

贸易自由化、成本加成与企业内资源配置

樊海潮¹, 张丽娜²

(1. 复旦大学 经济学院, 上海 200433; 2. 上海财经大学 商学院, 上海 200433)

摘要: 多产品企业出口在我国对外出口中一直扮演着十分重要的角色。随着中间品贸易在全球贸易中重要性的逐步提高, 在当前逆全球化态势愈演愈烈的情况下, 研究多产品企业在面对贸易自由化冲击时, 如何通过调整其不同产品的成本加成, 优化企业内资源配置并提高企业竞争力, 具有十分重要的意义。文章基于修改后的 De Loecker 等(2016)方法, 估计了中国制造业企业在产品层面的成本加成, 并利用中国工业企业和海关数据, 研究了我国多产品企业在中间品贸易自由化条件下, 对其内部不同类型产品成本加成的调整差异。研究表明, 进口中间产品关税下降会促使多产品出口企业提高其出口产品的成本加成, 且对非核心产品成本加成的调整幅度更大; 随着产品排序的增大, 企业对其成本加成的调整幅度也增大。也就是说, 中间品贸易自由化有助于缩小企业内部核心与非核心产品间成本加成的差异, 进而优化企业内资源配置。影响机制分析与内生性和稳健性检验进一步支持了文章的研究结论。文章的研究对于进一步提高当前贸易摩擦频发环境下我国出口企业的抗压能力和整体竞争力, 推动形成全面开放的贸易新格局具有一定的启示意义。

关键词: 中间品贸易自由化; 产品排序; 多产品企业; 成本加成; 资源配置

中图分类号: F741.2; F124.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2019)05-0139-14

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2019.05.011

一、引言

多产品企业出口在我国对外出口中扮演着重要角色, 近年来一直受到学者的广泛关注(钱学锋等, 2013)。^①另外, 我国进口产品中 70% 以上为中间投入品(Fan 等, 2018), 因此探究我国多产品企业在中间品贸易自由化下的反应, 更符合我国国情, 也更具现实意义。特别地, 在当前逆全球化态势愈演愈烈的情况下, 研究多产品企业在面对中间品贸易自由化冲击时, 如何通过调整其不同类型产品的成本加成, 优化企业内资源配置, 提高企业竞争力, 对于新时代我国发展更高层次的开放型经济, 推动形成全面开放的新格局, 具有十分重要的意义。^②

本文首先基于 Melitz 和 Ottaviano(2008)的研究, 构建了一个成本加成可变的异质性企业模型, 从理论探讨了在进口中间品贸易自由化条件下, 多产品企业对其核心与非核心产品成本加成的调整差异。理论分析表明, 在多产品企业中, 核心产品具有最高的成本加成, 距离核心产品

收稿日期: 2018-11-19

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(71603155); 上海财经大学研究生创新基金资助项目(CXJJ-2017-333)

作者简介: 樊海潮(1982-), 男, 安徽砀山人, 复旦大学经济学院世界经济研究所教授, 上海国际金融与经济研究院研究员, 经济学博士;

张丽娜(1992-)(通讯作者), 女, 河北张家口人, 上海财经大学商学院博士研究生。

^① 钱学锋等(2013)的研究表明, 2000—2005年我国多产品出口企业数占出口企业总数的75%, 出口额占比超过95%。

^② 本文主要针对多产品企业进行研究, 如无特殊说明, 下文中的企业均指多产品企业。

越远,成本加成越低;在进口中间品关税下降后,企业出口产品的成本加成有所提高,且与核心产品相比,非核心产品成本加成的调整幅度更大,距离核心产品越远,成本加成的调整幅度越大。这会缩小多产品企业内核心与非核心产品间成本加成的差异,进而优化企业内资源配置。

在实证分析中,本文基于修改后的 De Loecker 等(2016)方法,估计了 2000—2006 年我国制造业企业在产品层面的成本加成。之后,利用高度细分的中国工业企业和海关数据,检验了在贸易自由化冲击下,多产品企业对其核心与非核心产品成本加成的调整差异。实证分析结果很好地支持了理论模型的研究结论。本文还发现,进口中间品贸易自由化可以通过边际成本渠道来影响企业的出口产品成本加成调整,进而优化企业内资源配置。本文利用工具变量对可能存在的内生性问题做了处理,并进行了一系列稳健性检验,主要包括:使用不同的方式来度量成本加成,采用不同层面的关税水平,利用加工贸易做对照检验,考虑汇率冲击的影响,使用不同的产品排序度量方式,考虑极端值的影响。内生性与稳健性检验结果进一步支持了本文的研究结论。

本文的研究有着比较广泛且扎实的文献基础,同时对现有文献进行了补充。首先,本文的研究从中间品贸易自由化和成本加成的角度提供了有关多产品企业出口绩效的理论与实证证据。当前,国内学者的相关研究大多聚焦于进口贸易自由化对企业全要素生产率或经济增长的影响(Lu 等,2012;余森杰,2010)。尽管有学者从企业成本加成的角度进行了研究(钱学锋等,2015,2016),但是这些研究或忽略了贸易自由化的影响,或仅考虑了最终产品进口关税下降对企业成本加成的影响,鲜有从中间品贸易自由化的角度关注多产品企业在产品层面对成本加成的调整。^①祝树金等(2018)虽然探讨了中间品贸易自由化对多产品出口企业成本加成的影响,但是主要侧重的是成本加成率,且相对缺乏理论支撑。本文则从成本加成水平入手,构建了相应的理论模型,研究了多产品企业在面对贸易自由化冲击时,如何通过调整不同竞争力出口产品的成本加成,优化企业内资源配置,提高企业出口绩效。

其次,本文的研究补充了贸易自由化对企业市场能力影响的研究。以往文献大多从发达国家出发(Konings 等,2001;Chen 等,2009),本文则提供了发展中国家和新兴市场的证据,并重点从多产品企业的产品排序、成本加成调整和中间品贸易自由化等角度入手进行了分析。

再次,与本文研究有关的另一支文献讨论的是贸易自由化对企业内资源有效配置的影响(De Loecker 等,2016;Arkolakis 等,2019)。De Loecker 等(2016)指出,以往的研究主要集中于分析最终产品贸易自由化对企业资源配置的影响,而对中间品贸易自由化的影响研究相对较少。本文则从中间品贸易自由化的角度补充和丰富了这方面的研究。

最后,本文的研究也补充了有关进口中间品作用的实证文献。Amiti 和 Konings(2007)以及 Halpern 等(2015)等研究发现,进口高质量的中间品有助于提高企业的全要素生产率。Bas 和 Strauss-Kahn(2015)以及 Fan 等(2015a)等研究表明,关税下降有助于促使企业提高其产品质量。Goldberg 等(2010)以及 Feng 等(2016)等研究显示,进口中间投入品对提高企业出口绩效、扩大企业出口产品范围等也有较大的作用。与这些文献不同,本文侧重强调中间品贸易自由化对多产品企业内核心与非核心产品成本加成及调整幅度以及资源配置的影响。

二、理论模型

参照 Melitz 和 Ottaviano(2008)的研究,本文首先构建理论模型来考察中间品贸易自由化对

^① Fan 等(2015a)以及 Fan 等(2018)同时从中间品贸易自由化和多产品企业成本加成的角度研究了中国多产品企业在产品层面的成本加成,但并没有考虑企业不同类型(核心与非核心)产品成本加成的调整差异。

多产品企业核心与非核心产品成本加成的调整差异。

(一)消费。假定一国消费者数量为 L ，且每个消费者可提供一单位的劳动力。代表性消费者的效用函数如下：

$$U = q_0^c + \alpha \int_{i \in \Omega} q_i^c d_i - \frac{1}{2} \gamma \int_{i \in \Omega} (q_i^c)^2 d_i - \frac{1}{2} \eta \left(\int_{i \in \Omega} q_i^c d_i \right)^2 \quad (1)$$

其中， q_0^c 和 q_i^c 分别表示基准产品与异质性产品的消费量。 α 和 η 表示基准产品与异质性产品之间的替代程度， γ 表示异质性产品内不同类产品间的差异程度，它们均为正数。

假定任一消费者对基准产品的需求量均为正，即 $q_0^c > 0$ ，则给定任一类异质性产品，其价格水平满足 $p_i = \alpha - \gamma q_i^c - \eta Q^c$ 。其中， $Q^c = \int_{i \in \Omega} q_i^c d_i$ 表示消费者对异质性产品的整体消费量。令 $\Omega^* \in \Omega$ 表示消费者所购买的异质性产品种类集合。由于假定 $q_0^c > 0$ ，我们可得 $q_i^c > 0$ ，故有 $N\bar{p} = \alpha N - (\eta N + \gamma) Q^c$ 。 N 表示产品种类集合 Ω^* 中消费的种类数量， $\bar{p} = \frac{1}{N} \int_{i \in \Omega^*} p_i d_i$ 表示产品的平均价格。因此，我们可得 $q_i = L q_i^c = \frac{\alpha L}{\eta N + \gamma} - \frac{L}{\gamma} p_i + \frac{\eta N}{\eta N + \gamma} \frac{L}{\gamma} \bar{p} (\forall i \in \Omega^*)$ ，同时满足 $p_i \leq \frac{1}{\eta N + \gamma} (\alpha \gamma + \eta N \bar{p}) = p^{\max}$ 。当且仅当消费者对异质性产品的需求趋近于 0 时， $p_i = p^{\max}$ ，且 $p^{\max} \leq \alpha$ 。

(二)生产。假定企业在生产时满足垄断竞争条件，由于本文重点关注的是多产品企业，为了反映企业生产不同产品时的异质性，与 Chatterjee 等(2013)以及 Mayer 等(2014)的设定类似，我们用参数 φ 来刻画这一异质性。

尽管一个多产品企业可能决定生产不止一种产品，但是每个企业均有一个能够代表其“核心竞争力”的产品，该产品便是企业生产最有效率的产品。假定企业生产率服从一个已知且常见的分布 $G(\varphi)$ ，其区间为 (φ_{\min}, ∞) 。^① 根据距离企业核心技术的远近，我们对企业生产的产品进行排序，用 m 表示。 $m=0$ 代表企业的核心产品， m 值越大，表示距离核心产品越远，即企业生产这类产品的效率相对较低。此时，企业生产率水平 φ 可表示为 $\varphi = \omega^{-m} \varphi_0 (\omega > 1, m \geq 0)$ ， ω^m 度量的是企业所生产产品的核心竞争力的发散程度。

在生产率水平 φ 下，假定企业生产满足如下的柯布—道格拉斯生产函数：

$$Y = \varphi X^\mu (K^\beta L^{1-\beta})^{1-\mu} \quad (2)$$

其中， K 和 L 分别表示企业生产中使用的资本和劳动。 X 表示生产中使用的一揽子中间投入品，且由一揽子国内生产的中间投入品 Z 和一揽子进口的中间投入品 M 以 CES 方式加总而成，即 $X = \left(Z^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + M^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$ 。两类中间投入品也各自以 CES 方式进行加总，可分别表示为： $Z = \left(\int_{i \in \Omega} z_i^{\frac{\theta-1}{\theta}} d_i \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}}$ 和 $M = \left(\int_{i \in \Omega} m_h^{\frac{\theta-1}{\theta}} dh \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}}$ 。 z_i 和 m_h 分别表示企业使用的国内生产的中间产品 l 和进口中间产品 h 的数量， Ω 表示企业使用的进口中间产品种类集合。假定国内(进口)中间产品间的替代弹性为 θ 且满足 $\theta > 1$ ，而进口中间投入品与国内生产的中间投入品之间的替代弹性为 ζ 。

给定工资水平 w 、资本利率 r 、国内生产的中间投入品价格 p_l 、进口中间产品价格 p_h 和关税水平 τ_h ，我们可用 $P_D = \frac{r^\beta w^{1-\beta}}{\beta^\beta (1-\beta)^{1-\beta}}$ 来表示生产中使用的资本和劳动投入的复合价格，用 $P_Z = \left(\int_{i \in \Omega} p_l^{1-\theta} \right)^{\frac{1}{1-\theta}}$ 来表示国内生产的中间投入品价格指数，用 $P_M = \left(\int_{i \in \Omega} (\tau_h p_h)^{1-\theta} \right)^{\frac{1}{1-\theta}}$ 来表示进口中间投入品价格指数。因此，企业生产第 m 种产品的边际成本为：

$$\omega^m c_0 = \omega^m \frac{B^\mu}{\varphi_0} \frac{P_D^{1-\mu} P_Z^\mu}{\mu^\mu (1-\mu)^{1-\mu}} \quad (3)$$

① Melitz 和 Ottaviano(2008)、樊海潮和张丽娜(2018)等采用了同样的设定。

其中, $B \equiv \left[1 + \left(\frac{P_M}{P_Z} \right)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$, $c_0 = \frac{B^\mu}{\varphi_0} \frac{P_D^{1-\mu} P_Z^\mu}{\mu^\mu (1-\mu)^{1-\mu}}$ ①

(三)企业最优化行为。对企业第 m 种产品的需求为 $q(m) = \frac{L}{\gamma} [p^{\max} - p(m)]$, 用 c_D 来表示企业生产某种产品获利的临界成本, 当获利为零时, 产品需求 $q(c_D)$ 为零。均衡条件下产品的价格水平与边际成本相同, 即 $p(c_D) = c_D = p^{\max}$ 。

给定产品需求, 企业选择最优价格以最大化其利润 $\frac{L}{\gamma} [p^{\max} - p(m)][p(m) - \omega^m c_0]$ 。由一阶条件可知, 企业产品的最优价格满足:

$$p = \frac{1}{2} (p^{\max} + \omega^m c_0) = \frac{1}{2} (c_D + \omega^m c_0) \quad (4)$$

根据式(4), 企业出口产品的成本加成 $\mu(m, c)$ 可表示为: ②

$$\mu(m, c) = p(m, c) - \omega^m c_0 = \frac{1}{2} (c_D - \omega^m c_0) \quad (5)$$

对企业出口产品的成本加成取对数, 并对 m 求导可得, $\frac{\partial \log \mu}{\partial m} = \frac{-c_0 \omega^m \ln \omega}{c_D - \omega^m c_0} < 0$ 。这说明在多产品企业内, 核心产品的成本加成最高, 非核心产品的成本加成相对较低, 而且随着企业产品排序的逐渐增大(距离核心产品越远), 其成本加成逐渐降低。

将式(5)对进口中间品的关税水平 τ_h 求导后可得:

$$\frac{\Delta \log \mu}{\Delta \log \tau_h} = - \frac{\mu c_0 \omega^m}{c_D - c_0 \omega^m} \frac{P_M^{1-\sigma}}{P_M^{1-\sigma} + P_Z^{1-\sigma}} \frac{(\tau_h p_h)^{1-\theta}}{\int_{\Omega} (\tau_h p_h)^{1-\theta}} \quad (6)$$

式(6)右侧为负值, 故进口中间品贸易自由化(即进口中间品关税下降)有助于提高多产品企业的出口产品成本加成。进一步将式(6)对产品排序 m 求导可得:

$$\frac{1}{\Delta \log \tau_h} \frac{\partial \Delta \log \mu}{\partial m} = - \frac{\mu c_0 c_D \omega^m \ln \omega}{(c_D - c_0 \omega^m)^2} \frac{P_M^{1-\sigma}}{P_M^{1-\sigma} + P_Z^{1-\sigma}} \frac{(\tau_h p_h)^{1-\theta}}{\int_{\Omega} (\tau_h p_h)^{1-\theta}} \quad (7)$$

式(7)右侧为负值, 而中间品贸易自由化(中间品关税下降)意味着 $\Delta \log \tau_h$ 为负 ($\Delta \log \tau_h < 0$), 故有 $\partial \Delta \log \mu / \partial m > 0$ 。即在中间品贸易自由化条件下, 多产品企业内非核心产品的成本加成调整幅度相对更大。由此, 我们可得如下理论命题:

命题: 在多产品企业内, 核心产品的成本加成最高, 非核心产品的成本加成水平则相对较低。进口中间品贸易自由化会促使企业提高其出口产品的成本加成, 且对非核心产品的调整幅度相对较大。随着产品排序的逐渐增大(即距离核心产品越远), 企业对其成本加成的调整幅度也逐渐增大。

那么, 进口中间品贸易自由化又如何影响企业内资源配置呢? Lerner(1934)研究指出, 在一般均衡环境中, 资源配置效率取决于相对价格而非绝对价格。在不存在其他低效率时, 如果所有的价格都融入了相同的成本加成, 那么相对价格将正确解释相对成本, 形成资源的最优配置。也就是说, 不同产品间成本加成的差异程度可用来衡量多产品企业在不同产品间的资源配置。Epifani 和 Gancia(2011)、Peters(2011)以及钱学锋等(2015)采用了同样的方式来衡量企业(部门)内的资源配置效率。这些研究均表明, 企业(部门)间成本加成的离散程度越高, 资源在生产商间的配置效率越低。不同的成本加成往往代表着不同的利润水平, 企业通过调整不同产品的成本加成, 可以影响其定价和需求(出口价格、数量等), 从而影响企业对不同产品的生产决策与资源

① c_0 表示与生产率水平 φ_0 对应的成本, 即当生产率水平为 $\omega^m \varphi_0$ 时, 企业的边际成本为 $\omega^m c_0$ 。

② 这里的成本加成是绝对成本加成, 即上文所说的成本加成水平(下文统称成本加成), 计算方法详见第三部分。

配置。根据本文的理论命题, 进口中间品关税下降后, 企业对非核心产品的成本加成调整幅度更大。这会缩小核心与非核心产品间的成本加成差异, 优化企业在不同产品间的资源配置, 提升出口企业的整体竞争力。

三、数据来源与指标介绍

(一)数据。本文所用数据主要有交易层面的中国海关数据与中国工业企业数据。由于加工贸易企业的进口产品和出口价格在很大程度上受到委托方的限制, 本文的研究主要聚焦于从事一般贸易的企业。鉴于 2002 年前后我国海关数据所用 HS 编码存在不一致, 本文根据 *United Nation* 网站上提供的 HS96 与 HS02 编码转换码做了调整, 最终把所有数据都整合到 HS96 码层面。考虑到中国工业企业数据中可能存在企业误报现象, 根据 Cai 和 Liu(2009)的研究以及公认的会计原则, 本文要求研究样本需满足: (1)总资产大于流动资产; (2)总资产大于总固定资产; (3)总资产大于固定资产净值; (4)企业 ID 码不能缺失且唯一; (5)企业建立时间不得缺失。

本文采用以下步骤对上述两个高度细化的大型面板数据集进行匹配合并: (1)根据公司名称进行匹配; (2)根据电话和邮编进行匹配; (3)根据电话和联系人姓名一起进行匹配(Fan 等, 2015b)。匹配合并后的数据样本的时间跨度为 2000—2006 年, 其出口总值和进口总值分别占海关数据总出口值和总进口值的 52.4% 和 42%。^①

(二)企业—产品层面的成本加成。与 Fan 等(2015a)及 Fan 等(2018)一致, 本文基于修改后的 De Loecker 等(2016)方法来估计企业—产品层面的成本加成。受篇幅限制, 详细的估计方法可参见 Fan 等(2017)。

在具体求解过程中, De Loecker 等(2016)假定企业内所有产品生产所用的中间投入份额加总为 1。但在中国贸易数据中, 绝大多数企业都不是纯出口企业, 它们从事出口业务的同时也从事国内业务, 而且难以获得企业国内销售额占总收入份额的数据。因此, 我们不能直接使用 De Loecker 等(2016)中的假定。参照 Kee 和 Tang(2016)的研究, 本文假定 t 时刻任意企业 f 生产的不同产品的中间投入份额 ρ_{fht} 之和等于该企业的总出口占总销售收入的比重。^②采用数值计算方法(*numerical methods*)可求解得出多产品企业的成本加成率:^③

$$\hat{\mu}_{fht} = \hat{\theta}_{fht}^M \frac{P_{fht} Q_{fht}}{\exp(\hat{\rho}_{fht}) P_{fht}^M V_{fht}^M} \quad (8)$$

其中, $\hat{\theta}_{fht}^M$ 表示产品层面原材料的产出弹性, 且该弹性可表示为由生产函数中参数 β 所组成的方程; $P_{fht} Q_{fht}$ 表示产品 h 的出口额, 该数据可直接从关税数据中获得; $\exp(\hat{\rho}_{fht}) P_{fht}^M V_{fht}^M$ 表示生产产品 h 使用的原材料。^④进一步变换可得产品的成本加成水平(与式(5)相对应):

$$\mu_{fht} = P_{fht} - \frac{P_{fht}}{\hat{\mu}_{fht}} \quad (9)$$

(三)中间与最终产品进口关税。参照 Amiti 和 Konings(2007)的研究, 我们可计算得到中间与最终产品所属行业的进口关税, 具体计算方法如下: 基于 HS8 产品分类代码与 2002 年中国投

① 本文的匹配结果与 Fan 等(2015b)、Fan 等(2018)以及樊海潮和郭光远(2015)基本一致。

② 为排除这一修改可能造成的偏误, 我们将样本限定为样本期内只从事出口的企业, 采用原假定重新估计了成本加成。结果发现, 长期来看, 这一修改没有改变原文的基本结论。受篇幅限制, 文中未列示这部分结果, 如有需要可向作者索取。

③ 与 De Loecker 等(2016)的研究类似, 若给定所有产品的中间投入份额在 0 与企业总出口占总销售额的比重之间(不包括端点), 则方程组解的条件是唯一的, 且与未知变量的初始值无关。为排除存在角点解的情况, 我们剔除了不超过 0.5% 的样本。

④ t 期产品 h 生产所用原材料的产出弹性可表示为: $\hat{\theta}_{fht}^M = \hat{\beta}_m + 2\hat{\beta}_{mm}(\hat{\rho}_{fht} + m_{jt}) + \hat{\beta}_m(\hat{\rho}_{fht} + l_{jt}) + \hat{\beta}_{mk}(\hat{\rho}_{fht} + k_{jt})$ 。

入产出表行业代码的匹配码,对进口关税在三分位的投入产出代码层面取平均,得到行业 k 在 t 时刻的最终产品进口关税水平 τ_{kt}^{output} 。令 τ_{it}^{input} 表示行业 i 在 t 时刻的中间投入品关税, a_{ki} 为行业 i 在生产中来源于行业 k 的产品投入成本占总成本的比重,由 Amiti 和 Konings(2007)可知, $\tau_{it}^{input} = \sum_k a_{ki} \tau_{kt}^{output}$, 即投入品关税为产出品关税的加权平均。

四、基准结果分析

这部分主要采用以下回归方程来检验上文提出的理论命题:

$$\Delta mkp_{fht} = \beta_0 \Delta duty_{in_{it}} + \beta_1 \Delta duty_{in_{it}} \times PR + \beta_2 duty_{out_{it}} + \beta_f \Delta \chi_{ft} + \beta_h \Delta \chi_{ht} + \varphi_f + \varphi_t + \epsilon_{fht} \quad (10)$$

其中, f, h 和 t 分别表示企业、HS6 产品编码和年份。 mkp_{fht} 表示企业出口产品的成本加成, PR 表示企业出口产品排序, 产品排序越高(数值越大), 距离核心产品越远。^① $duty_{in_{it}}$ 表示 CIC 四分位层面行业进口中间投入品的关税水平。由于最终产品关税下降会通过竞争效应影响企业出口产品的成本加成, 本文在回归中也控制了行业层面的最终产品关税水平 $duty_{out_{it}}$ 。可变成本加成的相关研究(Melitz 和 Ottaviano, 2008; Arkolakis 等, 2012)表明, 企业生产率越高, 成本加成也会越高。也就是说, 进口中间投入品关税下降也可能通过生产率渠道对企业出口产品的成本加成产生影响。为了排除这一影响因素, 我们在回归中控制了企业的全要素生产率 TFP 。此外, 我们还控制了企业的其他特征, 如工资水平、规模(以雇用的员工数量来衡量)以及资本—劳动力比等, 行业特征则包括平均工资水平、资本密集率、受高等(大学)教育员工比例以及行业集中度等。 φ_f 和 φ_t 分别表示企业与年份固定效应。^② Δ 表示变量在年份层面取一阶差分, 所有变量在取差分前均做了对数化处理, 且回归结果都在行业层面做了 *cluster* 处理。^③

基准回归结果(见表 1 中列(1))显示, 产品排序与进口中间品关税变化的交乘项系数显著为负, 说明进口中间品关税下降后, 距离核心产品越远, 产品成本加成的调整幅度越大。换句话说, 在中间品贸易自由化条件下, 与核心产品相比, 多产品出口企业倾向于更多地调整非核心产品的成本加成。结合上文理论命题与现有相关研究, 在多产品企业内, 核心产品的成本加成水平相对较高, 进口中间品关税下降后, 所有产品的成本加成水平均有所提高; 但与核心产品相比, 非核心产品成本加成的调整幅度更大, 而这会缩小核心与非核心产品间成本加成的差异, 优化企业在不同产品间的资源配置, 从而提升我国出口企业的竞争力。

De Loecker 等(2016)指出, 由于估计企业—产品层面的成本加成时所用的生产函数是建立在 CIC 二分位上的, 使用普通 OLS 回归可能会影响成本加成的估计精度, 从而影响本文的结论。为此, 我们参照 De Loecker 等(2016)、Fan 等(2018)等研究, 以二分位的 CIC 行业层面样本数作为权重进行了加权回归, 结果见表 1 中列(2)。从中可知, 在使用加权回归后, 产品排序与进口中间品关税变化的交乘项系数仍显著为负。为方便对比, 我们在下文中同时汇报了加权回归和未加权回归的结果。如无特殊说明, 偶数列为加强回归结果, 奇数列为普通 OLS 回归结果。此外, 钱学锋等(2015)的研究表明, 贸易自由化对企业成本加成的影响可能因期限长短而有所差异。为此, 我们对关税水平做了四阶差分, 重新对式(10)进行了回归, 结果见表 1 中列(3)和列(4)。^④不

① 由于产品排序变量在取一阶差分时被消掉了, 式(9)中并不包含 PR 的一阶差分项。但当我们在回归中加入产品排序变量 PR 时, 正文结论仍然成立。

② 参照 Eckel 等(2015)的研究, 在控制了企业—年份固定效应和产品—年份固定效应后, 正文结论仍然成立。

③ 若将回归结果分别在企业、行业—年份与企业—年份层面做 *cluster* 处理, 上述结果依旧成立。

④ 二阶、三阶与五阶差分的结果仍支持正文的研究结论。

难发现, 交乘项系数显著为负, 这与预期吻合。即无论是从短期还是长期来看, 进口中间品贸易自由化后, 在多产品企业内, 距离核心产品越远, 成本加成的调整幅度越大。

表 1 出口产品加成变化与企业出口产品排序

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta duty_{in} \times PR$	-2.735*** (0.727)	-2.863*** (0.827)	-1.697*** (0.276)	-1.690*** (0.332)
$\Delta duty_{in}$	0.823 (1.336)	0.809 (1.493)	0.591 (1.071)	0.746 (1.166)
$\Delta duty_{out}$	-0.348 (0.947)	-0.028 (0.902)	-1.149 (0.811)	-1.148 (0.803)
ΔTFP	0.477*** (0.046)	0.465*** (0.045)	0.506*** (0.063)	0.491*** (0.065)
其他企业特征	控制	控制	控制	控制
行业特征	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	83 340	83 340	57 814	57 814
R^2	0.249	0.272	0.251	0.256

注: **、*和^{*}分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著, PR 表示以出口额来衡量的产品排序, TFP 表示企业的全要素生产率, 企业的其他特征包括资本—劳动比、规模(以员工数量来衡量)以及员工工资等, 行业特征则包括平均工资水平、资本密集率、受高等(大学)教育员工比例以及行业集中度等。偶数列表示加权回归的结果, 奇数列表示未加权回归的结果。括号内为经行业层面 *cluster* 处理的标准误。下表同。

五、机制分析与内生性检验

(一)影响机制。文章的理论模型表明, 贸易自由化可通过边际成本渠道对企业成本加成的调整产生影响。我们在这部分主要对这一影响机制进行检验。我们将基准回归中的因变量(出口产品成本加成变化)替换为出口产品边际成本变化, 回归结果见表 2 中列(1)和列(2)。与基准回归结果(见表 1 中列(1)和列(2))恰好相反, 产品排序与进口中间投入品关税变化的交乘项系数显著为正。这说明贸易自由化确实会影响不同产品的边际成本调整, 进而影响企业对其出口产品成本加成的调整。进一步地, 我们在基准回归中加入了企业边际成本变化, 以控制边际成本渠道的影响。^①如果贸易自由化确实可通过边际成本渠道影响企业对其核心与非核心产品成本加成的调整, 那么我们预期在控制了边际成本之后, 交乘项系数将显著变小或不再显著。表 2 中列(3)和列(4)显示, 在控制了边际成本变化之后, 产品排序与进口中间品关税变化的交乘项系数依然为负, 但并不显著。这进一步说明边际成本是重要的影响渠道, 而这一结果也验证了 Mayer 等(2014)的研究。

表 2 出口产品加成变化、边际成本变化与企业出口产品排序

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta duty_{in} \times PR$	2.267*** (0.798)	2.496*** (0.920)	-0.332 (0.497)	-0.219 (0.487)
$\Delta duty_{in}$	-1.136 (1.326)	-1.349 (1.542)	-0.381 (0.650)	-0.620 (0.625)
$\Delta duty_{out}$	0.109 (0.773)	-0.261 (0.758)	-0.232 (0.702)	-0.304 (0.666)
ΔMC	-	-	-1.060*** (0.006)	-1.059*** (0.006)
ΔTFP	-0.480*** (0.047)	-0.470*** (0.047)	-0.032** (0.015)	-0.032** (0.016)
其他企业特征	控制	控制	控制	控制
行业特征	控制	控制	控制	控制

① 若基准回归中控制企业边际成本变化及其与产品排序的交乘项, 系数 β_1 仍显著为负, 但数值明显变小。

续表 2 出口产品加成变化、边际成本变化与企业出口产品排序

	(1)	(2)	(3)	(4)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	83 340	83 340	83 340	83 340
R^2	0.266	0.290	0.782	0.791

(二)内生性问题。Amiti 和 Konings(2007)的研究表明,使用企业固定效应模型来研究关税问题存在较大的内生性问题。具体来说,对单个企业而言,行业层面的关税变化可视为外生的,但由于一国关税政策的制定本身存在一定程度的内生性(例如,某些行业的寻租行为可能会影响相关政策的制定),行业层面的关税变化可能不再外生。为此,我们利用工具变量法来缓解这一内生因素可能造成的影响。

参照 Goldberg 和 Pavcnik(2005)的研究,本文使用贸易自由化前的关税水平和滞后一期的关税水平这两个工具变量,采用两阶段最小二乘法重新对式(10)进行了回归,结果见表3。^①其中,列(1)和列(2)以1999年进口关税水平为工具变量,列(3)和列(4)以滞后一期进口关税水平为工具变量。同样地,偶数列表示加权回归的结果。由表3可知,在两种工具变量回归下,交乘项系数均显著为负。这意味着在使用工具变量缓解了内生性问题后,本文研究的基本结论仍然成立。此外,表3还汇报了 Kleibergen 和 Paap(2006)的 rk 统计量以及 Cragg-Donald Wald F 统计量和 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量。第一个统计量主要用来识别工具变量与内生变量是否存在相关性,后两个统计量则主要用来检验选取的工具变量与内生变量是否存在弱相关性,即工具变量是不是弱工具变量。由检验结果可知,三个统计量都拒绝了原假设,进一步说明我们选取的工具变量是有效且合适的。

表 3 出口产品加成变化与企业出口产品排序 (工具变量法)

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta duty_{in} \times PR$	-7.743*** (0.708)	-10.278*** (1.045)	-6.107*** (0.563)	-7.525*** (0.744)
$\Delta duty_{in}$	9.643 (11.718)	6.134 (13.971)	4.201 (10.439)	9.631 (15.844)
$\Delta duty_{out}$	-6.025 (10.013)	-2.939 (11.539)	-4.676 (13.922)	-7.179 (17.647)
ΔTFP	0.474*** (0.027)	0.459*** (0.027)	0.475*** (0.027)	0.460*** (0.028)
其他企业特征	控制	控制	控制	控制
行业特征	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
$K-P rk LM$ 统计量	108.638	118.842	55.487	50.564
$C-D Wald F$ 统计量	81.198	96.347	41.091	39.037
$K-P rk Wald F$ 统计量	50.556	54.817	24.769	21.433
$Prob > F$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
观测值	74 944	74 944	74 944	74 944

六、稳健性检验

(一)使用不同的产品加成度量方式。在基准回归中,我们估计生产函数使用的是来自国

^① 本文样本的时间跨度为2000—2006年,因此使用1999年进口中间投入品和最终产品关税水平作为关税变化的工具变量。

家统计局的企业层面的实际产出数据。由于该数据并没有提供详细的企业层面的价格与产出数据,参照 Lu 等(2012)以及 Fan 等(2018)的研究,本文使用企业收益额除以所属行业的产出价格指数来获得其物量生产数量数据。然而,不同企业生产的同一种产品的价格可能不尽相同,使用行业层面的价格指数可能会造成遗漏变量偏误等问题(De Loecker 和 Goldberg, 2014)。为了排除这一因素的影响,我们使用 2000—2006 年中国制造业企业在产品层面的物量生产数据,重新对成本加成进行了估计。^①回归结果见表 4 中列(1)和列(2),交乘项系数仍显著为负。同时,在基准回归中,为便于计算,我们并没有在超越对数生产函数中加入劳动、资本与原材料的三重交乘项。为了排除这一因素可能产生的影响,我们加入了这一交乘项,回归结果见表 4 中列(3)和列(4)。由表 4 结果可知,使用新的方式来估计成本加成并未改变本文的基本结论。

表 4 出口产品加成变化与企业出口产品排序(使用不同的产品加成度量方式)

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta duty_in \times PR$	-2.794*** (0.730)	-2.936*** (0.847)	-2.453*** (0.508)	-2.582*** (0.536)
$\Delta duty_in$	1.169 (1.374)	1.034 (1.541)	3.268** (1.418)	3.824*** (1.470)
$\Delta duty_out$	-0.204 (0.946)	0.162 (0.914)	-1.258 (0.784)	-1.394* (0.789)
ΔTFP	0.474*** (0.046)	0.460*** (0.046)	0.517*** (0.071)	0.494*** (0.064)
其他企业特征	控制	控制	控制	控制
行业特征	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	82 213	82 213	85 232	85 232
R^2	0.249	0.276	0.256	0.282

(二)使用不同的关税衡量方式。Fan 等(2015)的研究表明,企业层面的关税可以较好地刻画关税下降所带来的集约边际效应。为此,我们在使用企业层面的关税数据来替代基准回归中行业层面的关税数据,重新对式(10)进行了回归,结果见表 5 中列(1)和列(2)。企业层面关税的计算方式参见 Yu(2015)。考虑到使用加权方式计算关税水平可能存在一定的内生性问题(Fan 等, 2015a),我们令权重 $m_{it}^k = 1$, 计算并使用了非加权的的企业层面关税水平。^②此外,我们还使用了产品层面的关税水平来替代行业层面的关税水平(见表 5 中列(3)和列(4))。与基准回归(见表 1 中列(1)和列(2))结果一致,表 5 中所有交乘项系数均显著为负,且其绝对值相对较小。这主要是因为,某些企业使用的中间投入品可能是同一行业内其他企业进口的,这类活动可以被行业层面的关税所捕捉,但很难在企业和产品层面的进口关税水平上反映出来。

表 5 出口产品加成变化与企业出口产品排序(使用不同的关税度量方式)

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta duty_in \times PR$	-0.550*** (0.205)	-0.399* (0.203)	-2.539*** (0.760)	-2.684*** (0.877)
$\Delta duty_in$	0.454 (0.289)	0.242 (0.321)	0.990 (1.326)	1.216 (1.502)
$\Delta duty_out$	—	—	-0.048 (0.799)	0.066 (0.815)
ΔTFP	0.416*** (0.048)	0.411*** (0.047)	0.473*** (0.045)	0.459*** (0.045)
其他企业特征	控制	控制	控制	控制

① 受篇幅限制,这里略去了有关物量生产数据的具体介绍和相关估计过程中的注意事项,如有需要可向作者索取。使用该数据估计得到的企业在产品层面的成本加成与上文估计结果的相关性高达 79.58%。

② Fan 等(2015a)等采用了同样的处理方式。

续表5 出口产品加成变化与企业出口产品排序(使用不同的关税度量方式)

	(1)	(2)	(3)	(4)
行业特征	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	31 012	31 012	80 460	80 460
R^2	0.214	0.228	0.252	0.278

(三)使用加工贸易进行对照检验。Manova 和 Yu(2016)的研究表明,与其他国家相比,加工贸易市场份额占比较高是中国对外贸易的一个显著特征。一般而言,加工贸易主要有来料加工与进料加工两种方式。在这两种方式下,企业都会免征进口关税或享受一定程度的关税减免。因此,对从事加工贸易的企业来说,进口中间投入品关税的下降对其出口产品绩效的影响较小或几乎没有。因此,我们可将加工贸易企业作为对照组,检验上文结论的可信性。也就是说,与基准回归结果相比,在加工贸易样本中,交乘项系数的绝对值应显著较小或不再显著。^①为便于对比,表6同时汇报了一般贸易企业的回归结果(见列(1)和列(2))。从中可以发现,在使用加工贸易样本进行回归后,交乘项系数依然为负,但不再显著。这进一步验证了本文结论,同时说明与一般贸易企业相比,中间品贸易自由化后,加工贸易企业内核心与非核心产品间成本加成的调整差异并不明显。

表6 出口产品加成变化与企业出口产品排序(基于加工贸易企业的对照检验)

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta duty_in \times PR$	-2.735*** (0.727)	-2.863*** (0.827)	-2.441 (1.753)	-2.730 (1.843)
$\Delta duty_in$	0.823 (1.336)	0.809 (1.493)	1.833 (1.411)	1.944 (1.403)
$\Delta duty_out$	-0.348 (0.947)	-0.028 (0.902)	-0.173 (0.922)	-0.297 (0.925)
ΔTFP	0.477*** (0.046)	0.465*** (0.045)	0.713*** (0.117)	0.727*** (0.116)
其他企业特征	控制	控制	控制	控制
行业特征	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	83 340	83 340	29 852	29 852
R^2	0.249	0.272	0.325	0.342

(四)考虑汇率及其他影响因素。^②钱学锋和范冬梅(2015)的研究表明,贸易政策会对企业成本加成的调整产生影响。特别地,Tang 和 Zhang(2012)、许家云等(2015)等研究指出,汇率升值或变动对中国出口企业的进退及产品生产具有十分显著的影响。在样本期内(2005年),人民币经历了一次大幅升值,导致其对外币汇率出现了巨大的波动。这一汇率波动会间接影响企业对不同国家的出口决策,进而可能影响其对核心与非核心产品的成本加成进行调整。为了排除汇率因素所造成的影响,我们剔除2005年及以后的数据,重新进行了基准回归。结果发现,交乘项系数仍显著为负。也就是说,在考虑汇率波动的影响后,本文的基本研究结论并未发生改变。

① 在中国出口企业中,样本期内存在着同一企业先(后)从事加工贸易,后(先)从事一般贸易的情况。为了剔除企业在个别年份从事一般贸易对研究结果产生的影响,这里将样本限定为样本期内各年均只从事加工贸易的企业。

② 受篇幅限制,这部分结果未列示,如有需要可向作者索取。

此外,由核心产品定义可知,企业核心与非核心产品同产品出口额存在较大关联,两者的出口额存在较大差异,而同一企业内的多数非核心产品的出口额基本相差不大。换句话说,出口额相差较小的两类产品排序却可能相差较大。为了排除部分非核心产品出口额相近但产品排序相差较大所产生的影响,我们将样本限定为企业内排在前30位(或前50位)的产品。同时,在基准回归中,产品排序变量不随时间变化。考虑到产品排序与其出口额有关,而产品出口额随时间可能会发生较大的变化,我们将基准回归中不随时间变化的产品排序变量替换为随时间变化的变量;另外,我们还考虑了长阶差分以及控制企业一年份、产品一年份固定效应等情形。在以上所有情形下,交乘项系数均显著为负,上文所得结论仍成立。最后,在考虑极端值的影响后,上文所得结论也仍成立。

上述稳健性检验结果表明,本文的理论命题与基准回归结果具有极强的稳健性。中间产品关税下降后,多产品企业会通过更多地调整非核心产品的成本加成,缩小其与核心产品间的成本加成差异,优化企业在不同产品间的资源配置,提升企业整体竞争力。

七、结论与政策建议

本文基于 Melitz 和 Ottaviano(2008)的研究,通过构建一个成本加成可变的异质性企业模型,探究了在中间品贸易自由化条件下,多产品企业对其核心与非核心产品成本加成的调整差异。理论分析表明,在多产品企业中,核心产品的成本加成最高,非核心产品的成本加成则随产品排序的增大而降低;在中间品贸易自由化条件下,企业会提高所有出口产品的成本加成,且对非核心产品的调整幅度相对较大,距离核心产品越远,成本加成的提高幅度越大。之后,本文利用中国工业企业数据和中国海关数据,估计了企业在产品层面的成本加成,并构建实证模型检验了理论命题。此外,本文还发现进口中间品贸易自由化可通过边际成本渠道来影响企业内的资源配置及调整。内生性与稳健性检验结果进一步验证了本文的研究结论。

本文的研究对新时代背景下进一步推进我国贸易自由化进程,形成全面开放新格局具有一定的政策启示。本文建议:(1)要进一步推进贸易自由化尤其是中间品贸易自由化进程。本文研究表明,在中间品贸易自由化条件下,多产品出口企业会调整其核心与非核心产品的成本加成,进而整合优化企业内资源配置。这表明,中间品贸易自由化有助于加速我国出口企业内的产品组合调整,促进产品优胜劣汰。这对于进一步提升我国出口企业的整体竞争力,推动形成全面开放的新格局具有重大意义。正如习近平总书记纪念改革开放四十周年大会上所讲的,开放带来进步,封闭必然落后。我国应继续坚持对外开放的基本国策,进一步扩大开放,施行更加全面、积极、主动的开放政策。(2)要推动、引导、鼓励外贸企业实施产品多元化战略。以往的研究表明,贸易自由化不利于企业弱势(非核心)产品(产业)的发展;而本文研究发现,中间品贸易自由化后,与核心产品相比,我国出口企业会更大幅度地提高非核心产品的成本加成,缩小其与核心产品间的成本加成差异,从而优化企业内资源配置。因此,我们建议在进一步推动中间品贸易自由化的同时,相关部门应推动、鼓励、引导我国出口企业实施产品多样化和多元化战略,以更好地提升其综合竞争力,推动新时代背景下的贸易强国建设。

参考文献:

- [1]樊海潮,郭光远. 出口价格、出口质量与生产率间的关系:中国的证据[J]. 世界经济,2015,(2): 58-85.
- [2]樊海潮,张丽娜. 中间品贸易与中美贸易摩擦的福利效应:基于理论与量化分析的研究[J]. 中国工业经济,2018,(9): 41-59.

- [3]钱学锋,范冬梅. 国际贸易与企业成本加成: 一个文献综述[J]. 经济研究, 2015, (2): 172-185.
- [4]钱学锋,范冬梅,黄汉民. 进口竞争与中国制造业企业的成本加成[J]. 世界经济, 2016, (3): 71-94.
- [5]钱学锋,潘莹,毛海涛. 出口退税、企业成本加成与资源误置[J]. 世界经济, 2015, (8): 80-106.
- [6]钱学锋,王胜,陈勇兵. 中国的多产品出口企业及其产品范围: 事实与解释[J]. 管理世界, 2013, (1): 9-27.
- [7]许家云,佟家栋,毛其淋. 人民币汇率变动、产品排序与多产品企业的出口行为——以中国制造业企业为例[J]. 管理世界, 2015, (2): 17-31.
- [8]余淼杰. 中国的贸易自由化与制造业企业生产率[J]. 经济研究, 2010, (12): 97-110.
- [9]祝树金,钟腾龙,李仁宇. 中间品贸易自由化与多产品出口企业的产品加成率[J]. 中国工业经济, 2018, (1): 41-59.
- [10]Amiti M, Konings J. Trade liberalization, intermediate inputs, and productivity: Evidence from Indonesia[J]. *The American Economic Review*, 2007, 97(5): 1611-1638.
- [11]Arkolakis C, Costinot A, Donaldson D, et al. The elusive pro-competitive effects of trade[J]. *The Review of Economic Studies*, 2019, 86(1): 46-80.
- [12]Arkolakis C, Costinot A, Rodriguez-Clare A. New trade models, same old gains? [J]. *American Economic Review*, 2012, 102(1): 94-130.
- [13]Bas M, Strauss-Kahn V. Input-trade liberalization, export prices and quality upgrading[J]. *Journal of International Economics*, 2015, 95(2): 250-262.
- [14]Brandt L, VanBiesebroeck J, Zhang Y F. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339-351.
- [15]Cai H B, Liu Q. Competition and corporate tax avoidance: Evidence from Chinese industrial firms[J]. *The Economic Journal*, 2009, 119(537): 764-795.
- [16]Chatterjee A, Dix-Carneiro R, Vichyanond J. Multi-product firms and exchange rate fluctuations[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2013, 5(2): 77-110.
- [17]Chen N, Imbs J, Scott A. The dynamics of trade and competition[J]. *Journal of International Economics*, 2009, 77(1): 50-62.
- [18]De Loecker J, Goldberg P K. Firm performance in a global market[J]. *Annual Review of Economics*, 2014, 6(1): 201-227.
- [19]De Loecker J, Goldberg P K, Khandelwal A K, et al. Prices, markups, and trade reform[J]. *Econometrica*, 2016, 84(2): 445-510.
- [20]De Loecker J, Warzynski F. Markups and firm-level export status[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(6): 2437-2471.
- [21]Eckel C, Iacovone L, Javorcik B, et al. Multi-product firms at home and away: Cost-versus quality-based competence[J]. *Journal of International Economics*, 2015, 95(2): 216-232.
- [22]Epifani P, Gancia G. Trade, markup heterogeneity and misallocations[J]. *Journal of International Economics*, 2011, 83(1): 1-13.
- [23]Fan H C, Gao X, Li Y A, et al. Trade liberalization and markups: Micro evidence from China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2018, 46(1): 103-130.
- [24]Fan H C, Li Y A, Yeaple S R. Trade liberalization, quality, and export prices[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2015a, 97(5): 1033-1051.
- [25]Fan H C, Lai E L C, Li Y A. Credit constraints, quality, and export prices: Theory and evidence from China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2015b, 43(2): 390-416.

- [26]Feng L, Li Z Y, Swenson D L. The connection between imported intermediate inputs and exports: Evidence from Chinese firms[J]. *Journal of International Economics*, 2016, 101: 86–101.
- [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]Goldberg P K, Pavcnik N. Trade, wages, and the political economy of trade protection: Evidence from the Colombian trade reforms[J]. *Journal of International Economics*, 2005, 66(1): 75–105.
- [29]Halpern L, Koren M, Szeidl A. Imported inputs and productivity[J]. *American Economic Review*, 2015, 105(12): 3660–3703.
- [30]Kee H L, Tang H W. Domestic value added in exports: Theory and firm evidence from China[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(6): 1402–1436.
- [31]Khandelwal A. The long and short (of) quality ladders[J]. *Review of Economic Studies*, 2010, 77(4): 1450–1476.
- [32]Kleibergen F, Paap R. Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition[J]. *Journal of Econometrics*, 2006, 133(1): 97–126.
- [33]Konings J, Van Cayseele P, Warzynski F. The dynamics of industrial mark-ups in two small open economies: Does national competition policy matter?[J]. *International Journal of Industrial Organization*, 2001, 19(5): 841–859.
- [34]Lerner A P. The concept of monopoly and the measurement of monopoly power[J]. *The Review of Economic Studies*, 1934, 1(3): 157–175.
- [35]Lu Y, Tao Z G, Yu L H. Agglomeration and Markup[R]. MPRA Working Paper No.38974, 2012.
- [36]Manova K, Yu Z H. How firms export: Processing vs. ordinary trade with financial frictions[J]. *Journal of International Economics*, 2016, 100: 120–137.
- [37]Mayer T, Melitz M J, Ottaviano G I P. Market size, competition, and the product mix of exporters[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(2): 495–536.
- [38]Melitz M J, Ottaviano G I P. Market size, trade, and productivity[J]. *Review of Economic Studies*, 2008, 75(1): 295–316.
- [39]Peters M. Heterogeneous mark-ups and endogenous misallocation[R]. MIT Working Paper No.78, 2011.
- [40]Tang H W, Zhang Y F. Exchange rates and the margins of trade: Evidence from Chinese exporters[J]. *CESifo Economic Studies*, 2012, 58(4): 671–702.
- [41]Yu M J. Processing trade, tariff reductions and firm productivity: Evidence from Chinese firms[J]. *Economic Journal*, 2015, 125(585): 943–988.

Trade Liberalization, Markup and Resource Allocation

Fan Haichao¹, Zhang Lina²

(1. *School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China;*

2. *College of Business, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)*

Summary: In recent years, the research on Chinese multi-product firms has aroused wide attention. As an important part of Chinese trade, data show that about 75% of the total export enterprises are multi-product firms in China, and the exports of MFNs take up more than 95% of the total export values between 2000 and 2005. Additionally, based on the product classification by BEC (Broad Economic Categories), the imports of

intermediate goods account for more than 70% of Chinese total import values. Therefore, it is more in line with China's national conditions and significant to explore the effect of intermediate trade liberalization on Chinese multi-product firms. Especially, with the rising events of de-globalization, the study on how to face the shock of intermediate liberalization by adjusting the markups of different products, and to optimize the resource allocation within enterprises and improve the competitiveness of Chinese MFNs, becomes of much greater importance for China nowadays.

In this paper, based on Melitz and Ottaviano (2008), we first theoretically construct a heterogeneous firm model with the variable markup, and then estimate the firm-product level markup of Chinese manufacturing firms by modifying the augmented approach proposed by De Loecker, et al. (2016). Using highly disaggregated Chinese firm-level data from the National Bureau of Statistics of China (NBSC) and Chinese Custom data, this paper empirically uncovers the patterns of how Chinese multi-product exporters adjust the markups of their core and non-core products, during the intermediate trade liberalization. We find that core products enjoy the highest markup in a multi-product firm and the firm tends to adjust its non-core products' markups more after the reduction of intermediate input tariff. To be more specific, the closer a product situates to the core product in the product rank ladder, the greater extent that the firm would adjust its markup to. This indicates that the intermediate input liberalization would help to narrow the gap between the core and the non-core products within the multi-product firms, and thus optimize the resource allocation. In addition, we do a series of robustness checks, which further support our aforementioned main findings.

On the one hand, our research contributes to the traditional literature by examining whether and how input tariff reduction would help to adjust the markups between the core and non-core products within MFNs. On the other hand, this paper is complementary to a large body of studies on the impact of trade liberalization on market power and resource allocation. Our results suggest that China should further promote the process of trade liberalization, especially the intermediate trade liberalization, to help to optimize the resource allocation within firms. In contrast to the previous study which shows that trade liberalization can be not to the benefit of the development of weak (non-core) products (industries), we find that after the tariff reduction of intermediate goods, Chinese exporters tend to improve the markups more for the non-core products. Therefore, we suggest that one should continue to implement the product diversification strategy in the MFNs, so as to further enhance the comprehensive competitiveness of Chinese exporters and improve their ability to confront the worldwide intensive pressure by the frequent rising trade frictions, and then help to complement the strategy of building up national strength with international trade in the new era.

Key words: intermediate trade liberalization; product mix; multi-product firms; markup; resource allocation

(责任编辑 康健)