非参数关系, 非参数估计模型需求的数据量非常巨大, 这在国际贸易等宏观研究领域往往是无法满足的, 因为宏观数据大多以年份记载, 而现如今可获得的可靠贸易数据不过数十年, 难以支撑非参数估计开展的数据需求。

②即非参数估计中随着变量的增加, 模型方差的增加往往是指数级的, 使得非参数拟合结果变得不是非常理想。

Hastie 和 Tibshirani (1986^[25]、1990^[26]) 又将可加模型与广义线性模型的原理相结合提出了广义可加模型 (Generalized Additive Models), 该模型的公式表现形式为:

$$y = a_0 + \sum_{i=1}^n f_i(x_i) + \mu \quad (17)$$

公式 (17) 中 $f_i(\cdot)$ 即光滑函数, x_i 为非参数估计变量, a_0 为常数项, μ 是误差项, n 为非参数项的个数。非参数广义可加模型还可以通过加入参数项演变成半参数广义可加模型, 加入参数项后模型的公式变为:

$$y = a_0 + \sum_{i=1}^n f_i(x_i) + \sum_{j=1}^m \beta_j x_j + \mu \quad (18)$$

可以看出公式 (18) 相较于公式 (17) 仅添加了参数估计项 $\sum_{j=1}^m \beta_j x_j$, β_j 为参数项系数, x_j 为参数项变量, μ 是误差项, m 为参数项个数。考虑到本文贸易模型要验证的是多国多行业样本, 本文又借鉴 De Benedietis 等 (2009)^[27] 的做法, 在模型中加入国家行业虚拟变量, 控制由国家 (地区) 和行业差异带来的截面异质性影响。同时, 为了克服时间变化造成的影响, 本文在模型中还加入了年度虚拟变量。带有双重固定效应的 GAM 模型所得出的核心解释变量与被解释变量的关系, 相较于直接使用面板数据进行散点拟合更准确。最终, 通过将关税指标作为非参数估计项, 本文构建的半参数基准估计模型如下:

$$y_{cit} = a_{ci} + f(\text{Tariff}_{cit}) + \lambda_t + \mu_{cit} \quad (19)$$

其中, y 表示被解释变量, 本文将依次使用整体制造业出口增加值率 ($DVAR^{total}$)、非加工制造业出口国内增加值率 ($DVAR^{np}$) 和加工制造业出口国内增加值率 ($DVAR^p$) 作为 y 进行实证检验。同时, 本文将在回归中依次使用最终品关税 (Tariff^{output}) 和中间品关税 (Tariff^{input}) 对公式 (19) 中的 Tariff 进行替换以检验最终品关税和中间品关税对制造业 DVAR 造成的影响。 α 为国家行业虚拟变量, λ 为年度虚拟变量, μ 为随机误差项, c 表示国家, i 表示行业, t 表示年度。

2. 基准参数模型

虽然借助半参数 GAM 模型能够更准确的捕捉进口关税降低对制造业 DVAR 的影响方向和路径。但由于估计结果是函数图像, GAM 模型无法提供进口关税和制造业 DVAR 指标间的响应参数, 为验证半参数回归中核心变量间的整体关联趋势是否稳健并获取变量间的响应参数, 本文又构建了参数估计基准模型, 模型公式如下:

$$y_{cit} = a_{ci} + \beta_0 \text{Tariff}_{cit}^{output} + \beta_1 \text{Tariff}_{cit}^{input} + \beta X_{cit} + \lambda_t + \mu_{it} \quad (20)$$

其中, y 表示被解释变量。此处, 本文依然会依次使用整体制造业出口国内增加值率 ($DVAR^{total}$)、非加工制造业出口国内增加值率 ($DVAR^{np}$) 和加工制造业出口国内增加值率 ($DVAR^p$) 作为 y 进行实证检验。与半参数模型相同的是, 公式 (19) 中的 Tariff^{output} 为最终品关税, Tariff^{input} 为中间品关税。但与半参数估计不同的是, 参数模型可将两种关税同时加入到解释变量中。这样做的好处是, 只要将参数估计结果中两种关税变量的参数相加, 本文就可以判断关税降低对制造业 DVAR 造成的综合影响。 X 为模型加入的其他控制变量, a 为国家行业虚拟变量, λ 为年度虚拟变量, μ 为随机扰动项, c 表示国家, i 表示行业, t 表示年度。

(二) 数据选取及测度方法

1. 中国制造业 DVAR 测算数据的选取

本文选择将 OECD 投入产出数据库 2016 版的投入产出表作为本文的核心测算数据。OECD2016 投入产出表相对于其他数据库提供的投入产出表最大的优势是，其制表统计过程中对中国的加工制造业和非加工制造业部门进行了分割统计，基于该表计算获得的双边行业 DVAR 可按照贸易方式的异质性进行区分，这样就可以实现基于 WIOD 等其他投入产出数据库提供的数据无法进行的贸易方式异质性问题研究。OECD2016 投入产出表的另一个优势是，样本跨度覆盖 1995—2011 年。中国在 1992 年后进行了大幅的关税下调，因而对 2000 年前的样本进行研究非常具有参考价值。此前，基于工业企业和海关数据的微观研究囿于可获取的海关统计数据起始年为 2000 年，没有将 2000 年前的样本包含在内，其研究结果在理论上是不及本文基于 1996—2011 年数据来得准确的^①。

2. 双边行业 DVAR 分解方法的选取

为了更准确计算异质性贸易部门的 DVAR，本文在实际计算中借鉴了李洲和马野青 (2021)^[28]对 Wang 等 (2013) 后向增加值算法的改进措施对加工制造业部门和非加工制造业部门进行分类计算。相对于此前学者们更多使用的 Koopman 等 (2014) 前向 DVAR 算法，本文的后向 DVAR 算法有两点优势：一是可以实现在双边行业层级的 DVAR 有效测算；二是结合 OECD 投入产出数据，本文能够在区分贸易方式异质性的前提下实现对制造业部门的 DVAR 分解测算^②。

3. 核心解释变量的测算

本文借鉴了过往学者们的做法对关税进行了分类计算，将制造业关税分为最终品关税和中间品关税。其中，最终品关税的计算公式如下：

$$Tariff_{it}^{output} = \frac{\sum_{j \in i} n_{ijt}^{HS} tariff_{jt}}{\sum_{j \in i} n_{ijt}^{HS}} \quad (21)$$

公式 (21) 中 $Tariff_{it}^{output}$ 为行业 i 在 t 年的最终品关税， $tariff_{jt}$ 为行业 i 在 t 年对属于本行业的 HS 六位码产品 j 的进口税率， n_{ijt}^{HS} 为 t 年属于行业 i 的 HS 六位码产品 j 的税目数。中间品关税的计算公式如下：

$$Tariff_{it}^{input} = \frac{\sum_{k \in h} import_{ikt} Tariff_{ikt}^{output}}{\sum_{k \in h} import_{ikt}} \quad (22)$$

公式 (22) 中 $Tariff_{it}^{input}$ 为行业 i 在 t 年的中间品关税， $Tariff_{ikt}^{output}$ 为 t 年行业 i 投入的行业 k 的中间产品对应的最终品关税， $import_{ikt}$ 为行业 i 在 t 年投入的行业 k 的中间产品金额， h 为与 HS6 位码对应的 OECD 投入产出表行业总数。

①因无法获得 1995 年中国 HS 编码细分产品关税数据，故将 1995 年的数据从样本中剔除。

②本文的 DVAR 的计算理论公式过于繁杂，限于篇幅本文不便于展开说明，如有兴趣可参看 Wang 等 (2013)^[13]以及李洲和马野青 (2021)^[28]的论文及附录。

4. 关税解释变量及控制变量数据来源

本文的核心解释变量进口关税 $Tariff$ 的原始数据来自 WITS TRAINS 数据库。控制变量中，中国双边贸易伙伴国家（地区）经购买力平价调整后的 GDP 数据，以及中国研发投入在 GDP 中的占比（R&D）数据主要来自 WDI 数据库。本文另从世界经济展望（ECONOMY WATCH）网站获取了中国台湾地区经购买力平价调整后的 GDP 作为 WDI 数据的补充。考虑到营商环境的影响，本文的模型控制变量中加入了经济自由度综合指数（EFI），该数据来自 Fraser Institute 数据库。另考虑到出口的规模和出口结构的影响，本文在控制变量中还加入了不同制造业分类所对应的总出口（EXPT）和中间品出口占比（IMP）。

四、实证结果及分析

（一）GAM 模型的验证结果

图 2 至图 4 是将模型自由度上限设置为 4 时，制造业中间品关税（ $Tariff^{input}$ ）与三组（整体、加工和非加工）制造业 DVAR 的高斯拟合图。从图 2 可以看出，整体制造业 DVAR 和中间品关税呈现明显的负向关系，随着中间品关税的降低，整体制造业 DVAR 的上升趋势显著且接近于线性。而图 3 和图 4 中非加工制造和加工制造业的 DVAR 都与中间品关税呈现出较明显的非线性正向关系，也就是说，随着中间品关税的降低，非加工制造业 DVAR 和加工制造业 DVAR 总体上都会下降。此外，从图 3 和图 4 中还可以发现，当中间品关税高于 15% 时，关税的变动对非加工制造业 DVAR 和加工制造业 DVAR 的影响几乎为零。但是，当中间品关税降至 15% 以下时，关税与非加工制造业 DVAR 和加工制造业 DVAR 的关系变为了正向。考虑到，中国已经处于低关税区间，今后关税的进一步下调将引发中国制造业 DVAR 更剧烈的下降。

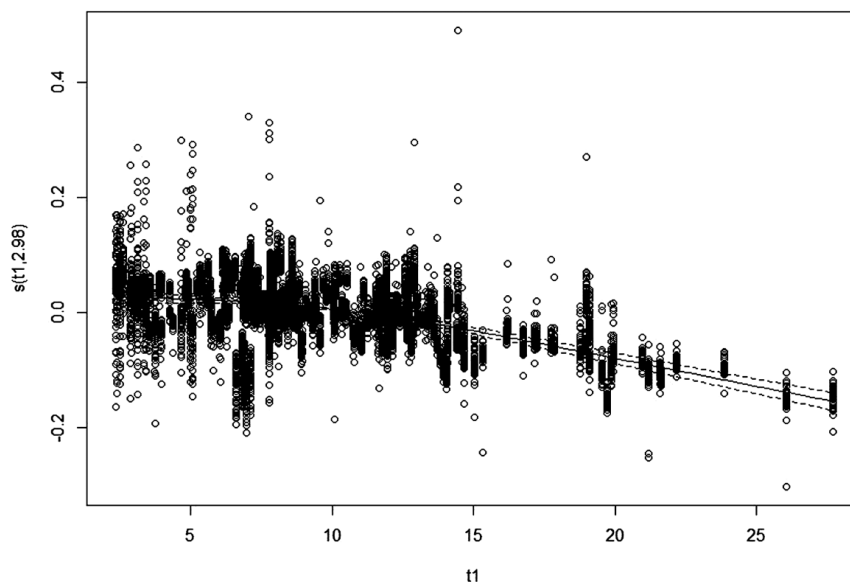


图 2 中间品关税税率与整体制造业 DVAR

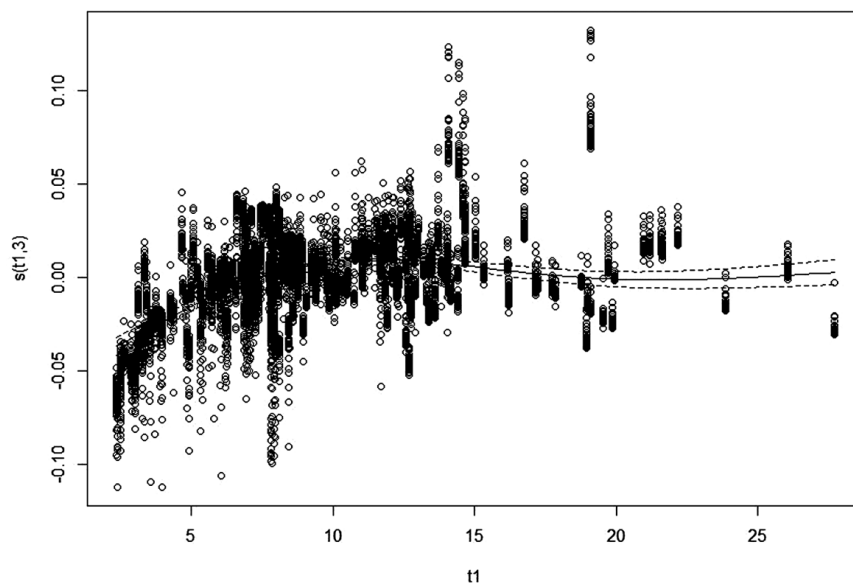


图3 中间品关税税率与非加工制造业 DVAR

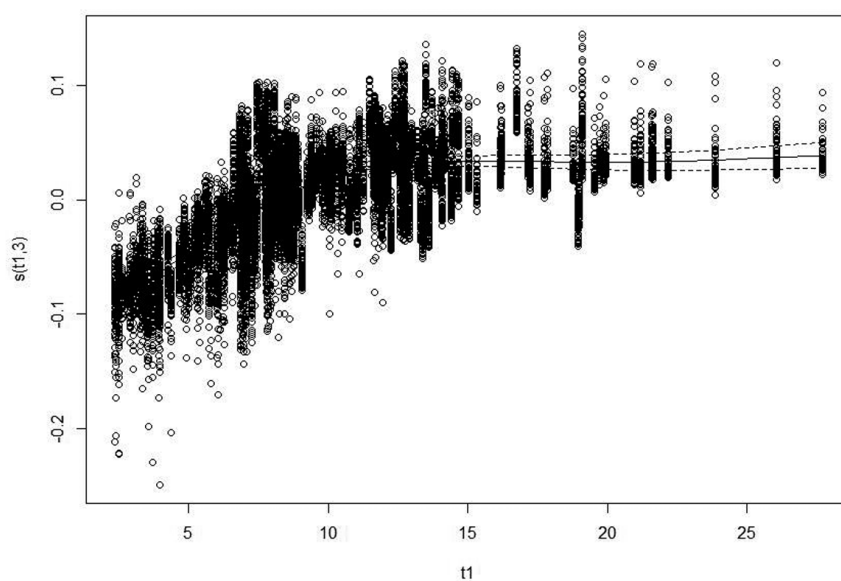


图4 中间品关税税率与加工制造业 DVAR

图5至图7显示的是将模型自由度上限设置为4时，制造业最终品关税税率 ($Tariff^{output}$) 与三组中国制造业 DVAR 指数的高斯拟合图。从三幅图中均可看出，最终品关税和三组制造业 DVAR 间存在显著的负向关系。此外，与中间品关税与制造业 DVAR 的半参数模型回归结果不同的是，图6中非加工制造业 DVAR 和图7

中加工制造业 DVAR 受到最终品关税下降的影响无论是在高关税区间还是在低关税区间都显著呈负向，最终品关税的降低将显著推升非加工制造业 DVAR 和加工制造业 DVAR，这一发现与此前学者们基于企业数据的研究发现是一致的。总的来说，图 3、4、6、7 的回归结果共同验证了本文假说 1 的正确性，图 2 和图 5 的回归结果则共同验证了本文假说 3 结论部分的正确性。

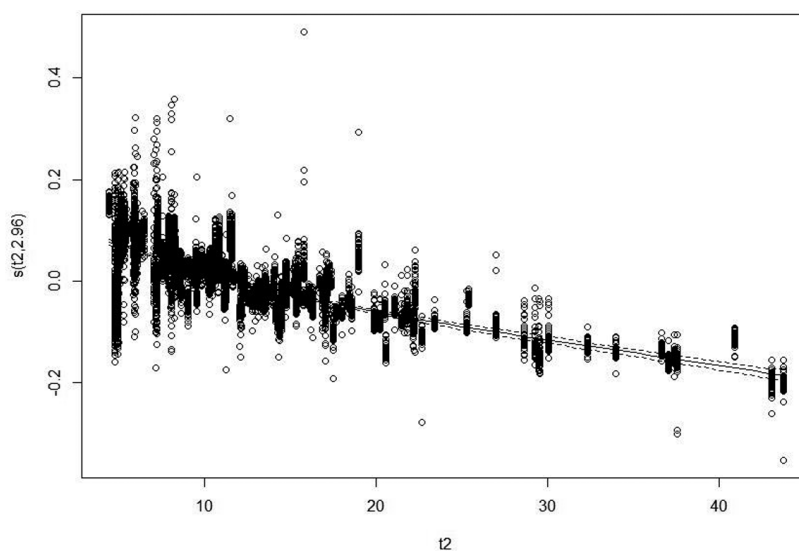


图 5 最终品关税税率与整体制造业 DVAR

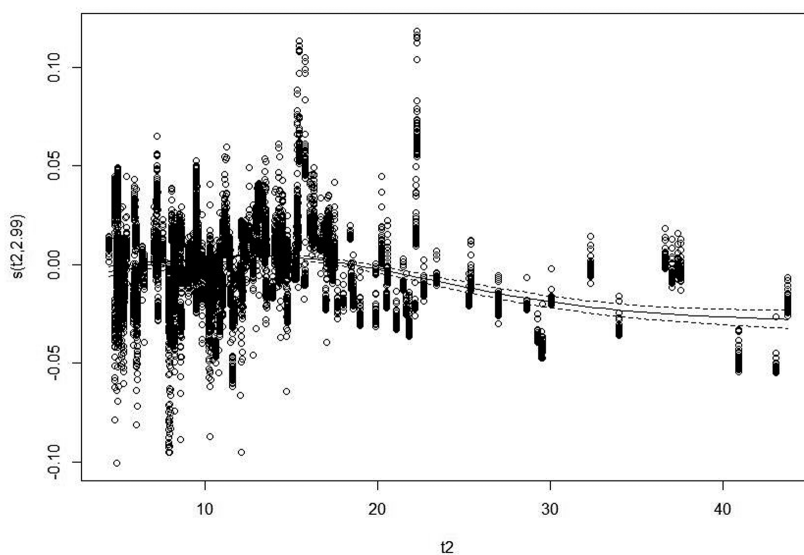


图 6 最终品关税税率与非加工制造业 DVAR

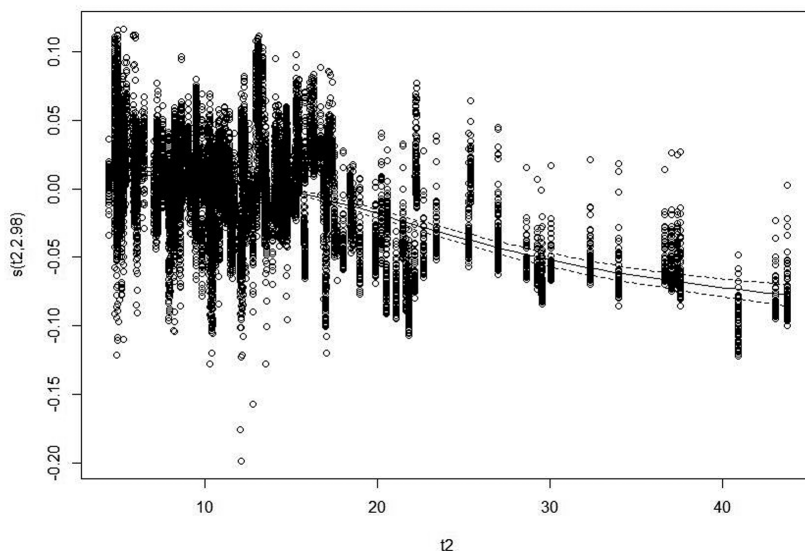


图7 最终品关税税率与加工制造业 DVAR

(二) 基准模型参数估计

表1是整体制造业出口国内增加值率 ($DVAR^{total}$) 与中间品关税 ($Tariff_{it}^{input}$) 和最终品关税 ($Tariff_{it}^{output}$) 的基准参数模型回归结果。表1中(1)(2)两列单变量回归结果显示,中间品关税和最终品关税对整体制造业 DVAR 的影响的参数回归结果与图2和图5中对应的半参数 GAM 的回归结果是相符的。而从(3)(4)(5)列的回归结果来看,将两种关税同时放入模型后, $Tariff_{it}^{input}$ 对 $DVAR^{total}$ 影响开始变得不显著,这主要是由两种关税指标间的共线性所致。但即便共线性导致 $Tariff_{it}^{input}$ 变得不显著也并不影响两种关税对 $DVAR^{total}$ 的叠加影响依然为负向显著的

表1 整体制造业基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$lnDVAR^{total}$	$lnDVAR^{total}$	$lnDVAR^{total}$	$lnDVAR^{total}$	$lnDVAR^{total}$
$lnTariff_{it}^{input}$	-0.076 ** (-2.48)		0.00100 (0.09)	0.105 *** (6.19)	-0.00300 (-0.13)
$lnTariff_{it}^{output}$		-0.197 *** (-9.14)	-0.162 *** (-8.31)	-0.155 *** (-8.10)	-0.199 *** (-9.01)
常数项	4.245 *** (49.81)	4.632 *** (72.21)	4.461 *** (207.90)	4.459 *** (23.82)	6.388 *** (31.60)
控制变量	NO	NO	NO	YES	YES
国家-行业固定	YES	YES	YES	YES	YES
年度固定	YES	YES	YES	NO	YES
样本量	15 803	15 803	15 803	15 803	15 803
调整的 R ²	0.257	0.298	0.212	0.284	0.332

注: 括号内为 t 统计量; **、* 和 * 依次表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。下表同。

最终结果,根据第(5)列的回归结果显示,关税下降1%将导致整体制造业DVAR下降约0.19%。表1中的回归结果与此前基于微观数据在进口自由化对中国DVAR影响问题上进行研究的学者们得出的判断总体一致。表1中的回归结果验证了本文假说3关税下降对中国整体制造业DVAR形成提升的结论,至于假说3中提出的提升路径是否存在还需在下文中做进一步验证。

下表2中显示的是本文对加工制造业和非加工制造业的参数回归结果。从(1)(2)两列对加工制造业的回归结果与(3)(4)两列对非加工制造业的回归结果中均可以看出,中间品关税税率($Tariff^{input}$)同两个制造业部门的出口国内增加值率($DVAR^p$ 、 $DVAR^{np}$)都呈现出显著的正向关联。此外,从表2中的回归结果还可以看出,中间品关税对数变量的系数要明显大于最终品关税对数变量系数的绝对值,证明了关税下降带来的替代效应要远大于竞争效应。在两种效应叠加下,关税下降会压低中国加工制造业和非加工制造业的DVAR,这一发现与此前基于微观数据进行研究的学者们的观点刚好相反^①。表2的参数模型基准回归结果直接验证了本文假说1的正确性,同时也验证了假说2前半部分的正确性^②。

表2 加工制造业和非加工制造业基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln DVAR^p$	$\ln DVAR^p$	$\ln DVAR^{np}$	$\ln DVAR^{np}$
$\ln Tariff^{input}$	0.223 *** (11.51)	0.314 *** (11.01)	0.124 *** (31.05)	0.094 *** (16.41)
$\ln Tariff^{output}$	-0.130 *** (-8.00)	-0.136 *** (-8.20)	-0.026 *** (-6.07)	-0.043 *** (-9.57)
常数项	1.682 *** (8.26)	6.082 *** (27.81)	4.598 *** (83.67)	4.483 *** (76.14)
控制变量	YES	YES	YES	YES
国家-行业固定	YES	YES	YES	YES
年度固定	NO	YES	NO	YES
样本量	15 752	15 752	15 798	15 798
调整的R ²	0.587	0.737	0.721	0.807

综合上述分析,本文基于OECD投入产出数据,从中宏观视角分别对进口自由化如何影响加工制造业部门DVAR和进口自由化如何影响非加工制造业部门DVAR进行参数回归验证。在验证后,本文得出的结论与Kee和Tang(2016)等学者基于微观企业DVAR数据进行同类研究获得的结论完全相反,而与同样使用投入产

①由于中间品关税税率是按照制造业行业进口中间品加权的直接关税税率,因此中间品关税税率的变动必然会受到直接关税变动的影响。这里存在一个关税传导,如果中间品关税降低的速度要慢于直接关税,即便中间品关税的系数绝对值更大,两种关税的综合影响系数也可能是正向的。为了防止出现判断失误,本文将1996—2011年中国各制造业行业两类关税的下降幅度进行了对比(见附录)。对比后,本文发现中间品关税总体上的下降速率要略微快于最终品关税下降的速率,也就是说即便中间品关税系数和最终品关税系数的绝对值相等,两种关税的叠加影响也会是正向的。而表2模型(1)(2)(3)(4)中中间品关税对数变量的系数基本都远高于最终品关税对数变量系数的绝对值,所以两类关税对DVAR的叠加影响必然是正向的。

②本文的基准参数模型均通过了稳健性检验和内生性检验,详见附录。

出数据进行研究的 Aichele 和 Heiland (2018) 观点完全一致。本文的检验结果再次证明基于微观数据的研究结论不能简单套用于中国制造业的宏观表现。

五、进口自由化的中介效应检验

根据本文的基准参数模型回归结果，降低关税形式的进口自由化会导致加工制造业 $DVAR$ 和非加工制造业 $DVAR$ 下降。但是，在对整体制造业 $DVAR$ 与关税变量的半参数回归及参数回归中，本文却得出了完全相反的结论，关税与中国整体制造业 $DVAR$ 呈现出显著的负向关联。也就是说，在关税下降造成加工制造业和非加工制造业 $DVAR$ 均降低的情况下，更低的关税反而推升了中国整体制造业 $DVAR$ 。对此，本文假说 3 做出的假设是，关税的下降会通过改变加工制造业部门和非加工制造业部门出口比重的产业结构中介效应推升中国整体制造业 $DVAR$ 。为了检验假说 3 中提到的产业结构效应是否真的存在，本文借鉴 Baron 和 Kenny (1986)^[29] 的做法构建了中介效应模型来对假说 3 进行验证，模型结构如下：

$$DVAR_{cit}^{total} = a_{ci} + \beta_0 Tariff_{cit}^{output} + \beta_1 Tariff_{cit}^{input} + \beta X'_{cit} + \lambda_t + \mu_{it} \quad (23)$$

$$NPEP_{cit} = a_{ci} + \beta_0 Tariff_{cit}^{output} + \beta_1 Tariff_{cit}^{input} + \beta X'_{cit} + \lambda_t + \mu_{it} \quad (24)$$

$$DVAR_{cit}^{total} = a_{ci} + \beta_0 Tariff_{cit}^{output} + \beta_1 Tariff_{cit}^{input} + \rho NPEP_{cit} + \beta X'_{cit} + \lambda_t + \mu_{it} \quad (25)$$

其中， $DVAR^{total}$ 为整体制造业出口国内增加值率。 $NPEP$ 为非加工制造业在整体制造业出口中的份额，用非加工制造业出口和制造业总出口的比表示。 X' 为中介效应分层模型的控制变量。

表 3 是中介效应模型检验结果。首先，从表 3 第 (1) 列模型 (23) 的回归结果看，中间品关税对整体制造业 $DVAR$ 的影响并不显著，而最终品关税对整体制造业 $DVAR$ 的影响显著为负向。接着观察第 (2) 列模型 (24) 的回归结果则发现，中间品关税与非加工制造业在整体制造业出口中的份额呈现出显著的负向关系，也就是说中间品关税的降低将显著提升非加工制造业在整体制造业出口中的比重。最后，在第 (3) 列的模型 (25) 回归结果中，中间品关税的系数显著为正，最终品关税的系数显著为负，两种关税的叠加影响系数绝对值显著缩小，同时 $NPEP$ 系数显著为正向。综合表 3 中的回归结果可以判断，进口自由化的确通过改变非加工制造业出口占比这一中介变量对整体制造业 $DVAR$ 产生了推升。中介效应模型回归结果验证了本文假说 3 提出的进口关税下降对中国制造业 $DVAR$ 的产业结构效应影响的确存在，且从回归结果可知总体关税下降 1% 将通过产业结构中介效应诱导出口国内增加值率提升 0.056%。

实际上，进口关税下降对中国制造业的产业结构中介效应与 Melitz (2003)^[30] 提出的企业进入与退出决策机制有关。现实中，让在位制造业企业进行现有产业布局上的技术升级是极为困难的。大部分企业受制于自身规模，无法拥有足够的资金进行研发投入，往往企业在面临关税降低时可做的选择只有进入或者退出某种产品行业。在企业进入和退出的过程中，各制造业行业内的非加工制造业企业占比快速上升，最终使得各行业的整体 $DVAR$ 上升，这是进口自由化提升中国整体制造业

DVAR 的真实路径。

表3 中介效应模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>DVAR</i>	<i>NPEP</i>	<i>DVAR</i>
$\ln\text{Tariff}^{\text{input}}$	-0.00320 (-0.1345)	-0.5234*** (-7.2801)	0.0778*** (4.9359)
$\ln\text{Tariff}^{\text{output}}$	-0.1989*** (-9.0112)	0.145 (1.3947)	-0.2205*** (-22.6877)
<i>NPEP</i>			0.1577*** (47.6161)
常数项	11.5352*** (6.0001)	20.2045*** (3.3904)	4.8605*** (73.8451)
控制变量	YES	YES	YES
国家-行业固定	YES	YES	YES
年度固定	YES	YES	YES
样本量	15 803	15 798	15 798
调整的 R ²	0.332	0.0835	0.766

六、结论与启示

本文基于 OECD 于 2016 年发布的投入产出数据，从中宏观层面对近几年学者们在进口自由化如何影响中国制造业 DVAR 问题上的分歧进行解析验证。通过理论推导和双重模型检验，本文得出了以下结论：（1）中间品关税下降的替代效应会导致中国加工制造业和非加工制造业的 DVAR 下降，最终品关税下降的竞争效应则会反向引起中国加工制造业和非加工制造业的 DVAR 上升。（2）加工制造业和非加工制造业受到关税下降带来的竞争效应都要远低于替代效应，在替代效应和竞争效应的共同作用下，关税下降最终会导致中国加工制造业和非加工制造业的 DVAR 下降。（3）进口关税的下降除了通过竞争效应和替代效应影响中国制造业 DVAR 外，还可以通过产业结构调整中介效应来改变中国整体制造业 DVAR，在三种效应的叠加影响下，进口关税的下降反而推升了中国整体制造业的 DVAR。

根据的本文的研究能够获得如下政策启示：首先，因降低进口关税会导致加工制造业和非加工制造业的 DVAR 也跟着降低，指望通过降关税在现有产业结构下“倒逼”创新来推动国内制造业的 DVAR 整体提升是不现实的。其次，在推行进口自由化的过程中，政府部门应当将工作重心放在保障市场公平竞争、拓宽企业融资渠道、改善营商环境等工作上，而不是简单的通过补贴强推低竞争力在位企业进行研发投入，“赶鸭子上架”式的创新模式是不可取的。最后，在关税下降和国内要素禀赋并没有增加的情况下，为了实现最大经贸利益，今后中国加工制造业的出口比重逐步下降是大趋势，但中国经济的发展依然离不开加工制造业，在这样的情况下“稳量提质”甚至“减量提质”对中国加工制造业都是较优的发展策略。在降低进口关税的同时，推动产业结构调整以及与自由贸易市场相适应的非关税改革措施是保障中国制造业出口国内增加值率提升的有效手段。

[参考文献]

- [1] EATON J, KORTUM S. Technology, Trade, and Growth: A Unified Framework [J]. *European Economic Review*, 2001, 45 (4-6): 742-755.
- [2] FELICE G, TAJOLI L. Innovation and the International Fragmentation of Production: Complements or Substitutes? [J]. Unpublished Working Paper, 2015.
- [3] 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.
- [4] JOHNSON R C, NOGUERA G. A Portrait of Trade in Value-Added over Four Decades [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2017, 99 (5): 896-911.
- [5] 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, 42 (01): 3-25.
- [6] AICHELE R, HEILAND I. Where Is the Value Added? Trade Liberalization and Production Networks [J]. *Journal of International Economics*, 2018, 115: 130-144.
- [7] 魏悦玲, 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 (03): 24-42.
- [8] UPWARD R, WANG Z, ZHENG J. Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2013, 41 (2): 527-543.
- [9] 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.
- [10] 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, 48 (10): 124-137.
- [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 J. Tracing Value-Added and Double Counting in Gross Exports [J]. *American Economic Review*, 2014, 104 (2): 459-494.
- [13] WANG Z, WEI S J, ZHU K. Quantifying International Production Sharing at the Bilateral and Sector Levels [R]. National Bureau of Economic Research, 2013.
- [14] 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.
- [15] KRUGMAN P. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade [J]. *The American Economic Review*, 1980, 70 (5): 950-959.
- [16] 盛斌, 毛其淋. 进口贸易自由化是否影响了中国制造业出口技术复杂度 [J]. *世界经济*, 2017, 40 (12): 52-75.
- [17] BLOOM N, DRACA M, VAN REENEN J. Trade Induced Technical Change? The Impact of Chinese Imports on Innovation, IT and Productivity [J]. *The Review of Economic Studies*, 2016, 83 (1): 87-117.
- [18] BERNARD A B, REDDING S J, SCHOTT P K. Multiproduct Firms and Trade Liberalization [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126 (3): 1271-1318.
- [19] 田巍, 余森杰. 中间品贸易自由化和企业研发: 基于中国数据的经验分析 [J]. *世界经济*, 2014, 37 (06): 90-112.
- [20] LIU Q, QIU L D. Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms' Patent Filings [J]. *Journal of International Economics*, 2016, 103: 166-183.
- [21] 林薛栋, 魏浩, 李飏. 进口贸易自由化与中国的企业创新——来自中国制造业企业的证据 [J]. *国际贸易问题*, 2017 (02): 97-106.
- [22] 廖涵. 论我国加工贸易的中间品进口替代 [J]. *管理世界*, 2003 (01): 63-70.
- [23] BRANDT L, MORROW P M. Tariffs and the Organization of Trade in China [J]. *Journal of International Economics*, 2017, 104: 85-103.

- [24] STONE C J. Additive Regression and Other Nonparametric Models [J]. *The Annals of Statistics*, 1985: 689-705.
- [25] HASTIE T, TIBSHIRANI R. Generalized Additive Models [J]. *Statistical Science*, 1986, 1 (3): 297-318.
- [26] HASTIE T J, TIBSHIRANI R J. *Generalized Additive Models* [M]. CRC press, 1990.
- [27] DE BENEDICTIS L, GALLEGATI M, TAMBERI M. Overall Trade Specialization and Economic Development: Countries Diversify [J]. *Review of World Economics*, 2009, 145 (1): 37-55.
- [28] 李洲, 马野青. 基于出口增加值的中美真实贸易顺差再核算——投入产出框架下的双边贸易核算理论重构 [J]. *经济管理*, 2021, (03): 5-25.
- [29] BARON R M, KENNY D A. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51 (6): 1173-1182.
- [30] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.

(责任编辑 于友伟)

A Restudy of Divergence: Does Import Liberalization Depress China's Manufacturing DVAR

LI Zhou MA Yeqing

Abstract: Based on the OECD input-output table, this paper estimates the bilateral export domestic value-added ratios (DVARs) of China's processing manufacturing sector, non-processing manufacturing sector and overall manufacturing industry from 1995 to 2011, and reexamines the impacting divergence of import liberalization on China's manufacturing DVAR with data comparison, parametric model and semi-parametric model. The results show that import liberalization will decrease and increase the DVARs of China's processing (and non-processing) manufacturing sectors through the effects of substitution and competition respectively. Because the effect from substitution is stronger than that from competition, the DVARs of China's processing (and non-processing) manufacturing sector will decrease after those two effects overlap. The structural effect of import liberalization will increase the export share of non-processing manufacturing sector with higher DVAR in China's total manufacturing export, such effect ultimately reverses the negative impact of processing (and non-processing) manufacturing DVARs' decline on the overall manufacturing DVAR, which finally will make China's overall manufacturing DVAR increase. Under the international rising climate of "anti-globalization", the conclusion of this paper confirms China's policy of pushing forward import liberalization continuously, and also emphasizes that in the process of this policy's implementation, industrial structure adjustment and non-tariff reform can reinforce the promotion effect of import liberalization on China's overall manufacturing DVAR.

Keywords: Import Liberalization; Tariff; Global Value Chains; Domestic Value-added Ratio; Non-tariff Reform