

中间品贸易自由化、 市场结构与企业成本加成

刘政文 马 弘*

摘要：本文研究了不同市场结构下中间品贸易自由化对企业成本加成的异质性影响。通过构建一个包含中间品和最终品贸易的异质性企业理论模型，本文分析了一般均衡中中间品关税下降对个体企业成本加成的影响渠道，以及市场结构的异质性影响。中间品关税下降一方面降低了个体企业的生产成本，使得其成本加成提高；另一方面降低了行业整体的平均成本，增强了个体企业面临的竞争，使得其成本加成下降。在集中度越高的市场中，中间品关税的降低使得进口企业的成本加成增加越多。本文使用匹配的中国工业企业数据和海关数据，分析了2000–2007 年我国中间品关税降低在不同市场结构的行业中对企业成本加成的异质性影响，并采用工具变量回归控制可能的内生性问题，实证发现与模型预测一致。这一发现对于讨论贸易自由化对国内资源配置效率和福利改进的影响具有一定的借鉴意义。

关键词：贸易自由化；成本加成；中间品贸易；市场结构

一、引言

成本加成 (markup) 指产品价格与边际成本的差距，描述了企业在特定市场上的定价能力。当市场处于最优的资源配置状态时，企业定价等于边际成本，此时所有企业的成本加成均为 1。反之，当企业具有异质性成本加成时，成本加成高于 1 的企业产量低于社会最优产量，因此企业成本加成的数值及其离散程度是描述社会资源配置效率和社会总福利的重要指标 (Melitz and Ottaviano, 2008; de Blas and Russ, 2015; Edmond et al., 2015; Feenstra and Weinstein, 2017; Lu and Yu, 2015)。研究企业成本加成的决定因素对于评估经济体的资源配置效率具有重要的理论和实践意义。在此背景下，本文探讨贸易自由化——特别是中间

* 刘政文，北京大学经济学院，北京大学新结构经济学研究院，邮政编码：100871，电子信箱：zhengwenliu@pku.edu.cn；马弘（通讯作者），清华大学经济管理学院，邮政编码：100086，电子信箱：mahong@sem.tsinghua.edu.cn。

本文获得北京大学经济学院“中青年教师科研种子基金资助课题”、国家自然科学基金项目“贸易开放与企业创新：全球化与经济增长动力研究”（项目编号：71673160）以及清华大学自主科研计划“全面开放新格局下服务业开放与产业升级”（编号：2017THZWZX07）的资助。作者感谢匿名审稿人的宝贵建议，文责自负。

品贸易自由化——对企业成本加成的影响。

贸易自由化的进程会影响企业的成本加成。早期文献多关注最终品关税降低的影响:最终品关税降低带来更多来自国外企业的竞争,从而减弱本国企业的市场势力和定价能力,使得企业成本加成降低(Levinsohn, 1993; Harrison, 1994)。近年来,由于全球贸易中中间投入品贸易占到了相当大的份额,文献更多关注了中间品关税的影响。学者们认为中间品关税降低的主要作用机制在于使企业成本下降,并仅将部分成本下降转移给消费者,从而获得成本加成的提高——这一效应可以被称为“个体成本降低效应”(De Loecker et al., 2016; Fan et al., 2018; Brandt et al., 2017; 毛其淋、许家云, 2017; 等等)。本文通过构建理论模型研究发现,这一个个成本降低效应并不能涵盖中间品关税降低对企业成本加成的全部影响。在一般均衡中,中间品关税下降会降低行业整体的边际成本和平均价格,提升单个企业面临的竞争程度,从而促使其降低价格和成本加成,本文称这一效应为中间品关税降低的“促进竞争效应”^①。进一步研究发现,当市场竞争程度更强(企业数目更多、集中度更低)时,中间品贸易自由化的促进竞争效应更强,个体成本降低效应更弱,此时进口中间品的企业成本加成增加程度更弱;反之,当市场竞争程度更弱时,进口企业的成本加成提升更多。进一步地,本文使用匹配的中国工业企业数据、海关数据进行实证检验,发现成本加成^②随中间品关税降低的变化会受到企业所在行业市场结构的影响;当市场集中度更高时,进口企业相对于非进口企业在中间品关税降低时成本加成提升更多。实证发现与理论预测一致。

本文对已有文献的贡献主要表现在两个方面:第一,通过构建理论模型分析了中间品贸易自由化的促进竞争效应,这一效应立足于一般均衡效应,区别于文献中讨论的中间品贸易自由化的个体成本降低效应;第二,本文强调市场结构的异质性影响,从理论阐述和实证检验中分析市场结构如何影响中间品关税降低与进口企业成本加成的关系。

本文的其余部分安排如下:第二章为相关文献回顾;第三章构建了一个开放经济中包含最终品贸易和中间品贸易的异质性企业模型,分析了中间品关税降低对企业成本加成的异质性影响;第四章描述了中国贸易改革的背景,并介绍了文中所采用的数据;第五章展示了实证研究结果及工具变量回归和多种稳健性检验;第六章总结全文。

二、文献回顾

传统研究贸易自由化影响企业绩效的文献通常强调最终品关税降低的影响。文献认为最终品贸易加强了来自国际企业的竞争,从而改善了国内企业的绩效。实证研究发现进口竞争使得企业的生产力提高(Pavcnik, 2002; Topalova and Khandelwal, 2011; Yu, 2014),产品质量提高(Fan et al., 2015),出口增加(Baldwin and Gu, 2004),企业创新增加(Pamukcu, 2003; Baldwin and Gu, 2004; Lileeva and Trefler, 2010),企业间资源配置效率提高(Brandt et al., 2017)等。在企业的众多绩效特征中,成本加成因代表了企业的市场力量而具有重要意义。

^①此处中间品关税降低带来的促进竞争效应区别于一般讨论的最终品关税降低带来的促进竞争效应。二者的来源不同:前者来自于中间品关税下降带来的行业整体效率提高,即国内企业的竞争;而后者来源于国外企业的竞争。为防止歧义,后文的促进竞争效应均指中间品贸易自由化的促进竞争效应。

^②本文参照 De Loecker 和 Warzynski (2012) 的方法分别对中国制造业企业的成本加成进行了估计。附录 2 概述了估计方法。

义。近年来,De Loecker 和 Warzynski(2012)、De Loecker 等(2016)对估计企业成本加成方法的改进激发了大量对企业成本加成的研究。理论与实证研究发现最终品关税降低使得国内企业降低成本加成(Levinsohn, 1993; Harrison, 1994; Lu and Yu, 2015),文献中称之为最终品贸易自由化的促进竞争效应^①。关于中国的研究中,孙辉煌和兰宜生(2008)、岳文(2017)等分析了中国最终品关税降低对企业成本加成的影响,钱学锋和范冬梅(2015)对国际贸易和企业成本加成的关系做了一个综述。

然而在实践中,中间投入品贸易(input trade)占到了贸易总额的三分之二,其影响与最终品贸易有相当的区别(Johnson and Noguera, 2012)。因此近年来出现大量研究中间投入品贸易影响企业绩效的文献。研究多发现中间品关税降低对企业生产力和开发新产品的行为具有重要作用。Yu(2014)发现中间品关税降低提高了中国非加工出口企业的生产力。Fan 等(2015)发现中间品关税降低提高了出口企业的产品质量。余淼杰和梁中华(2014)发现贸易自由化通过降低中间投入品价格的方式降低了企业的劳动收入份额。盛斌和毛其淋(2015)发现中间品关税降低提高了企业规模分布的 Pareto 指数。其他关于中间品关税降低影响企业绩效的研究还包括 Amiti 和 Konings(2007)、Goldberg 等(2010)、Topalova 和 Khandelwal(2011)、Yu(2014)、Bas 和 Strausskahn(2015)等。De Loecker 和 Goldberg(2014)提供了企业如何受到中间品贸易自由化影响的综述。中间品关税降低对企业成本加成的影响同样受到关注。与企业在最终品贸易自由化过程中成本加成降低相反,企业会从中间品关税的降低带来的边际成本降低中得利:当价格的降低幅度小于边际成本的减少幅度时,企业成本加成提高。这一效应由 De Loecker 等(2016)首次进行了研究,他们发现中间品关税降低提高了印度企业的成本加成。类似地,Fan 等(2018)研究了中间投入品贸易自由化如何影响中国出口企业不同目的地的成本加成。Brandt 等(2017)发现降低中间品关税会引起国内价格下降和成本加成增加。毛其淋和许家云(2017)研究了中间品贸易自由化对企业成本加成的动态影响,并强调了地区制度的重要性。余淼杰和袁东(2016)发现中间品关税下降使得企业成本加成提高,但这一效应随加工贸易份额的提升而减弱。

本文同样关注中间品贸易自由化对企业成本加成的影响。与已有文献相比,本文的贡献表现在两个方面。首先,已有文献多数讨论了中间品贸易自由化对企业个体的影响,即个体企业成本降低,通过不完全价格传递或改善产品质量而提高成本加成。与以上文献相区别,本文通过构建模型,从一般均衡角度更细致地考察了中间品关税降低影响进口企业成本加成的机制,指出存在个体成本降低和促进竞争两种效应。第二,本文强调了行业市场结构的重要性,理论和实证研究均发现在竞争程度更低的行业,中间品贸易自由化提升企业成本加成的作用更明显。

三、理论模型

本章对 Melitz 和 Ottaviano(2008)关于异质性企业参与国际贸易的模型进行拓展,同时考虑企业进口中间品和消费者进口最终品,解释了最终品和中间品关税降低影响企业成本

^①Melitz 和 Ottaviano(2008)、de Blas 和 Russ(2015)、Edmond 等(2015)以及 Feenstra 和 Weinstein(2017)使用了不同的可变成本加成模型来说明最终品贸易自由化的促进竞争效应。

加成的机制。利用此模型,本章分析了不同竞争程度的市场结构如何改变关税降低对企业成本加成的影响程度。本章的模型是一个两国模型,以不加*号的变量表示本国变量,而以加*号的变量表示外国变量。

(一) 消费者效用

与 Melitz 和 Ottaviano(2008)一致,假设代表性消费者的效用函数为:

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

(1)式中:外生变量 $\bar{\Omega}$ 代表连续异质性产品的集合, q_0 表示消费者对一种同质产品的消费量, q_i 则是消费者对异质性产品 $\bar{\Omega}$ 中的 i 产品的消费量。 α 和 η 描述了异质性产品与同质产品之间的替代性强弱: α 越高或者 η 越低都意味着相比同质性产品,消费者对异质性产品的需求更高。 γ 代表异质性产品之间的替代弹性: γ 越高,异质性产品之间的替代性越强。求解消费者效用最大化问题,可以得到消费者的需求函数。假设经济体中本国消费者总数为 L ,那么本国对异质性产品 i 的总需求为:

$$q_i = \frac{\alpha L}{\eta N + \gamma} - \frac{L}{\gamma} p_i - \frac{\eta N}{\eta N + \gamma} \cdot \frac{L}{\gamma} \bar{p}, i \in \Omega \quad (2)$$

(2)式中: q_i 和 p_i 分别代表异质性产品 i 的数量和价格。注意到此处 Ω 是 $\bar{\Omega}$ 的一个子集,代表所有需求量非 0 的产品, Ω 在均衡中内生决定。 N 代表 Ω 中产品的种类数目。 $\bar{p} = \frac{1}{N} \int_{i \in \Omega} p_i di$ 代表 Ω 中所有产品的平均价格。可以看到, q_i 是 p_i 的减函数。因此,对于一种异质性产品的生产商,为了获得非负的需求数量,其价格不能超过一个价格上限:

$$p_{\max} = \frac{1}{\eta N + \gamma} (\gamma \alpha + \eta N \bar{p}) \quad (3)$$

(二) 企业生产行为

假设异质性企业利用两种中间投入品 X 与 Z 生产最终产品,其生产采用 CES 生产函数。其中, X 代表只能从国内购买的中间投入品,而 Z 代表既可以从国内也可以从国外购买的中间投入品。 $1/(1-\rho)$ 代表 X 与 Z 之间的替代弹性 ($0 < \rho < 1$)。

本章假设中间投入品的生产使用劳动作为生产要素。另外,为着重考察贸易自由化对最终品市场的影响,假设要素市场是完全竞争的^①。假设生产 1 单位中间投入品需使用 1 单位工人,且将本国的工资标准化为 1。那么国内生产中间投入品 X 或 Z 的价格为 1,而进口中间投入品 Z 的价格为 $\tau_m w^*$,其中 τ_m 为中间投入品的关税, w^* 为外国工资。记中间投入品 Z 的均衡价格为 P_Z ,则 $P_Z = \min \{1, \tau_m w^*\}$,即企业通过比较购买国内中间投入品和进口国外中间投入品的成本,决定中间投入品的选择。当 $\tau_m w^* > 1$,则选择使用国内的中间投入品, $P_Z = 1$;反之,则使用进口的中间投入品, $P_Z = \tau_m w^*$ 。单个企业进口中间品占有所有中间品的比例为 $1/(1+(\tau_m w^*)^{\frac{\rho}{1-\rho}})$ 。以 $1/c$ 表示企业生产力,那么企业的边际成本 C 由企业的生产力 $1/c$ 与中间投入品价格 P_Z 决定:

^①当要素市场不完全竞争时,中间品关税降低会通过加大中间品市场的竞争而降低本国生产的中间品价格。此时推论 2 发生变化,如后文三(三)节和五(一)节所示。本文主要结论不变。

$$C = c \left(1 + P_Z^{\frac{\rho}{\rho-1}} \right)^{\frac{\rho-1}{\rho}} \quad (4)$$

假设所有可能进入市场的企业数量固定为 $\bar{N}$ (本国) 以及 $\bar{N}^*$ (外国); 均衡中的企业数量 N 可变; 只有成本足够低、价格低于价格上限的企业可以进行生产。假设企业从一个已知的分布中获得其生产力 $1/c$, 并从另一个给定的分布中获知进口中间品成本 w^* 。假设 $1/c$ 与 w^* 的分布是独立的。参照 Melitz 和 Ottaviano (2008), 假设 c 服从帕累托分布, 则 c 的累积生产函数为 $F(c) = \left(\frac{c}{c_M} \right)^k$ ($k > 1$), $c \in [0, c_M]$ 。其中 k 代表异质性企业生产力的分布集中度, k 的值越大, 代表企业成本 c 的分布越集中。同时, 假设 w^* 服从均匀分布 $w^* \sim U[a, b]$ 。假设 $\tau_m a < 1$ 而 $\tau_m b > 1$, 即存在且仅存在部分企业进口国外的中间投入品。

假设企业参与垄断竞争, 面临向下倾斜的需求曲线。因此可以得到, 对边际成本为 C 的企业, 本国企业生产产品的数量 $q(C)$ 与价格 $p(C)$, 以及进口最终品的数量 $q_X^*(C)$ 与价格 $p_X^*(C)$ 之间满足:

$$q(C) = \frac{L}{\gamma} [p(C) - C] \quad (5)$$

$$q_X^*(C) = \frac{L}{\gamma} [p_X^*(C) - \tau_o C] \quad (6)$$

结合(3)式可知, 市场可以接受的最高价格决定了企业的边际成本上限, 记为 C_D , C_D 为均衡中的内生变量。边际成本为 C_D 的国内企业定价等于 $p(C_D) = p_{\max}$, 相应的外国企业边际成本上限则为 $C_X^* = C_D / \tau_o$, τ_o 为最终品关税。定义成本加成为 $\mu(C)$, 那么, 企业的成本加成可以表示为企业的边际成本 C 与 C_D 的函数。从下式可以看出, 中间品关税可以通过影响企业个体边际成本 C 以及行业整体边际成本上限 C_D 来影响企业成本加成。

$$\mu(C) = \frac{p(C)}{C} = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{C_D}{C} \right) \quad (7)$$

本文称中间品关税影响 C 的效应为“个体成本降低效应”, 而称影响 C_D 的效应为“促进竞争效应”。由(7)式可知, 中间品关税降低, 进口企业 C 降低, 成本加成上升, 即个体成本降低效应使得进口企业的成本加成提升。成本加成随边际成本 C 变化的程度受到 C_D 的影响。 C_D 在一般均衡中内生决定。下一节分析最终品和中间品关税降低对 C_D 的影响。

(三) 一般均衡

给定企业的生产力倒数 c 服从帕累托分布, 可以推导出企业的边际成本 C 也服从帕累托分布, C 的累积分布函数为 $G(C) = \left(\frac{C}{C_M} \right)^k$, $C \in [0, C_M]$, 其中 C_M 随进口品关税降低而降低, 证明过程如附录 1 所示。本国企业的平均价格 $\bar{p} = \frac{2k+1}{2k+2} C_D$ 。结合(3)式, 可以得到 C_D 满足:

$$N = \frac{2(k+1)\gamma}{\eta} \cdot \frac{\alpha - C_D}{C_D} \quad (8)$$

(8)式中: N 为均衡中的企业数量, 包含所有边际成本低于上限 C_D 的国内外企业的和:

$$N = \bar{N} G(C_D) + \bar{N}^* G^*(C_X^*) \quad (9)$$

由(9)式和(8)式可以得到以下方程,给出均衡时企业边际成本上限的解:

$$\frac{\alpha - C_D}{C_D^{k+1}} = \frac{\eta}{2(k+1)\gamma} \left[\frac{\bar{N}}{C_M^k} + \frac{\bar{N}^*}{(\tau_o C_M^*)^k} \right] \quad (10)$$

通过(10)式,可以求得均衡时的 C_D 。以下分析最终品和中间品关税降低对 C_D 的影响。为节省空间,本章对其中的经济直觉进行分析,数学证明如附录1所示。图1中曲线和横线分别表示(10)式左侧和右侧随 C_D 的变化,曲线与横线交叉处即为均衡。可以看到,(10)式左侧随 C_D 递减,而右侧不随 C_D 变化。假设初始均衡为A点,此时的 $C_D = C_D^0$ 。当最终品关税 τ_o 降低,等号右侧提高,均衡移到B点, C_D 降低到 C_D^1 。这是因为,最终品关税降低使得更多国外生产的最终品进入国内市场,竞争加剧,因此市场的平均边际成本降低。这一效应即表现了文献中讨论较多的最终品关税降低的促进竞争效应。由此得到模型推论1:

推论1:最终品关税减少降低了所有企业的成本加成: $\frac{\partial \mu}{\partial \tau_o} > 0$

接下来分析中间品关税的促进竞争效应。(10)式中, C_M 代表均衡中企业边际成本的上限,受到中间品关税影响。当中间品关税降低, C_M 降低(证明见附录1),等式右侧上升,均衡中的 C_D 降低。当 C_D 下降时,企业的成本加成降低,即中间品关税降低的促进竞争效应。综合个体成本降低效应可以看出,中间品关税降低对企业成本加成的最终影响方向取决于这两种相反效应的强弱。因此得到模型推论2:

推论2:中间品关税减少降低了非进口企业的成本加成: $\frac{\partial \mu(\text{非进口企业})}{\partial \tau_m} > 0$ ^①;对进口企业的成本加成影响取决于其降低个体成本与促进企业竞争的影响强弱。当前者比后者更强时,进口企业的成本加成上升: $\frac{\partial \mu(\text{进口企业})}{\partial \tau_m} < 0$ (若 $\frac{\partial C}{\partial \tau_m}$ 足够大)。

接下来分析市场结构 $\bar{N}$ 对 $\partial \mu / \partial \tau_m$ 的影响。由(7)式可知 $\frac{\partial \mu}{\partial \tau_m} = -\frac{1}{2} \cdot \frac{C_D}{C^2} \cdot \frac{\partial C}{\partial \tau_m} + \frac{1}{2C} \cdot \frac{\partial C_D}{\partial \tau_m}$, 其中 $-\frac{1}{2} \cdot \frac{C_D}{C^2} \cdot \frac{\partial C}{\partial \tau_m}$ 为个体成本降低效应, $\frac{1}{2C} \cdot \frac{\partial C_D}{\partial \tau_m}$ 为促进竞争效应。由式(10)可知,当 $\bar{N}$ 越大, C_D 越小, $-\frac{1}{2} \cdot \frac{C_D}{C^2} \cdot \frac{\partial C}{\partial \tau_m}$ 更大(绝对值更小):在竞争程度更大的行业,中间品关税降低使得企业成本加成提升更少,即个体成本降低效应更弱。接下来分析促进竞争效应与 $\bar{N}$ 的关联。从图1中看出,当 $\bar{N}$ 很小,即经济中只存在几个垄断企业时,等号右侧上升较小,均衡移动到C点,此时 $C_D = C_D^2$;反之,当 $\bar{N}$ 很大时,经济中存在大量企业,等号右侧上升更大,均衡移动到D点,此时 $C_D = C_D^3$ 。即当市场竞争程度更强(即 $\bar{N}$ 更大)时, $\frac{1}{2C} \cdot \frac{\partial C_D}{\partial \tau_m}$ 更大:在

①在本章模型中,我们假设了中间投入品市场是完全竞争的,因此本国生产的中间投入品价格不受到中间品关税降低的影响,并进而得到非进口企业在中间品关税降低后成本加成降低的结论。当中间投入品市场非完全竞争时,中间品关税降低可能使得国内中间品价格同时降低,此时非进口企业的成本加成可能提高,即 $\frac{\partial \mu(\text{非进口企业})}{\partial \tau_m} < 0$,本章其他推论不变。

中间品关税下降时,企业成本加成提升更少,即促进竞争效应更强。综上,得到模型推论 3:

推论 3: 一个行业的(最终品市场)竞争程度越低,中间品关税的降低更可能提高进口企业的成本加成: $\frac{\partial^2 \mu(\text{进口企业})}{\partial \bar{N} \partial \tau_m} > 0$ 。

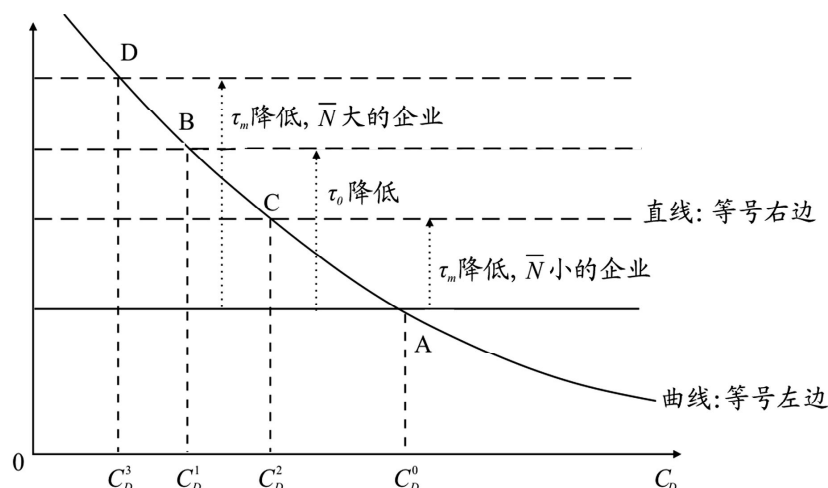


图 1 模型均衡示意

四、中国的贸易自由化和数据说明

(一) 中国入世与关税下降

中国的贸易自由化开始于 20 世纪 80 年代,在 2001 年 12 月加入世界贸易组织(WTO)之后速度大幅提升(Branstetter and Lardy, 2006)。如图 2 所示,在加入 WTO 之后,关税出现了大幅降低。截至 2005 年,中国完成了入世时大部分关于降低关税和取消非关税壁垒的承诺。6 位 HS 产品的加权平均进口关税从 1997 年的 15%降低到了 2007 年的低于 5%。大部分的关税降低发生在 2001 年和 2002 年之间。同样值得注意的是,如图 2 所示,关税的标准差出现了下降,这意味着初始关税较高的产品在贸易自由化后经历了更大程度的关税降低。与此同时,如图 3 所示,直到 2008 年为止,中国进出口总值年平均增长达到了 25%。

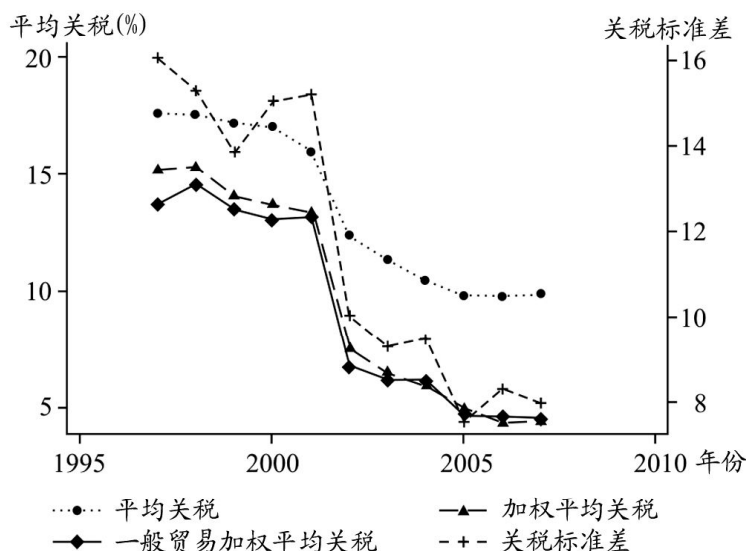


图 2 关税均值与标准差降低

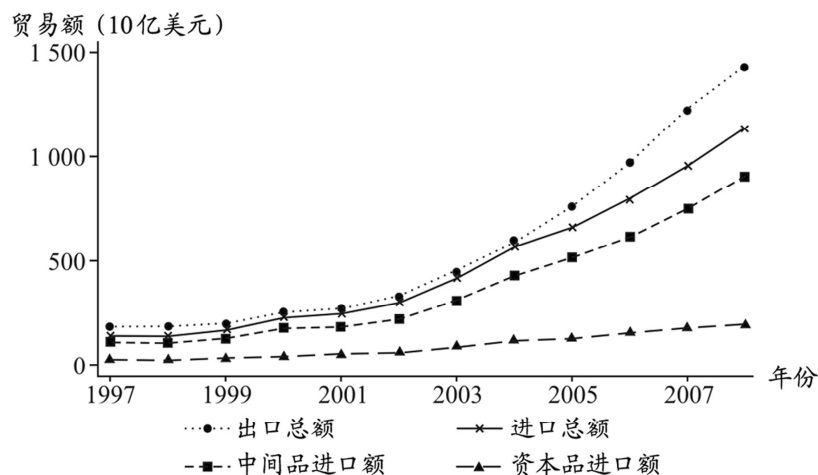


图3 中国贸易增长(1997-2008年)

本文同时考虑了最终品关税(output tariff)与中间品关税(input tariff)降低的影响。最终品关税即为各行业的进口关税。中间品关税描述了各行业企业生产所需投入品面临的平均关税。为了构建中间品关税,本文采用2002年的中国投入产出表^①。投入产出矩阵的系数

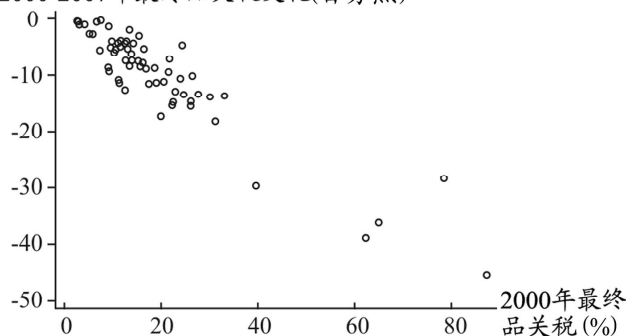
(a_{kj})代表 k 行业产品在生产 j 行业产品时的成本份额,即, $a_{kj} = \frac{input_{kj}}{\sum_k input_{kj}}$ 。本文首先将每

个6位HS产品编码对应到5位投入产出行业代码上。6位HS产品的关税数据来自贸易分析和信息系统(TRAINS)。行业 k 的最终品关税是行业 k 中6位HS产品编码的进口加权平均值。最后,每个投入产出行业 j 的中间品关税是最终品关税的加权平均值:

$$\tau_{jt}^{input} = \sum_k a_{kj} \tau_{kt}^{output} \quad (11)$$

图4为2000-2007年样本期间内关税变化的散点图,y轴为最终品关税和中间品关税变化,x轴为2000年初始关税值,两者基本呈45度直线关系。与Amiti和Konings(2007)所描述的内容相似,具有最高初始关税的行业经历了最大的关税降低。这意味着在贸易自由化中,各行业的政策自由裁量权很小(Brandt et al., 2017),这也部分减轻了回归中关税的内生性问题。在稳健性检验中,本文也根据图4的现象,参照Amiti和Konings(2007)的思路,以初始年份的关税构造了关税降低值的工具变量。在工具变量回归中主要结论保持稳健。

2000-2007年最终品关税变化(百分点)



2000-2007年中间品关税变化(百分点)

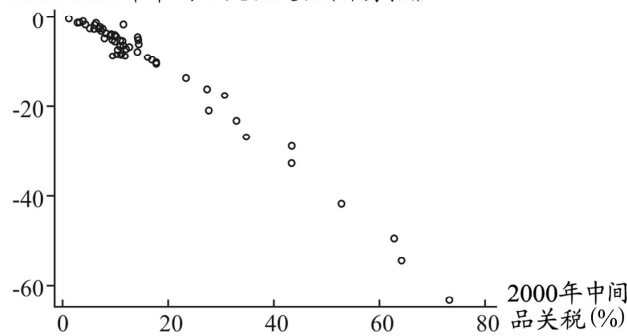


图4 最终品与中间品关税下降

^①本文使用2002年投入产出表的暗含假设是在样本期间内投入产出结构没有发生太大变化。这一点在中等时间范围来讲是合理的,在文献中较为常见。

即使在同一行业内,企业也可能在不同程度上受到贸易自由化的影响。一些企业进口投入品的比重比其他企业更大,从而在中间品关税降低中获得更多好处。因此,作为稳健性检验,本文还构建了企业层面的中间品关税,即采用包含所有进口企业的海关数据,使用企业详细的进口信息,根据公式(11)构造企业层面的中间品关税 τ_{it}^{input} ,其中 a_{ki} 代表产品 k 在企业 i 生产所用中间投入品中的份额。

(二) 描述性统计

本文使用 1998–2007 年国家统计局统计的工业企业数据 (ASIP) 估计企业的成本加成。中国工业企业数据库包括了所有国有企业和年销售额在 500 万人民币以上的非国有企业,包含详细的企业层面生产和资产负债表信息。对数据的详细介绍参见 Brandt 等 (2012)。本文参考 Cai 和 Liu (2009)、Yu (2014),以通用会计准则作为指导对工业企业数据进行了清理。之后,本文参考了 Li 等 (2015),将工业企业数据和海关统计的企业贸易数据进行了匹配,以获得企业的进口状况和进口份额。本文的主要被解释变量是企业的成本加成,定义为价格和边际成本的比值,采用 De Loecker 和 Warzynski (2012) 提出的方法来估计企业成本加成。这一方法延续了 Hall 等 (1986) 的思路,依赖于企业的成本最小化和至少存在一个可以自由调整的投入品的假设。为节省版面,估计方法介绍见附录 2。

本文删去了成本加成中前 1% 和后 1% 的极端数据以及工业企业数据中异常的观测值。最终数据为非平衡面板数据,包含 71 个行业的 1 575 162 个观测值。表 1 为实证分析中关键变量的描述性统计。在删去首尾 1% 的样本之后,成本加成的取值区间为 0.76 到 2.34。进口企业相对于非进口企业有更高的成本加成。图 5 展示了本文估计得到的 2000 年和 2007 年企业成本加成 (自然对数值) 的分布情况。2000–2007 年,成本加成向右移动,这一点与 De Loecker 等 (2016) 在印度的发现相类似。随着时间推移,成本加成分布也变得更加分散^①。

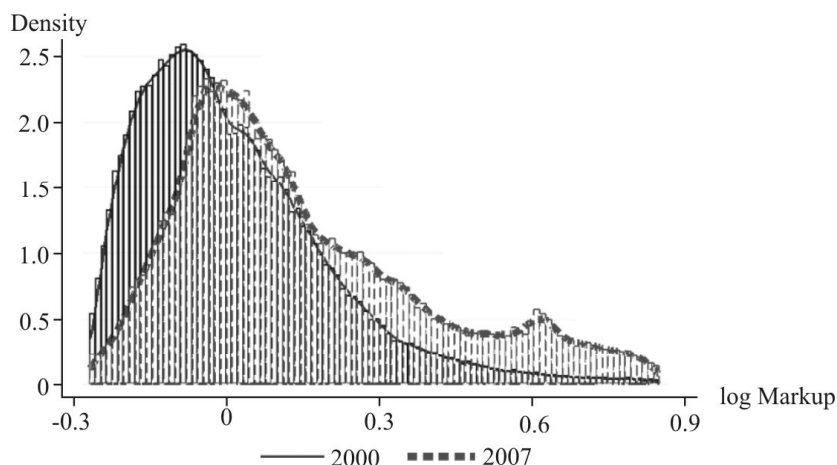


图 5 成本加成分布:2000 年与 2007 年

图 6 为 2000–2007 年进口企业和非进口企业平均成本加成的变化。与 2000 年的平均

^①相当一部分企业的成本加成小于 1,这可能是因为在没有企业层面的产出品和投入品价格时,使用基于收益的生产函数会使得产出弹性被低估 (De Loecker and Goldberg, 2014)。然而,由于本文只关注企业成本加成随时间的变化,假设产出品和投入品价格偏误不随时间改变,成本加成偏误不会影响本文的实证分析结果。

成本加成(对两组企业均做标准化处理,取值为1)相比,进口企业的成本加成随时间增长速度更快。对成本加成更详细的统计性描述见附录4的附表1。

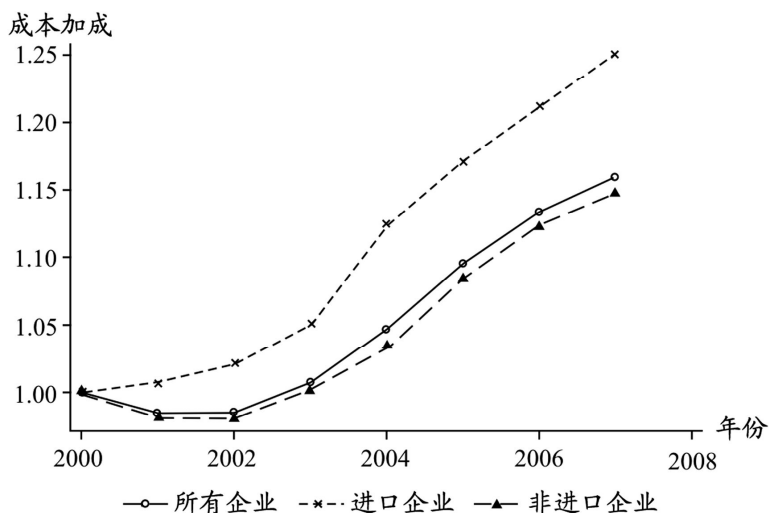


图6 进口企业与非进口企业的成本加成变化趋势

表1 统计性描述

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
A 企业变量:2000-2007 年					
成本加成 <i>Markup</i>	1 575 162	1.103	0.268	0.764	2.342
出口虚拟变量 <i>FX</i>	1 575 162	0.288	0.453	0	1
进口虚拟变量 <i>FM</i>	1 575 162	0.145	0.352	0	1
连续进口虚拟变量 <i>Incum.FM</i>	1 575 162	0.107	0.309	0	1
进口份额 <i>Import intensity</i>	1 575 162	0.042	0.162	0	1
进口企业进口份额 <i>Import intensity if FM=1</i>	227 963	0.288	0.333	0	1
企业年龄 <i>tenure</i> (in log)	1 575 162	1.968	0.862	0	4.615
全要素生产率 <i>TFP</i> (in log)	1 575 162	1.415	0.456	-1.482	4.839
国有企业虚拟变量 <i>SOE dummy</i>	1 575 162	0.090	0.287	0	1
外资企业虚拟变量 <i>FIE dummy</i>	1 575 162	0.217	0.412	0	1
企业层面中间品关税 <i>Firm Input Tariff</i>	227 963	0.055	0.062	0	1.21
B 行业变量:2000 年					
集中度 <i>CR20</i>	71	0.364	0.221	0.071	0.999
1/企业数量 (in log)	71	0.147	0.033	0.112	0.353
赫芬达尔指数 <i>HHI</i>	71	0.024	0.058	0.001	0.458
平均资本 <i>Average Capital</i> (in log)	71	10.305	0.931	8.730	13.688
平均收益 <i>Average Revenue</i> (in log)	71	10.894	0.903	9.542	13.463
C 行业层面的关税:2000-2007 年					
中间品关税 <i>Input Tariff</i> (τ^m)	568	0.093	0.090	0	0.734
最终品关税 <i>Output Tariff</i> (τ^o)	568	0.142	0.145	0	0.892
D 用于估计成本加成的企业变量:2000-2007 年					
产出 <i>Output</i> (千元)	1 608 402	76157.82	657008.60	17.147	2.03E+08
中间投入品 <i>Material Input</i> (千元)	1 608 402	53547.36	483408.10	10	1.68E+08
劳动力 <i>Employment</i>	1 608 402	253.84	923.06	11	1.88E+05
资本 <i>Real Capital</i> (千元)	1 608 402	26869.85	326224.00	0.625	9.74E+07

除对企业成本加成的描述性统计外,表 1A 部分还总结了实证估计中企业层面的控制变量,如企业进出口情况、企业年龄、生产力和所有制状况以及企业层面中间品关税。B 部分展示了行业层面市场竞争程度的衡量指标,包括行业内最大 20 家企业的市场份额(CR20),企业数量对数的倒数、赫芬达尔指数(HHI)和两个衡量规模的指标(平均资本存量和平均企业收益)。可以看到,行业间的竞争程度存在显著差异。在竞争最激烈的行业(水泥),最大的 20 家企业仅占据了 7% 的国内市场份额,而最具垄断的行业(烟草)仅有 294 家企业。另外,本文还采用了由 Broda 和 Weinstein(2006)估算的产品替代弹性(4 位 CIC 水平)的倒数作为市场竞争程度的描述。表 1 的 C 部分展示了对行业层面中间投入品和最终品关税的描述性统计。D 部分汇总了用来估计成本加成的企业产出品和投入品的信息。

五、实证分析结果

(一) 关税降低与成本加成

本节检验贸易自由化对企业成本加成的影响。首先检验第三节提出的推论 1-2,即最终品关税降低减少了企业的成本加成,中间品关税降低减少非进口企业的成本加成,但可能提高进口企业的成本加成。本文通过以下方程检验这些假设:

$$\ln(\mu_{ijt}) = \alpha\tau_{jt}^o + \beta_1\tau_{jt}^m + \beta_2\tau_{jt}^m \times FM_{it} + \beta_3FM_{it} + \Gamma X_{it} + \delta_t + \xi_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

方程(12)中: i 、 j 和 t 分别代表企业、行业和年份。首先运用固定效应模型检验方程(12)。回归中包含企业固定效应来控制难以观测的不随时间改变的企业特征,用年份虚拟变量来控制宏观经济冲击。所有的估计量均在企业层面上聚类。 τ_{jt}^o 代表行业 j 的最终品关税。推论 1 预测 τ_{jt}^o 的下降会加强行业 j 的竞争,企业的成本加成会降低,因此预期 $\alpha > 0$ 。 τ_{jt}^m 代表中间品关税。 FM_{it} 为企业进口中间投入品的虚拟变量,当企业 i 进口投入品时, $FM_{it} = 1$,否则, $FM_{it} = 0$ 。本文预期中间品关税降低对进口企业和非进口企业的影响不同,因此构建了进口企业指标 FM_{it} 和中间品关税 τ_{jt}^m 的交互项。推论 2 预测 $\beta_1 > 0$,即中间品关税降低使得非进口企业的成本加成减小。另外, $\beta_1 + \beta_2$ 为负数则代表中间品关税降低提高了进口企业的成本加成。除了关键性的解释变量,回归中还引入了 X_{it} 作为影响成本加成的控制变量,如企业年龄、全要素生产率(TFP)、出口虚拟变量和企业所有制。

表 2 为回归结果。第(1)列只加入了最终品关税。最终品关税的估计系数显著为正,表示每 10% 的出口关税降低会使得企业成本加成降低约 0.4%。第(2)列中进一步加入了中间品关税。中间品关税的加入轻微地改变了最终品关税的回归系数。可以看到,中间品关税降低对进口企业和非进口企业存在异质性影响。中间品关税降低使得非进口企业的成本加成降低($\beta_1 > 0$),但是显著地增加了进口企业的成本加成($\beta_1 + \beta_2 < 0$)。更具体地讲,平均 10% 的中间品关税降低约使得进口企业成本加成提高 1%,同时使非进口企业的成本加成降低 0.1%。

上述结果表明,进口企业从国外投入品价格降低中获取了更大的成本加成;相反地,不使用进口投入品的企业的成本加成降低。这是因为当进口企业同时降低价格和提高成本加成时,由于进口企业和非进口企业的竞争关系,非进口企业必须同时降低价格和成本加成。值得注意的是,除了价格调整导致成本加成提高外,中间品关税降低可能会鼓励进口企业转化进口投入品中包含的国外技术。另外,降低中间品关税可能还会使得进口企业选择质量更高的投入品,从而提高企业的市场势力和成本加成。本文侧重于从价格调整的角度对企

业成本加成进行解释。

从第(3)列开始在回归中逐步加入一系列的可能会影响企业成本的控制变量。第(3)列加入了出口企业虚拟变量和企业年龄。与 De Loecker 和 Warzynski (2012) 的研究相一致,本文发现出口企业的成本加成更高。除此之外,存在时间更长的企业往往有更低成本加成。第(4)列加入了企业的全要素生产率。与 Melitz 和 Ottaviano (2008)、Atkeson 和 Burstein (2008) 的理论预测相一致,生产力更高的企业拥有更高的成本加成。第(5)列加入了企业所有制(外资企业和国有企业的虚拟变量)作为控制变量。结果表明,与民营企业相比,国有企业的成本加成更高,而外资企业的成本加成更低。这可能是由于国有企业的市场定价能力更强,成本更低^①;而外资企业的定价能力更低或成本更高。在所有的回归结果当中,两种关税的系数都保持稳健。具体来讲,中间品关税降低显著增加了进口企业的成本加成。当在第(6)列用企业进口份额替代进口企业虚拟变量时,这一影响仍然保持稳健。拥有更高进口份额的进口企业往往会增加更多的成本加成。

表 2 基准回归结果:关税降低与成本加成

变量	被解释变量:企业成本加成(log)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
τ^o	0.0367 *** (0.0053)	0.0351 *** (0.0058)	0.0346 *** (0.0058)	0.0386 *** (0.0059)	0.0388 *** (0.0059)	0.0390 *** (0.0059)
τ^m		0.0118 *** (0.0043)	0.0124 *** (0.0043)	0.0102 ** (0.0043)	0.0090 ** (0.0043)	0.0078 * (0.0043)
$\tau^m \times FM$		-0.1081 *** (0.0104)	-0.1129 *** (0.0104)	-0.1163 *** (0.0104)	-0.1141 *** (0.0104)	-0.4084 *** (0.0334)
FM		0.0295 *** (0.0010)	0.0298 *** (0.0010)	0.0295 *** (0.0010)	0.0295 *** (0.0010)	0.1259 *** (0.0033)
$tenure$			-0.0064 *** (0.0004)	-0.0064 *** (0.0004)	-0.0071 *** (0.0004)	-0.0069 *** (0.0004)
FX			0.0023 *** (0.0005)	0.0021 *** (0.0005)	0.0021 *** (0.0005)	0.0025 *** (0.0005)
TFP				0.0162 *** (0.0012)	0.0163 *** (0.0012)	0.0175 *** (0.0012)
SOE					0.0149 *** (0.0012)	0.0149 *** (0.0012)
FIE					-0.0063 *** (0.0015)	-0.0059 *** (0.0015)
N	1 575 162	1 575 162	1 575 162	1 575 162	1 575 162	1 575 162
R^2	0.237	0.238	0.239	0.240	0.240	0.243

注:回归中控制企业固定效应和年份固定效应,在企业层面聚类。第(1)–(5)列中, FM 代表进口企业虚拟变量,第(6)列中 FM 代表企业的进口份额。括号内为标准偏误。*表示 $p < 0.1$ 、**表示 $p < 0.05$ 、***表示 $p < 0.01$ 。

(二) 稳健性检验:企业层面的中间品关税和加工贸易

在上节的分析中本文使用了行业层面的中间品关税。然而进口份额不同的进口企业会

^①大量关于资源错配的文献发现,国有企业可能得到更低的要素价格,例如 Hsieh 和 Klenow (2009)。

面临不同程度的中间投入品贸易自由化。此外,使用行业层面的中间品关税可能会使实证回归受到行业-年份层面政策变化的影响,导致结果出现偏误。因此在本节中我们使用企业层面详细的进口信息来构建企业层面的中间品关税,作为稳健性检验(见表3)。

表3中,除了将行业层面的中间品关税用企业层面的中间品关税替代之外,第(1)列保留了表2的其他设定^①。所有估值均在企业层面聚类。结果与表2一致。行业层面的最终品关税降低减少了成本加成,然而企业层面中间品关税降低减少了非进口企业的成本加成同时增加了进口企业的成本加成。第(2)列进一步加入了行业-年份固定效应来控制任何行业-时间层面影响因素,此时最终品关税与行业-年份固定效应完全共线性,因此无法估计其系数。而企业层面中间品关税的数值下降,定性结果不变。

加工贸易占到了中国贸易总量的一定份额。出口加工企业通常可以免税地进口来自国外的中间投入品,并出口加工后的最终产品(Yu, 2014)。因此投入品贸易自由化对出口加工企业和其他企业的影响存在差异。在第(3)列中,使用非加工企业进行回归,结果保持稳健。第(4)列到第(6)列只保留进口企业样本。第(4)列表明,中间品关税降低提高了进口企业的成本加成。第(5)-(6)列将所有的进口企业分为两个子样本:一般进口企业和加工贸易进口企业。结果表明,中间品关税降低提高了一般进口企业的成本加成(第(5)列),而对加工贸易进口企业并没有显著的影响(第(6)列)。

表3 稳健性检验:企业层面关税与加工贸易的影响

变量	被解释变量:企业成本加成(log)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	全样本	除去加工贸易	所有进口企业	一般进口企业	加工贸易进口企业
τ^o	0.0298 *** (0.0057)	—	—	—	—	—
τ^m	0.0206 *** (0.0041)	0.0184 *** (0.0068)	0.0274 *** (0.0074)	-0.0241 *** (0.0049)	-0.0187 *** (0.0063)	-0.0289 (0.0245)
$\tau^m.FM$	-0.0735 *** (0.0070)	-0.0377 *** (0.0073)	-0.0463 *** (0.0077)	—	—	—
FM	0.0252 *** (0.0008)	0.0267 *** (0.0007)	0.0274 *** (0.0007)	—	—	—
其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	1 575 162	1 575 162	1 528 081	227 963	180 882	47 081
Firm FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Ind×Year	NO	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	NO	NO	NO	NO	NO
R^2	0.240	0.576	0.575	0.645	0.658	0.644

注:回归在企业层面聚类。括号内为标准偏误。*表示 $p<0.1$ 、**表示 $p<0.05$ 、***表示 $p<0.01$ 。为节省空间,省略控制变量的回归结果。

(三) 成本加成、中间品关税和市场集中度

本节检验本文第三章提出的推论3:竞争性更弱的行业当中,当中间品关税降低时,进口

^①构建企业层面的投入品关税须使用企业层面的中间投入品进口详细信息。因此,企业层面的投入品关税仅对进口企业适用。对于非进口企业,仍然使用行业层面的投入品关税。

企业比非进口企业更容易提高成本加成。为了检验这一假设,本文构建了一个进口企业虚拟变量、中间品关税和市场集中度的三重交互项,计量模型可以表示为:

$$\ln(\mu_{ijt}) = \beta_1 \tau_{jt}^m \times FM_{it} \times CR_j + \beta_2 \tau_{jt}^m \times FM_{it} + \beta_3 \tau_{jt}^m \times CR_j + \beta_4 \tau_{jt}^m + \beta_5 FM_{it} \times CR_j + \beta_6 FM_{it} + \alpha_1 \tau_{jt}^o + \alpha_2 \tau_{jt}^o \times CR_j + \Gamma X_{it} + \delta_t + \xi_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

方程(13)中: i 、 j 和 t 分别代表企业、行业 and 年份。 CR_j 表示行业 j 的市场集中度。具体地,本文用2000年各行业最大20家企业的国内销售份额来衡量市场集中度(CR20)。附录3的附图1显示2007年的CR20和2000年的CR20高度相关,且2007年和2000年的CR20的散点图分布在45°线附近,意味着市场集中度随时间变化程度较小。在Evans等(1993)以及Davis(2005)的研究中采用了同样的思路,用滞后的市场结构作为当年市场结构的工具变量。使用不变的市场集中度衡量指标还可以避免潜在的内生性。回归中均包括企业固定效应和年份虚拟变量,并在企业层面上聚类。

在得到回归系数后,计算进口企业 and 非进口企业的成本加成对中间品关税的弹性。进口企业的弹性可以表示为:

$$\left. \frac{\partial \ln(\mu_{ijt})}{\partial \tau_{jt}^m} \right| (FM_{it} = 1) = (\beta_1 + \beta_3) \times CR_j + (\beta_2 + \beta_4) \quad (14)$$

而非进口企业的弹性为:

$$\left. \frac{\partial \ln(\mu_{ijt})}{\partial \tau_{jt}^m} \right| (FM_{it} = 0) = \beta_3 \times CR_j + \beta_4 \quad (15)$$

可以看出,中间品关税降低时,进口企业与非进口企业成本加成变化的区别为 $\beta_1 \times CR_j + \beta_2$ 。因此,当进口企业虚拟变量、中间品关税和市场集中度的交互项系数 β_1 为负时,意味着在中间品关税 τ_{jt}^m 降低时,市场集中度 CR_j 更高的行业,进口企业相对非进口企业的成本加成提高更多,即证明推论3。

回归结果如表4所示。第(1)列中只包含了两种关税以及交叉项,第(2)列增加了包括出口企业虚拟变量、企业年龄、所有制和全要素生产率在内的一系列控制变量。可以看到,推论3在两列结果中均成立。另外,回归结果显示 $\beta_3 < 0$,这意味着在一个足够集中的市场上,非进口企业也会在中间品关税降低时提高成本加成。最后,最终品关税和市场集中度的交互项系数为正($\alpha_2 > 0$),反映了在更集中的市场上,最终品关税降低导致企业成本加成的下降更多。第(3)列和第(4)列在前两列的基础上将进口企业虚拟变量替换成了连续进口企业虚拟变量。当一个企业进口中间品,且不是第一次进口中间品时,连续进口企业虚拟变量为1,否则(非进口企业或第一次进口的企业)为0。回归结果与第(1)列非常近似,这代表着第(1)列的结果并非由新进口企业导致。第(5)列和第(6)列用进口份额(进口中间投入品价值与全部中间投入品价值的比值)替换了进口企业虚拟变量,结果稳健。

进一步地,表5计算了不同市场集中度下的成本加成对中间品关税的弹性(使用公式(14))。第(1)列列出了不同的CR20值,第(2)列列出了该CR20值在所有行业CR20分布中的百分数。第(3)列为计算所得的弹性。在一个竞争程度非常高的市场中,例如塑料产品(CR20=0.1),进口企业也会由于中间品贸易自由化降低成本加成。当CR20上升时,进口企业的成本加成弹性变为负数并且绝对值随CR20上升而增大。在中位数市场集中度水平的行业(0.306,耐火产品)中,每10%的中间品关税降低使得进口企业成本加成提高1.9%。在市场集中度非常高的行业(95百分位数,炼油业)中,CR20为0.82,每10%的中间品关税

降低使得进口企业成本加成提高9%。最后,第(4)列和第(5)列分别为使用连续进口虚拟变量和进口份额的回归结果计算的成本加成弹性,结果与第(3)列类似。

表4 交叉项回归:市场集中度的影响

变量	被解释变量:企业成本加成(log)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\tau^m \times FM \times CR$	-1.091*** (0.0873)	-1.075*** (0.0871)	-1.372*** (0.1008)	-1.353*** (0.1002)	-1.387*** (0.2114)	-1.341*** (0.2132)
$\tau^m \times FM$	0.147*** (0.0214)	0.136*** (0.0213)	0.164*** (0.0250)	0.152*** (0.0249)	-0.0651 (0.0597)	-0.0908 (0.0601)
$\tau^m \times CR$	-0.245*** (0.0447)	-0.298*** (0.0450)	-0.243*** (0.0445)	-0.297*** (0.0449)	-0.290*** (0.0446)	-0.346*** (0.0450)
τ^m	0.0811*** (0.0100)	0.0918*** (0.0101)	0.0817*** (0.01000)	0.0926*** (0.0101)	0.0910*** (0.0100)	0.102*** (0.0101)
τ^o	-0.139*** (0.0102)	-0.162*** (0.0104)	-0.139*** (0.0102)	-0.163*** (0.0104)	-0.143*** (0.0103)	-0.168*** (0.0104)
$\tau^o \times CR$	0.570*** (0.0318)	0.662*** (0.0324)	0.571*** (0.0317)	0.666*** (0.0323)	0.581*** (0.0320)	0.679*** (0.0326)
$FM \times CR$	0.0927*** (0.0075)	0.0926*** (0.0075)	0.129*** (0.0070)	0.128*** (0.0070)	0.0519*** (0.0171)	0.0502*** (0.0172)
FM	0.00723*** (0.0020)	0.00719*** (0.0020)	-0.0100*** (0.0020)	-0.00926*** (0.0020)	0.111*** (0.0054)	0.113*** (0.0054)
其他控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
N	1 575 162	1 575 162	1 575 162	1 575 162	1 575 162	1 575 162
R^2	0.239	0.242	0.239	0.242	0.242	0.244

注:回归中控制企业固定效应和年份固定效应,在企业层面聚类。第(1)-(2)列中, FM 代表进口企业虚拟变量,第(3)-(4)列中, FM 代表企业连续进口虚拟变量,第(5)-(6)列中 FM 代表企业的进口份额。括号内为标准偏误,*表示 $p<0.1$ 、**表示 $p<0.05$ 、***表示 $p<0.01$ 。为节省空间,省略控制变量的回归结果。

表5 成本加成对中间品关税的弹性:随行业集中度的差异

市场集中度 CR20	百分位数	成本加成对中间品关税的弹性		
		进口企业	连续进口企业	平均进口份额企业
0.104	0.05	0.085	0.073	0.027
0.135	0.10	0.043	0.022	0.005
0.200	0.25	-0.047	-0.085	-0.042
0.306	0.50	-0.193	-0.261	-0.119
0.456	0.75	-0.398	-0.508	-0.227
0.735	0.90	-0.781	-0.968	-0.428
0.820	0.95	-0.897	-1.108	-0.489

(四) 稳健性检验:市场竞争程度的替代指标

本节验证当使用不同的衡量市场竞争程度的指标时,回归结果稳健。具体来讲,表6中第(1)列报告了使用企业数量(倒数)描述竞争程度的回归结果,第(2)列中使用了赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)。此外,由于平均企业规模更大的行业往往有更高的企业进入壁垒

(Bain, 1956),第(3)列和第(4)列使用平均资本存量和平均销售额来衡量市场集中程度。第(5)列中采用产品的替代弹性(倒数)代表行业竞争程度,这一方法由 Broda 和 Weinstein (2006)提出。所有的结果都稳健地显示($\beta_1+\beta_3$)显著为负,即中间品关税降低在竞争程度更低的行业提高了成本加成。附录4中附表2展示了使用这几种指标计算得到的相应的成本加成弹性。

表 6 稳健性检验:其他衡量市场结构的变量

变量	被解释变量:企业成本加成(log)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\tau^m \times FM \times Comp$	-3.900 *** (0.6555)	-2.101 *** (0.444)	-0.0500 *** (0.0157)	-0.145 *** (0.0199)	-3.250 *** (0.158)
$\tau^m \times FM$	0.409 *** (0.0859)	-0.0888 *** (0.0107)	0.386 ** (0.156)	1.411 *** (0.209)	0.667 *** (0.0401)
$\tau^m \times Comp$	-6.042 *** (0.4119)	-5.661 *** (0.524)	-0.121 *** (0.00683)	-0.0705 *** (0.00828)	-1.106 *** (0.0724)
τ^m	0.833 *** (0.0555)	0.0447 *** (0.00531)	1.172 *** (0.0651)	0.753 *** (0.0853)	0.247 *** (0.0163)
τ^o	-0.863 *** (0.0563)	-0.0263 *** (0.00771)	-1.121 *** (0.0546)	-1.223 *** (0.0694)	-0.0471 *** (0.0149)
$\tau^o \times Comp$	6.454 *** (0.4087)	5.234 *** (0.489)	0.116 *** (0.00548)	0.118 *** (0.00653)	0.262 *** (0.0580)
$FM \times Comp$	0.823 *** (0.0681)	0.679 *** (0.0644)	0.000567 (0.00161)	0.00124 (0.00198)	0.220 *** (0.0118)
FM	-0.0787 *** (0.0089)	0.0231 *** (0.00114)	0.0232 (0.0160)	0.0164 (0.0208)	-0.0246 *** (0.00320)
其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
N	1 575 162	1 575 162	1 575 162	1 575 162	1 569 035
R^2	0.241	0.241	0.241	0.241	0.241

注:回归中控制企业固定效应和年份固定效应,在企业层面聚类。变量 $Comp$ 在第(1)–(5)列分别表示 $1/\log$ 企业数量、HHI 指数、平均资本(log)、平均收益(log)以及 $1/\text{替代弹性}$ 。括号内为标准误差,*表示 $p<0.1$ 、**表示 $p<0.05$ 、***表示 $p<0.01$ 。为节省空间,省略控制变量的回归结果。

(五) 稳健性检验:一阶差分回归

以上结果均使用了企业固定效应模型,研究了关税的平均变化与成本加成平均变化的关系。在表7中,使用一阶差分回归模型来检验贸易自由化中期到长期的关系。这是由于一阶差分模型关注3~5年关税变化对成本加成相应时长变化的关系,而1~2年之间关税变化对相应时长成本加成变化的影响被忽略。值得注意的是,当对所有解释变量和被解释变量取一阶差分时,回归中不再包含企业固定效应。回归结果如表7所示。

第(1)–(3)列与表3类似,检验了进口企业 and 非进口企业受到中间品关税降低的不同影响。第(1)列使用了3年一阶差分,第(2)列使用4年一阶差分,第(3)列使用5年一阶差分。三列的回归结果类似。本文发现,最终品关税降低10个百分点,会使得企业的成本加成在3年中降低0.6%;而中间品关税降低10个百分点,会使得3年中进口企业的成本加成提高1.15%,非进口企业的成本加成降低0.33%。在(4)–(6)列中,与表4对应,在回归中加

入了关税与市场集中度的交叉项。结果表明中间品关税、进口虚拟变量和市场集中度的交叉项系数显著为负,与前文发现一致。根据表 7 计算估计发现企业成本加成对中间品关税的弹性(三年期)在 CR20 第 5 个百分位的行业为-0.11,在 CR20 第 95 个百分位的行业为-0.27。

表 7 稳健性检验:一阶差分回归

变量	被解释变量:企业成本加成(log)的差分					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$d \tau^m \times FM \times CR$				-0.825 *** (0.0866)	-1.375 *** (0.119)	-1.964 *** (0.140)
$d \tau^m \times FM$	-0.148 *** (0.0116)	-0.212 *** (0.0148)	-0.184 *** (0.0158)	0.0364 (0.0223)	0.0958 *** (0.0294)	0.254 *** (0.0331)
$d \tau^m \times CR$				0.603 *** (0.0339)	0.697 *** (0.0452)	0.749 *** (0.0521)
$d \tau^m$	0.0331 *** (0.00556)	0.0754 *** (0.00712)	0.0694 *** (0.00772)	-0.0862 *** (0.00830)	-0.0611 *** (0.0109)	-0.0790 *** (0.0125)
$d \tau^o$	0.0599 *** (0.00669)	0.0480 *** (0.00919)	0.0341 *** (0.0106)	0.0428 *** (0.00653)	0.0317 *** (0.00896)	0.0198 * (0.0104)
$d FM \times CR$				0.0788 *** (0.00873)	0.125 *** (0.0120)	0.192 *** (0.0148)
$d FM$	0.0324 *** (0.00127)	0.0349 *** (0.00173)	0.0308 *** (0.00210)	0.0142 *** (0.00232)	0.00621 ** (0.00316)	-0.0133 *** (0.00386)
$d FX$	0.00285 *** (0.000732)	0.00395 *** (0.00107)	0.00274 ** (0.00136)	0.00290 *** (0.000732)	0.00391 *** (0.00107)	0.00252 * (0.00136)
$d SOE$	0.0123 *** (0.00140)	0.0151 *** (0.00185)	0.0195 *** (0.00226)	0.0124 *** (0.00140)	0.0151 *** (0.00185)	0.0195 *** (0.00226)
$d FIE$	-0.00772 *** (0.00173)	-0.00886 *** (0.00228)	-0.00920 *** (0.00278)	-0.00763 *** (0.00173)	-0.00871 *** (0.00228)	-0.00898 *** (0.00278)
$d TFP$	0.0232 *** (0.00139)	0.0494 *** (0.00180)	0.0658 *** (0.00220)	0.0259 *** (0.00140)	0.0523 *** (0.00181)	0.0686 *** (0.00221)
$d tenure$	-0.00610 *** (0.000430)	-0.00433 *** (0.000579)	-0.00281 *** (0.000731)	-0.00612 *** (0.000430)	-0.00433 *** (0.000579)	-0.00288 *** (0.000730)
N	539 543	336 872	214 355	539 543	336 872	214 355
R^2	0.0287	0.0228	0.0216	0.0304	0.0254	0.0258

注:回归中控制年份固定效应,在企业层面聚类。第(1)和(4)列为 3 年一阶差分,第(2)和第(5)列为 4 年一阶差分,第(3)和第(6)列为 5 年一阶差分。括号内为标准偏误,*表示 $p < 0.1$ 、**表示 $p < 0.05$ 、***表示 $p < 0.01$ 。

(六) 工具变量回归

本节处理关税可能的内生性问题。一些行业可能由于多种原因受到保护,从而具有高关税,例如一些利益集团通过游说政府获得保护,或政府为保护就业而给予一些行业补贴。因此一般而言,政府实行贸易自由化时会考虑一定的政治和经济因素。然而,中国加入 WTO 的进程并不存在过多的政策干预。这是因为中国加入 WTO 最广为人知的一个动机就是实行市场经济体制改革。前文图 2 中迅速降低的关税均值和标准差说明关税在不同行业里非常同步地降低,即在关税降低的过程中,政策干预较少(Brandt et al., 2012)。这证明在

中国的贸易自由化进程中,最终品和中间品关税的降低在不同行业间是非常同步的,各行业的政策自由裁量权很小,从而减轻了上文回归分析中对关税内生性的担忧。

本节进一步利用这一特征,参照 Amiti 和 Konings(2007)、Yu(2014)的方法,进行工具变量回归,进一步证实本文的发现。由前文图 4 可以看出,最终品关税变化和中间品关税变化与 2000 年初始关税值基本均呈 45 度直线关系,即关税下降程度基本由初始关税值一一决定。由于关税的下降与初始年份关税高度相关,而初始年份关税应与后来年份企业的成本加成变化值不相关,因此本文采用初始年份关税水平作为关税下降值的工具变量,也相应地用初始关税与进口虚拟变量、市场集中度的交叉项作为关税下降值与进口虚拟变量、市场集中度交叉项的工具变量。

与表 7 类似,表 8 分别检验了 3 年、4 年、5 年的一阶差分工具变量模型。表中同时包含了第一阶段的回归结果。结果依然与本文的核心假设一致:在控制了关税可能的内生性后,我们仍然发现模型预测成立。

表 8 稳健性检验:工具变量回归

变量	被解释变量:企业成本加成(log)的差分					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$d\tau^m \times FM \times CR$				-6.8137 *** (0.4979)	-5.3915 *** (0.5045)	-4.2685 *** (0.4196)
$d\tau^m \times FM$	-0.592 *** (-20.75)	-0.634 *** (-20.21)	-0.521 *** (-17.41)	0.8949 *** (0.0981)	0.4420 *** (0.1024)	0.3608 *** (0.0846)
$d\tau^m \times CR$				1.9435 *** (0.3271)	0.9634 *** (0.3455)	1.0536 *** (0.2834)
$d\tau^m$	0.0932 ** (2.21)	-0.176 *** (-3.81)	-0.0213 (-0.47)	-0.4803 *** (0.1294)	-0.9446 *** (0.1579)	-0.5301 *** (0.1352)
$d\tau^o$	0.260 *** (16.00)	0.297 *** (14.95)	0.179 *** (9.21)	0.4105 *** (0.0962)	0.9777 *** (0.1287)	0.5220 *** (0.1255)
$dFM \times CR$				0.3930 *** (0.0235)	0.3577 *** (0.0251)	0.3296 *** (0.0240)
dFM	0.0290 *** (31.91)	0.0299 *** (22.88)	0.0287 *** (16.90)	-0.0191 *** (0.0048)	-0.0006 (0.0054)	-0.0080 (0.0054)
其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$first.stage\ \tau^o$ ①	-0.174 *** (-79.72)	-0.226 *** (-66.69)	-0.311 *** (-66.97)	-0.190 *** (0.0021)	-0.238 *** (0.0035)	-0.335 *** (0.0046)
$first.stage\ \tau^m$	-0.388 *** (-55.31)	-0.561 *** (-55.82)	-0.743 *** (-47.17)	-0.171 *** (0.0085)	-0.311 *** (0.0121)	-0.325 *** (0.0173)
N	539 543	336 872	214 355	539 543	336 872	214 355
Under Ind.	451.4	253.4	209.7	500.4	371.6	356.4
Weak Ins.(F)	148.6	80.56	66.42	101.4	72.46	69.43

注:回归中控制年份固定效应,在企业层面聚类。第(1)和第(4)列为 3 年一阶差分,第(2)和第(5)列为 4 年一阶差分,第(3)和第(6)列为 5 年一阶差分。括号内为标准偏误,*表示 $p < 0.1$ 、**表示 $p < 0.05$ 、***表示 $p < 0.01$ 。为节省空间,省略控制变量的回归结果。

①为了节省空间,省略了第一阶段的完整结果,可以向作者索要。

六、结论与展望

本文探讨中间品贸易自由化对企业成本加成的异质性影响。已有文献多强调中间品关税降低后,企业成本降低,并仅将部分成本降低转移给消费者,从而获得成本加成的提高——这一效应被称为“个体成本降低效应”。本文通过构建理论模型研究发现,这一个体成本降低效应并不能涵盖中间品关税降低对企业成本加成的全部影响。在一般均衡中,中间品关税降低会降低行业整体的边际成本和平均价格,提升单个企业面临的竞争程度,从而对个体企业施加降低价格和成本加成的动机,本文称这一效应为中间品关税降低的“促进竞争效应”。

本文进一步发现,当市场竞争程度更强时,中间品贸易自由化的促进竞争效应更强,个体成本降低效应更弱,此时进口企业成本加成增加程度更弱;反之,当市场竞争程度更弱时,进口企业的成本加成提升更多。

进一步地,本文采用匹配的中国规模以上工业企业数据和海关数据检验了中间品贸易自由化对企业成本加成的异质性影响。研究发现,中间品关税降低增加了进口企业的成本加成;在竞争程度更低的市场上,中间品关税降低带来的进口企业的成本加成增加程度更高。实证发现与理论预测一致。

本文的发现对近年来出现的大量基于可变成本加成模型讨论贸易自由化如何影响福利的研究具有一定启示。企业成本加成的分布是对社会资源配置效率和社会总福利的一个直接的衡量(Arkolakis et al., 2015; Melitz and Redding, 2015)。已有文献发现,最终品关税降低通过降低企业成本加成的离散程度而改善了资源配置效率和社会福利。^① 本文发现,在初始垄断程度更高的行业,中间品关税降低后进口企业的成本加成上升幅度更大,这意味着中间品贸易自由化可能增大了企业间成本加成的离散程度,从而降低资源配置效率。未来本文的研究结果可拓展到研究中间品关税降低对成本加成离散程度的影响,并构建一般均衡模型估计中间品关税降低后社会福利的变化。

附录:

附录 1:推论 1、推论 2、推论 3 的证明

首先推导企业边际成本 C 的累积分布函数 $G(C)$ 。

$$\begin{aligned} G(x) &= \text{Prob}(C \leq x) = \text{Prob}(\tau_m w^* \leq 1) \times \text{Prob}\left(c \left[1 + (\tau_m w^*)^{\frac{\rho}{\rho-1}}\right]^{\frac{\rho-1}{\rho}} \leq x \mid \tau_m w^* \leq 1\right) + \\ &\quad \text{Prob}(\tau_m w^* > 1) \times \text{Prob}(c \leq x \mid \tau_m w^* > 1) \\ &= \frac{\int_a^{\frac{1}{\tau_m}} [1 + (\tau_m w^*)^\theta]^{-\frac{k}{\theta}} dw^*}{b-a} \left(\frac{x}{c_M}\right)^k + \frac{b - \frac{1}{\tau_m}}{b-a} \left(\frac{x}{c_M}\right)^k = \left(\frac{x}{C_M}\right)^k \end{aligned} \quad (A1)$$

^①Edmond 等(2015) 用一个寡头垄断模型估计了中国台湾贸易自由化的促进竞争效应。Hsu 等(2016) 使用类似方法,发现中国 1995–2004 年通过促进竞争效应获得了 20% 的福利提高。两项研究都关注了最终产品贸易自由化,将企业成本加成的离散程度联系到社会资源配置效率和社会福利。Lu 和 Yu(2015) 通过约化式回归分析发现,最终品关税下降降低了行业内成本加成的离散程度,因此改善了社会福利。

(A1)式中: $\theta = \frac{\rho}{\rho-1}$, $C_M = \xi c_M$, $\xi^k = \frac{b-a}{\int_a^{\tau_m} [1 + (\tau_m w^*)^\theta]^{-\frac{k}{\theta}} dw^* + \frac{b}{\tau_m}}$ 是一个与中间品关税 τ_m 和国外劳动力

成本 w^* 相关的常数。可以看出,企业边际成本 C 服从帕累托分布,其累积分布函数为 $G(C) = \left(\frac{C}{C_M}\right)^k$, $C \in [0, C_M]$ 。边际成本的上界 C_M 与中间品关税 τ_m 有关。

引理:边际成本上界 C_M 随中间品关税下降而下降。

证明:注意到,

$$(b-a) \frac{\partial \xi^{-k}}{\partial \tau_m} = \frac{1}{\tau_m^2} (-b - 2\frac{-k}{\theta}) - k\tau_m^{\theta-1} \int_a^{\tau_m} w^{*\theta} (1 + (\tau_m w^*)^\theta)^{-\frac{k}{\theta}-1} dw^* < 0 \quad (A2)$$

可见 $\frac{\partial \xi^{-k}}{\partial \tau_m} < 0$, 即 $\frac{\partial \xi}{\partial \tau_m} > 0$, 而 c_M 为常数, 因此 $\frac{\partial C_M}{\partial \tau_m} = c_M \frac{\partial \xi}{\partial \tau_m} > 0$ 。

引理表明,中间品关税减少降低了企业整体的边际成本分布,提高了企业总体效率,即加强了企业间竞争。

推论 1:最终品关税减少降低了所有企业的成本加成: $\frac{\partial \mu}{\partial \tau_o} > 0$

证明:由(10)式可知,当 $C_D < \alpha \frac{k+1}{k}$ 时,

$$\frac{\partial C_D}{\partial \tau_o} = \frac{k\eta \bar{N}^*}{2(k+1)\gamma C_M^* \tau_o^{k+1}} \cdot \frac{C_D^{k+2}}{\alpha(k+1) - kC_D} > 0 \quad (A3)$$

$$\frac{\partial C_D}{\partial C_M} = \frac{k\eta \bar{N}^*}{2(k+1)\gamma C_M^{k+1}} \cdot \frac{C_D^{k+2}}{\alpha(k+1) - kC_D} > 0 \quad (A4)$$

而模型设定自动满足 $C_D < \alpha < \alpha \frac{k+1}{k}$, 因此上述两式成立。结合(7)式可知:

$$\frac{\partial \mu}{\partial \tau_o} = \frac{1}{2C} \cdot \frac{\partial C_D}{\partial \tau_o} > 0 \quad (A5)$$

推论 2:中间品关税减少降低了非进口企业的成本加成: $\frac{\partial \mu(\text{非进口企业})}{\partial \tau_m} > 0$; 而对进口企业的成本加成影响取决于其降低个体成本与促进企业竞争的影响强弱。当前者比后者更强时,进口企业的成本加成上升: $\frac{\partial \mu(\text{进口企业})}{\partial \tau_m} < 0$ (若 $\frac{\partial C}{\partial \tau_m}$ 足够大)。

证明:由于

$$\frac{\partial \mu}{\partial \tau_m} = \frac{1}{2C} \left(\frac{\partial C_D}{\partial C_M} \cdot \frac{\partial C_M}{\partial \tau_m} - \frac{C_D}{C} \cdot \frac{\partial C}{\partial \tau_m} \right) \quad (A6)$$

其中 $\frac{\partial C}{\partial \tau_m}$ 对进口企业等于 w , 对由不进口变到进口的企业不小于 0 且小于 w , 对于非进口企业等于 0。

因此,对非进口企业而言,

$$\frac{\partial \mu}{\partial \tau_m} > 0 \quad \Big| \quad \text{非进口企业} = \frac{1}{2C} \cdot \frac{\partial C_D}{\partial C_M} \cdot \frac{\partial C_M}{\partial \tau_m} > 0 \quad (A7)$$

对进口企业而言, $\frac{\partial \mu}{\partial \tau_m} = \frac{1}{2C} \left(\frac{\partial C_D}{\partial C_M} \cdot \frac{\partial C_M}{\partial \tau_m} - \frac{C_D}{C} \cdot \frac{\partial C}{\partial \tau_m} \right)$ 符号方向不确定。当:

$$\frac{\partial C}{\partial \tau_m} > \frac{C}{C_D} \cdot \frac{\partial C_D}{\partial C_M} \cdot \frac{\partial C_M}{\partial \tau_m} = \frac{k\eta \bar{N}^*}{2(k+1)\gamma \xi} \cdot \frac{C C_D^{k+1}}{kC_D + \alpha(k+1)} \cdot \frac{\partial \xi}{\partial \tau_m} \quad (A8)$$

时, $\frac{\partial \mu}{\partial \tau_m} < 0$ 。即当 $\frac{\partial C}{\partial \tau_m}$ 足够大时, (A8) 式成立, 中间品关税下降提高进口企业的成本加成。

推论 3: 一个行业的 (最终品市场) 竞争程度越低, 中间品关税的降低更可能提高进口企业的成本加成:
 $\frac{\partial^2 \mu(\text{进口企业})}{\partial \bar{N} \partial \tau_m} > 0$ 。

证明: 由式 (10) 可得:

$$\frac{\partial C_D}{\partial \bar{N}} = -\frac{\eta}{2(k+1)\gamma C_M^k} \cdot \frac{C_D^{k+2}}{\alpha(k+1)-kC_D} < 0 \quad (\text{A9})$$

因此, (A6) 式两边对 $\bar{N}$ 进行求导可得:

$$\begin{aligned} \left. \frac{\partial}{\partial \bar{N}} \cdot \frac{\partial \mu}{\partial \tau_m} \right|_{\text{进口企业}} &= \frac{\partial}{\partial \bar{N}} \left(\frac{1}{2C} \cdot \frac{\partial C_D}{\partial C_M} \cdot \frac{\partial C_M}{\partial \tau_m} \cdot \frac{C_D}{2C^2} \cdot \frac{\partial C}{\partial \tau_m} \right) \\ &= \frac{1}{2C} \cdot \frac{k\eta}{2(k+1)\gamma C_M^{k+1}} \cdot \frac{C_D^{k+2}}{\alpha(k+1)-kC_D} \cdot \frac{\partial C_M}{\partial \tau_m} \cdot \frac{1}{2C^2} \cdot \frac{\partial C_D}{\partial \bar{N}} \cdot \frac{\partial C}{\partial \tau_m} > 0 \end{aligned} \quad (\text{A10})$$

附录 2: 成本加成估计

以下简要介绍 De Loecker 和 Warzynski (2012) 的估计方法。首先, 假设企业 i 的生产函数 $f(K_{it}, L_{it}, M_{it}, \omega_{it})$ 两阶可导, 产出可以表示为:

$$Y_{it} = f(K_{it}, L_{it}, M_{it}, \omega_{it}) e^{\varepsilon_{it}} \quad (\text{A11})$$

(A11) 式中: K_{it} 、 L_{it} 和 M_{it} 分别表示资本、劳动力和中间投入品。 ω_{it} 代表企业 i 的生产力。 ε_{it} 代表不可预知的生产力冲击, 满足独立同分布。定义 $Q_{it} = f(K_{it}, L_{it}, M_{it}, \omega_{it})$ 。当企业成本最小化时, 最优化问题可以用以下拉格朗日函数表示:

$$L(K_{it}, L_{it}, M_{it}, \lambda_{it}) = P_{m,it} M_{it} + r_{it} K_{it} + w_{it} L_{it} + \lambda_{it} (Q_{it} - f(K_{it}, L_{it}, M_{it}, \omega_{it})) \quad (\text{A12})$$

(A12) 式中: w_{it} 、 r_{it} 和 $P_{m,it}$ 分别表示工资、资本租金和中间投入品价格。当中间投入品没有调整成本时, 关于中间投入品的一阶条件为:

$$\frac{\partial L_{it}}{\partial M_{it}} = P_{m,it} - \lambda_{it} \frac{\partial f(K_{it}, L_{it}, M_{it}, \omega_{it})}{\partial M_{it}} = 0 \quad (\text{A13})$$

由于 $\frac{\partial L_{it}}{\partial Q_{it}} = \lambda_{it}$, λ_{it} 代表在某一产出水平上的边际成本。定义成本加成为价格和边际成本的比值, $\mu_{it} =$

$\frac{P_{it}}{\lambda_{it}}$, 则可以将公式 (A13) 重新组织得到:

$$\mu_{it} = \frac{P_{it}}{\lambda_{it}} = \frac{P_{it}}{P_{m,it}} \cdot \frac{\partial f(K_{it}, L_{it}, M_{it}, \omega_{it})}{\partial M_{it}} = \frac{\frac{M_{it}}{Q_{it}} \cdot \frac{\partial f(K_{it}, L_{it}, M_{it}, \omega_{it})}{\partial M_{it}}}{\frac{M_{it} P_{m,it}}{Q_{it} P_{it}}} = \frac{\theta_{m,it}}{\alpha_{m,it}} \quad (\text{A14})$$

(A14) 式中: $\theta_{m,it}$ 是中间投入品的产出弹性, $\alpha_{m,it}$ 是中间投入品支出占收益的份额, 二者均需要通过生产函数进行估计^①。本文分别估计了每个行业的生产函数和企业成本加成。通过匹配工业企业行业和投入产出表行业, 最终得到 71 个制造业行业。为了保证生产函数估计的稳健性, 估计中只保留了在数据中存在不少于三年的企业。在获得生产函数中的参数估计之后, 再应用在全样本上以获得全样本的企业成本加成。

参照 Olley 和 Pakes (1996)、Levinsohn 和 Petrin (2003) 和 Akerberg 等 (2015) 使用的控制函数方法, De

^① 收入份额 $\alpha_{m,it}$ 用 $\frac{M_{it} P_{m,it}}{Y_{it} P_{it} / \exp(\varepsilon_{it})}$ 表示而非 $\frac{M_{it} P_{m,it}}{Y_{it} P_{it}}$, 剔除了公式 (A11) 中生产力冲击 ε_{it} 的影响。

Loecker 和 Warzynski (2012) 提出了两步估计过程。

第一步列出生产函数:

$$y_{it} = \theta_l l_{it} + \theta_k k_{it} + \theta_m m_{it} + \rho_{pt} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{A15})$$

(A15) 式中: θ_l 、 θ_k 和 θ_m 分别代表劳动力 (l)、资本 (k) 和投入品 (m) 的产出弹性。 ω_{it} 是全要素生产率 (TFP)。所有变量均为自然对数形式, 本文使用 Brandt 等 (2012) 提供的工业行业产出品和投入品平减指数对产出品和中间投入品的价格进行了平减。为了解释中国要素市场的地域性差异 (Cheng et al., 2013), 估计中加入了省份-年份固定效应 ρ_{pt} 。假设中间投入品是生产力的单调函数, 则可以将中间投入品表示为:

$$m_{it} = m(\omega_{it}, l_{it}, k_{it}, FX_{it}, FM_{it}) \quad (\text{A16})$$

公式 (A16) 表明企业的中间投入品选择由它的生产力和投入要素所决定, 也受到企业进出口状况的影响。因此引入出口虚拟变量 FX_{it} 来描述出口企业由于面临不同的最终产品需求水平, 因此可能有不同的中间投入品选择。此外还引入进口企业虚拟变量 FM_{it} 来描述进口企业相对于非进口企业存在对中间投入品的不同需求。假设公式 (A16) 为生产力的单调函数, 则可以将生产力表示为中间投入品、进口和出口的函数:

$$\omega_{it} = h_l(m_{it}, l_{it}, k_{it}, FX_{it}, FM_{it}) \quad (\text{A17})$$

然后, 结合公式 (A15) 和公式 (A17), 可以估计以下非参数方程得到预测产出 $\hat{\varphi}_{it}$ 和误差项 ε_{it} 。

$$y_{it} = \varphi_{it}(m_{it}, l_{it}, k_{it}, FX_{it}, FM_{it}) + \rho_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (\text{A18})$$

因此可以将生产力重新表示为:

$$\omega_{it}(\Theta) = \hat{\varphi}_{it} - \theta_l l_{it} - \theta_k k_{it} - \theta_m m_{it} \quad (\text{A19})$$

(A19) 式中: $\Theta = (\theta_l, \theta_k, \theta_m)$ 是产出品弹性。

第二步, 采用广义矩估计 (GMM) 方法估计 Θ 。假设生产力遵循一阶马尔科夫过程:

$$\omega_{it} = g_l(\omega_{it-1}) + \gamma_x FX_{it-1} + \gamma_m FM_{it-1} + \xi_{it} \quad (\text{A20})$$

(A20) 式中: ξ_{it} 为不可预期的生产力冲击, 符合独立同分布。 $g_l(\cdot)$ 为 ω_{it-1} 的三阶多项式。 γ_x 和 γ_m 分别表示企业滞后期的出口和进口行为可以提高生产力。引入滞后的出口和进口状况, 以允许企业的进出口行为提高生产力。通过估计 (A20) 可以得到 $\xi_{it}(\Theta)$ 。假设 $\xi_{it}(\Theta)$ 与滞后期的劳动力和中间投入品不相关, 与当期资本不相关, 则可以使用以下矩条件进行估计来识别 Θ 。

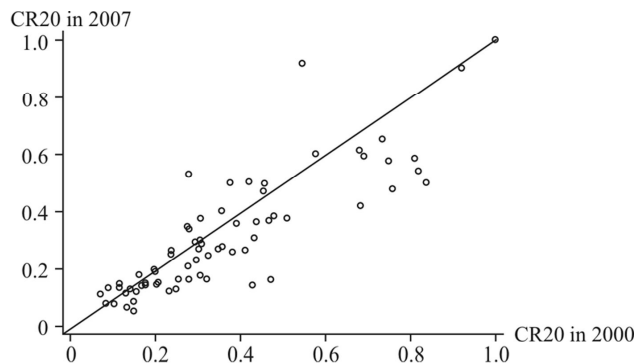
$$E \left[\xi_{it}(\Theta) \begin{pmatrix} l_{it-1} \\ m_{it-1} \\ k_{it} \end{pmatrix} \right] = 0 \quad (\text{A21})$$

得到 Θ 的估计后, 我们可以计算出企业的成本加成:

$$\hat{\mu}_{it} = \frac{\hat{\theta}_m}{\hat{\alpha}_{m,it}} \quad (\text{A22})$$

(A22) 式中: $\hat{\alpha}_{m,it} = \frac{M_{it} P_{m,it}}{Y_{it} P_{it} / \exp(\varepsilon_{it})}$ 。

附录 3:



附图 1 CR20:2000 年与 2007 年

附录 4:

附表 1

成本加成随时间变化特征

year	p25	p50	p75	mean	sd	p75-p25
2000	0.882	0.975	1.117	1.032	0.220	0.235
2001	0.882	0.968	1.094	1.016	0.199	0.212
2002	0.889	0.970	1.092	1.016	0.191	0.204
2003	0.907	0.989	1.126	1.039	0.195	0.219
2004	0.921	1.017	1.180	1.079	0.222	0.259
2005	0.939	1.047	1.243	1.130	0.271	0.304
2006	0.952	1.074	1.295	1.170	0.307	0.343
2007	0.966	1.086	1.327	1.197	0.330	0.361
Total	0.923	1.024	1.196	1.103	0.268	0.273

附表 2

稳健性检验:由其他衡量市场结构的指标计算所得成本加成弹性

百分位数	市场结构变量取值					成本加成对中间品关税的弹性				
	1/log 企业数量	HHI	平均资产 (log)	平均收益 (log)	1/替代弹性	1/log 企业数量	HHI	平均资产 (log)	平均收益 (log)	1/替代弹性
5%	0.115	0.001	9.037	9.916	0.0549	0.101	-0.053	0.013	0.027	0.6751
10%	0.119	0.002	9.265	10.084	0.0789	0.057	-0.059	-0.026	-0.009	0.5702
25%	0.129	0.004	9.644	10.278	0.1469	-0.038	-0.073	-0.091	-0.051	0.2742
50%	0.141	0.008	10.220	10.682	0.2440	-0.156	-0.109	-0.190	-0.138	-0.1490
75%	0.159	0.022	10.784	11.046	0.3214	-0.336	-0.218	-0.286	-0.216	-0.4860
90%	0.180	0.054	11.255	12.502	0.3771	-0.547	-0.462	-0.367	-0.530	-0.7288
95%	0.189	0.067	12.201	12.947	0.4120	-0.638	-0.563	-0.528	-0.626	-0.8808

参考文献:

- 1.毛其淋、许家云,2017:《中间品贸易自由化提高了企业加成率吗?——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》第16卷第2期。
- 2.钱学锋、范冬梅,2015:《国际贸易与企业成本加成:一个文献综述》,《经济研究》第2期。
- 3.盛斌、毛其淋,2015:《贸易自由化、企业成长和规模分布》,《世界经济》第2期。
- 4.孙辉煌、兰宜生,2008:《贸易开放、不完全竞争与成本加成——基于中国制造业数据的实证分析》,《财经研究》第8期。
- 5.余森杰、梁中华,2014:《贸易自由化与中国劳动收入份额——基于制造业贸易企业数据的实证分析》,《管理世界》第7期。
- 6.余森杰、袁东,2016:《贸易自由化、加工贸易与成本加成——来自我国制造业企业的证据》,《管理世界》第9期。
- 7.岳文,2017:《贸易自由化、进口竞争与企业成本加成》,《中国经济问题》第1期。
- 8.Akerberg, D., K. Caves, and G. Frazer. 2015. "Identification Properties of Recent Production Function Estimators." *Econometrica* 83(6):2411-2451.
- 9.Amiti, M., and J. Konings. 2007. "Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia." *American Economic Review* 97(5):1611-1638.
- 10.Arkolakis, C., A. Costinot, D. Donaldson, and A. Rodriguez-Clare. 2015. "The Elusive Pro-competitive Effects of Trade." NBER Working Paper 21370.
- 11.Atkeson, A., and A. Burstein. 2008. "Pricing-to-market, Trade Costs, and International Relative Prices." *American Economic Review* 98(5):1998-2031.
- 12.Bain, J.S. 1956. *Barriers to New Competition: Their Character and Consequences in Manufacturing Industries*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- 13.Baldwin, J.R., and W. Gu. 2004. "Trade Liberalization: Export-Market Participation, Productivity Growth and Innovation." *Oxford Review of Economic Policy* 20(3):372-392.

- 14.Bas, M., and V.Strausskahn.2015. “Input–trade Liberalization, Export Prices and Quality Upgrading.” *Journal of International Economics* 95(2) :250–262.
- 15.Brandt, L., J.Van Biesebroeck, and Y.Zhang.2012.“Creative Accounting or Creative Destruction? Firm–level Productivity Growth in Chinese Manufacturing.” *Journal of Development Economics* 97(2) :339–351.
- 16.Brandt, L., J.Van Biesebroeck, L.Wang, and Y.Zhang.2017.“WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms.” *American Economic Review* 107(9) :2784–2820.
- 17.Branstetter, L., and N.Lardy.2006.“China’s Embrace of Globalization.” NBER Working Paper 12373.
- 18.Broda, C., and D.Weinstein.2006.“Globalization and the Gains from Variety.” *Quarterly Journal of Economics* 121 (2) :541–585.
- 19.Cai, H., and Q.Liu.2009.“Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms.” *Economic Journal* 119(537) :764–795.
- 20.Cheng, W., J.Morrow, and K.Tacharoen.2014.“*Productivity as if Space Mattered: An Application to Factor Markets across China.*” CESifo Working Paper, No. 4494.
- 21.Davis, P.2005.“The Effect of Local Competition on Admission Prices in the U.S.Motion Picture Exhibition Market.” *Journal of Law and Economics* 48(2) :677–708.
- 22.de Blas, B., and K.Russ.2015.“Understanding Markups in the Open Economy.” *American Economic Journal Macroeconomics* 7(2) :157–180.
- 23.De Loecker, J., and P.Goldberg.2014.“Firm Performance in a Global Market.” *Annual Review of Economics* 6: 201–227.
- 24.De Loecker, J., P.Goldberg, A.Khandelwal, and N. Pavcnik. 2016.“Prices, Markups and Trade Reform.” *Econometrica* 84(2) :445–510.
- 25.De Loecker, J., and F.Warzynski.2012.“Markups and Firm–Level Export Status.” *American Economic Review* 102(6) :2437.
- 26.Edmond, C., V. Midrigan, and D. Y. Xu. 2015. “Competition, Markups, and the Gains from International Trade.” *American Economic Review* 105(10) :3183–3221.
- 27.Evans, W., L.Froeb, and G.Werden.1993.“Endogeneity in the Concentration–Price Relationship: Causes, Consequences and Cures.” *Journal of Industrial Economics* 41(4) :431–438
- 28.Fan, H., X.Gao, Y.Li, and T.Luong.2018.“Input–Trade Liberalization and Markups.” *Journal of Comparative Economics* 46(1) :103–130.
- 29.Fan, H., Y.Li, and S.Yeaple.2015.“Trade Liberalization, Quality, and Export Prices.” *Review of Economics and Statistics*.97(5) :1033–1051.
- 30.Feenstra, R., and D.Weinstein.2017.“Globalization, Markups, and the US Price Level.” *Journal of Political Economy* 125(4) :1040–1074.
- 31.Goldberg, P., A.Khandelwal, N.Pavcnik, and P. Topalova.2010.“Imported Intermediate Inputs and Domestic Product Growth: Evidence from India.” *Quarterly Journal of Economics* 125(4) :1727–1767.
- 32.Hall, R., O.Blanchard, and R.Hubbard.1986.“Market Structure and Macroeconomic Fluctuations.” *Brookings Papers on Economic Activity* 2:285–338.
- 33.Harrison, A.1994.“Productivity, Imperfect Competition and Trade Reform: Theory and Evidence.” *Journal of International Economics* 36(1) :53–73.
- 34.Hsieh, C.,and P. Klenow. 2009.“Misallocation and Manufacturing TFP in China and India.” *Quarterly Journal of Economics* 124(4) : 1403–1448.
- 35.Hsu, W., Y.Lu, and G.Wu.2016.“Competition and Gains from Trade: A Quantitative Analysis of China between 1995 and 2004.” Research Collection School of Economics, 9–2016.
- 36.Johnson, R., and G.Noguera.2012. “Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added.” *Journal of International Economics* 86(2) :224–236.
- 37.Levinsohn, J.1993.“Testing the Imports–as–Market–Discipline Hypothesis.” *Journal of International Economics* 35(1) :1–22.

38. Levinsohn, J., and A. Petrin. 2003. "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables." *Review of Economic Studies* 70(2):317-341.
39. Li, H., H. Ma, and Y. Xu. 2015. "How Do Exchange Rate Movements Affect Chinese Exports: A Firm-Level Investigation." *Journal of International Economics* 97(1):148-161.
40. Lileeva, A., and Trefler, D. 2010. "Improved Access to Foreign Markets Raises Plant-level Productivity for Some Plants." *Quarterly Journal of Economics* 125(3):1051-1099.
41. Lu, Y., and L. Yu. 2015. "Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession." *American Economic Journal: Applied Economics* 7(4):221-253.
42. Melitz, M., and G. Ottaviano. 2008. "Market Size, Trade, and Productivity." *Review of Economic Studies* 75(1):295-316.
43. Melitz, M., and S. Redding. 2015. "New Trade Models, New Welfare Implications." *American Economic Review* 105(3):1105-1146.
44. Olley, G., and A. Pakes. 1996. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry." *Econometrica* 64(6):1263-1297.
45. Pamukcu, T. 2003. "Trade Liberalization and Innovation Decisions of Firms: Lessons from Post-1980 Turkey." *World Development* 31(8):1443-1458.
46. Pavcnik, N. 2002. "Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants." *Review of Economic Studies* 69(1):245-276.
47. Topalova, P., and A. Khandelwal. 2011. "Trade Liberalization and Firm Productivity: The Case of India." *Review of Economics and Statistics* 93(3):995-1009.
48. Yu, M. 2014. "Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms." *Economic Journal* 125(585):943-988.

Input Trade Liberalization, Market Structure and Firm Markup

Liu Zhengwen¹ and Ma Hong²

(1: School of Economics, Peking University;

2: School of Economics and Management, Tsinghua University)

Abstract: This paper studies the impact of input trade liberalization on firm markup, and emphasizes the heterogeneity across industries with different market structure. By building a model with both final good and intermediate input trade, we show the mechanisms for input tariff reduction to affect firms' markups and the heterogeneous impact of market structure. We find that, on the one hand, the input tariff reduction lowers firms' production cost and raise their markups; on the other hand, input tariff reduction raises average efficiency of an industry and increases competition from domestic firms, forcing individual firms to lower markups. In a more/less competitive industry, the importers' markups increase less / more. We use Chinese manufacturing survey data and custom data to examine the impact of input tariff reduction on firm markup, and employs IV regression to control for endogeneity bias. The empirical findings are consistent with theoretical predictions. This paper has important implications on the gains from trade in allocation efficiency and social welfare.

Keywords: Trade Liberalization, Markup, Input Tariff, Market Structure

JEL Classification: F12, F13

(责任编辑:惠利、陈永清)