

# 消费者异质性、中间品贸易自由化与 个体福利分配

钱学锋 李莹 王备\*

**摘要** 本文首先从理论上证明,中间品贸易自由化通过降低企业生产成本,提高总体生产率,增加产品种类,使得工业制成品价格下降,最终提高消费者的福利;因为高收入者消费的工业制成品份额较大,所以从中间品贸易自由化过程中获利的程度也越大。实证结论发现,中间品进口关税每降低 10%,工业制成品价格平均下降 2.51%;平均而言,中间品贸易自由化使得中国城市居民家庭的消费福利上升 8.178%,而且这种福利提升作用更有利于高收入家庭。本文不仅揭示了中间品贸易自由化的消费效应,而且提供了重要的政策含义,即在中国实施扩大进口战略的背景下,需要关注中间品贸易自由化导致的福利分配不平等问题。

**关键词** 中间品贸易自由化,消费者异质性,个体福利

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2021.05.08

## 一、引 言

全球化的重要特征之一为大幅增长的中间品贸易。在世界范围内,中间品进口贸易总额从 1992 年的 536 亿美元增加到 2016 年的 3 355 亿美元,年均增长率为 21.9%。<sup>1</sup>关税的大幅下降和运输成本的降低是导致中间品贸易稳步增长的重要原因。特别值得注意的是,全世界中间品的平均进口关税从 1992 年的 10.47% 下降到 2016 年的 3.39%,降幅高达 67.2% (见图 1)。为了适应市场经济体制改革和更好地融入全球贸易体系,中国自 20 世纪 90 年代初期以来实施了以降低关税和非关税壁垒为主要内容的进口贸易自由化政策改革。在 2001 年年底中国加入 WTO 之后,新一轮的进口贸易自由化也随之而来。

\* 钱学锋,中南财经政法大学工商管理学院;李莹,中山大学国际金融学院;王备,华中师范大学经济与工商管理学院。通信作者及地址:李莹,广东省珠海市中山大学珠海校区,519082;电话:15876630256;E-mail:liying276@mail2.sysu.edu.cn。本文获得了国家自然科学基金面上项目“消费者异质性与贸易利益的个体分配效应研究:理论与中国经验”(71773142)、中南财经政法大学中长期研究项目(31501710801)、教育部人文社会科学研究青年基金项目(20YJC790131)的资助。感谢三位匿名审稿人及主编提出的建设性意见,文责自负。

<sup>1</sup> 数据来源于 WITS,其中进口贸易被划分为进口资本品、消费品、中间品和原材料。

根据进口关税数据统计,中国平均进口关税由1992年的42.09%降至2016年的9.74%,而中间品的平均进口关税从32.74%下降到6.73%,下降幅度达到79.4%。相应的,从贸易结构看,中国中间品进口总值占总进口的比重从1992年的68.63%上升至2016年的75.32%。可见,中间品贸易自由化在中国乃至世界经济发展中的重要地位。

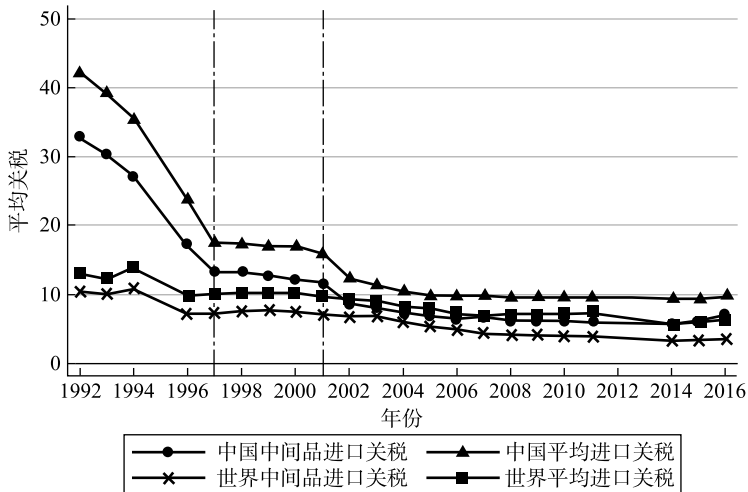


图1 1992—2016年中国与世界进口关税变化趋势

顺理成章的,中间品贸易自由化的经济效应引起了学术界持续热烈的讨论。Amiti and Konings (2007)较早从经验上研究了中间品贸易关税下降对厂商生产率的影响。他们发现,中间品贸易关税下降能使企业生产率得到提高。Topalova and Khandelwal (2014)的研究也证实了进口投入关税的下降会提高企业的生产率水平。Halpern *et al.* (2015)基于匈牙利的微观企业数据研究发现,整体上进口中间品使得企业生产率提升了14%。毛其淋和许家云(2015)基于1999—2007年中国进口关税数据和企业层面的微观数据发现,中间品贸易自由化显著提高了企业的生产率水平。另一些研究认为中间品贸易自由化能激励企业进行创新和提高产品质量。Goldberg *et al.* (2010)是第一篇从实证的角度研究中间品贸易对产品种类影响的论文,研究结论表明印度新的进口中间品与国内产品创新之间存在正向关系。Colantone and Crinò (2014)使用1995—2007年25个欧洲国家的国内生产数据发现,新的进口中间品对欧洲国家新产品的创造有着极强的促进作用。田巍和余淼杰(2014)也发现中国中间品关税的下降可以通过增加企业利润,为企业的研发提供空间。Bas and Strauss-Kahn (2015)基于中国2000—2006年的海关数据,使用双重差分法发现,外生的关税减让会提高产品的出口价格,这主要是因为进口中间品关税下降提高了出口产品的质量。Fan *et al.* (2015)同样也证实了进口中间品关税削减会促使一个国家的生产者提高出口产品的质量。

但是，这些研究都只是从供给侧视角去分析贸易自由化对企业行为和绩效的影响。随着贸易自由化的福利效应这一研究视角的深入，部分文献开始从消费侧视角探讨贸易福利在个体层面的分配问题（Nigai, 2016; Fajgelbaum and Khandelwal, 2016）。通常而言，贸易自由化对于个体福利的影响存在两方面的作用机制：一是直接效应，即贸易自由化直接通过消费品进口关税与消费价格之间的不完全传递，进而对消费者个体福利产生影响；二是间接效应，即贸易自由化也会通过影响作为微观市场主体的企业的行为决策，进而通过消费价格或种类等机制，对消费者个体福利产生间接影响。现有的经验研究主要讨论了最终品贸易自由化对消费者个体福利的直接效应（Porto, 2006; Han *et al.*, 2016）。而鲜有文献涉及中间品贸易自由化通过供给侧对消费侧个体福利的影响。在某种程度上，同时结合供给与消费两侧的因素来讨论贸易利益的个体分配，将有助于我们更为全面深刻地认识贸易自由化的个体福利分配效应。

本文的目的，即是在消费者异质性框架下，分析中间品贸易自由化通过企业对消费者个体福利的间接影响机制及影响结果。理论上，我们借鉴 Egger and Habermeyer (2019) 的非同位偏好效用函数并结合企业行为，将中间品贸易自由化嵌入一般均衡贸易模型，采用比较静态分析方法，在开放经济中考察中间品进口关税变化对工业制成品价格的影响，进而考虑消费者支出结构的差异，分析中间品贸易自由化对异质性消费者贸易福利的分配情况。研究发现：中间品进口关税的下降促使更多企业使用进口中间品，降低企业的生产成本，提高产品种类数量。中间品关税下降也会淘汰较低生产率的企业，使其退出市场，从而改进了资源配置效率，提高了行业总体生产率，最终使得工业制成品价格下降。同时，随着收入的增加，中间品贸易自由化对高收入者的福利提升作用越大。这主要是因为，高收入者对差异化产品部门产品的支出份额更高，因而其在贸易自由化过程中的受益程度更大。经验上，本文发现中间品进口关税每降低10%，差异化消费品价格下降2.51%，即使在控制了最终品关税、产品和地区等因素下，回归结果仍然非常稳健。在分产品类别的回归分析中，中间品进口关税的变化对农产品价格的影响显著低于对工业制成品的影响。在进一步的回归分析中，我们还考虑了加工贸易及距港口城市距离的影响，结果发现，加工贸易份额越大的城市，中间品关税对差异化产品价格的传递弹性越小；距港口城市的距离对中间品进口关税的价格传递弹性也有抑制作用。最后，借鉴 Porto (2006) 方法，本文计算了家庭层面的贸易福利，发现中间品贸易自由化使得中国城市居民家庭的消费福利平均上升了8.178%。但收入越高的家庭，其在贸易自由化过程中受益程度越大，这主要是因为他们消费的差异化产品份额更大。这与理论预测的结果一致。

本文的研究，有着深厚的文献基础。这些文献主要分为两类：一类是纯

经验的研究,一类是理论加经验的研究。在第一类纯经验研究方面,自 Porto (2006) 以来,不同文献借鉴其方法分析了不同国家不同收入水平家庭的贸易福利,如 Nicita *et al.* (2014) 和 Casabianca (2015) 分别研究了贸易自由化对南非与巴拉圭不同家庭福利的影响。Marchand (2012) 进一步考虑到贸易政策在城乡之间的不完全传递性,并在此基础上测算了印度 (1988—2000) 贸易政策改革对不同收入水平家庭的影响。Han *et al.* (2016) 则认为中国的市场结构对最终品关税的价格传递弹性有影响,结果发现,私营部门劳动力的比重越高,关税的价格传递弹性就越高,而高传递弹性有助于提高消费者福利。施炳展和张夏 (2017) 利用 Porto (2006) 的方法同时考虑了消费品关税削减的消费效应和收入效应。这些研究主要集中于最终品贸易自由化对个体福利的直接效应。第二类文献则在理论和经验上同时揭示了全球化与消费者个体福利的关系。Nigai (2016) 在考虑消费者收入异质和偏好异质的前提下,重新构建了估计消费者个体利益的框架,估计结果表明,在代表性消费者假设下的估算结果高估了低收入水平消费者的贸易利益,低估了高收入消费者的贸易利益。Fajgelbaum and Khandelwal (2016) 引入 AIDS (an almost ideal demand system) 发现,贸易更有利于提高穷人的福利水平,因为各个国家大部分贸易品都是低收入弹性的商品。这两篇文献主要以构建和估计结构模型的方式,直接量化消费者个体的贸易福利。还有一些研究一般先从理论上推导出家庭的生活成本指数,然后利用细分的产品数据和家庭支出数据分析贸易对不同收入水平家庭生活成本产生的影响。生活成本直接影响了家庭的实际工资,进而影响个体福利。Faber (2014) 研究了墨西哥从美国进口商品关税的下降引起的不同商品价格的相对变化对墨西哥不同家庭生活成本 (cost of living) 的影响,并发现因为高收入家庭支出组合中高质量产品的比重比较大,从而贸易自由化通过降低高质量产品与低质量产品的相对价格提升了富人的福利。Hottman and Monarch (2018) 利用供应商层面的贸易数据计算了 1998—2014 年间美国进口消费品对不同收入水平家庭生活成本的影响,结果表明,高收入家庭进口价格指数的膨胀幅度低于低收入家庭,相对而言,美国的进口贸易更不利于低收入家庭。

与现有文献相比,本文的创新和贡献主要体现在:第一,在研究视角上,本文试图结合消费者异质性探究中间品贸易自由化对消费者个体福利的影响。尽管现有文献关于中间品贸易自由化对企业行为的影响的研究很丰富,但是研究中间品贸易自由化对异质性消费者个体福利的影响的研究却比较少见。本文的研究则推动关于中间品贸易自由化的影响的研究从企业层面向更为微观化的个体层面延伸。第二,在理论研究上,本文借鉴 Egger and Habermeyer (2019) 的可加总非同位偏好效用函数并结合企业行为,解释了中间贸易自由化对异质性消费者个体福利的影响机制,以及消费者贸易福利差异产生的原因,这可能为之后的研究奠定了理论基础。第三,相比于现有关于个体消费效应的研

究，本文则同时结合消费侧和供给侧的因素讨论了中间品贸易自由化通过企业对个体消费者福利的间接影响，凸显了企业在贸易自由化对消费者个体福利的影响中的作用，从而拓展了仅测算最终品贸易自由化的个体福利的相关文献（Han *et al.*, 2016；施炳展和张夏，2017），也将有助于我们更为全面深刻地认识贸易自由化的分配效应。最后，在政策意义上，本文揭示了中间品贸易自由化新的政策内涵。即，在中国扩大进口和加快进口贸易自由化的背景下，应制定和实施更加公平且有效的收入再分配政策，降低由中间品贸易自由化带来的福利分配不平等程度。

文章余下结构安排如下：第二部分构建理论模型考察中间品贸易自由化对异质性消费者福利的影响；第三部分是建立待检验的计量模型，并对变量选取和数据来源加以说明；第四、五部分利用消费数据和进口关税数据对计量模型进行检验和分析，并计算消费者个体福利；最后是本文的结论与相关政策建议。

## 二、理论模型

本文试图构建同时纳入消费者异质性、中间品贸易和企业异质性的理论模型，分析中间品贸易自由化对异质性消费者福利的影响及其作用机制。为了更好地刻画消费者的偏好异质性，本文借鉴 Egger and Habermeyer (2019) 中的可加总间接效用函数。不同的是，Egger and Habermeyer (2019) 主要研究人均收入分配对两国贸易模式、贸易结构和国家整体福利的影响，而本文则集中分析中间品贸易自由化对异质性个体福利的影响。

### （一）消费者偏好与家庭消费

根据 Egger and Habermeyer (2019)，本文假定消费者的效用函数为：

$$v(P_Y, P_D, e^l) = \frac{1}{\epsilon} \left( \frac{e^l}{P_D} \right)^\epsilon - \frac{\beta}{\epsilon} \left( \frac{P_Y}{P_D} \right)^\epsilon. \quad (1)$$

此效用函数是价格独立的一般线性偏好（price-independent generalized-linear）中的子类效用函数。其中  $\epsilon, \beta \in (0, 1)$ ， $P_Y$  代表同质产品部门 Y 产品（如作为生活必需品的某类农产品）的价格， $P_D$  是差异化产品部门 D 产品（如供日常使用的某种工业制成品）的价格， $e^l$  是消费者  $l$  的收入。当  $\epsilon \rightarrow 0$  时，间接效用函数转变为偏好位似的柯布-道格拉斯形式；当  $\epsilon \rightarrow 1$  时，效用函数过渡为拟线性形式。

利用罗伊恒等式，可根据间接效用函数分别求出消费者  $l$  对同质产品 Y 和差异化产品 D 的马歇尔需求函数：

$$X_Y^l = \beta \left( \frac{e^l}{P_Y} \right)^{1-\epsilon}, \quad (2)$$

$$X_D^l = \frac{e^l}{P_D} \left[ 1 - \beta \left( \frac{e^l}{P_Y} \right)^{-\epsilon} \right]. \quad (3)$$

显然, 消费者对  $Y$  产品的恩格尔曲线是凹向原点的, 即收入水平越高, 消费者对  $Y$  的支出份额越小。相反, 消费者对  $D$  的支出份额随收入的增加而变大。我们假设  $e^l/P_Y > \beta^{1/\epsilon}$  以保证每个家庭对差异化产品的需求是大于零的。

进一步假设消费者  $l$  对工业制成品的总消费由不同的子产品  $x_D^l(\omega)$  组成, 且具有 CES 形式:

$$X_D^l = \left[ \int_{\omega \in \Omega} x_D^l(\omega)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\omega \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad (4)$$

其中  $\sigma > 1$ , 是产品集  $\Omega$  中不同产品间的替代弹性,  $p_D(\omega)$  是产品  $\omega$  的价格。因此差异化产品的价格指数为  $P_D = \left[ \int_{\omega \in \Omega} p_D(\omega)^{1-\sigma} d\omega \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ ,  $P_D X_D^l = \int_{\omega \in \Omega} p_D(\omega) \times x_D^l(\omega) d\omega$  是消费者对差异化产品的总支出。

同理, 根据罗伊恒等式可以求出消费者对单一产品  $\omega$  的需求:

$$x_D^l(\omega) = \frac{e^l}{P_D} \left( \frac{p_D(\omega)}{P_D} \right)^{-\sigma} \left[ 1 - \beta \left( \frac{e^l}{P_Y} \right)^{-\epsilon} \right]. \quad (5)$$

假设一个国家共有  $L$  个消费者, 那么消费者的平均支出为  $\bar{e} \equiv L^{-1} \int_{l \in L} e^l dl$ 。  $\psi \equiv L^{-1} \int_{l \in L} (e^l/\bar{e})^{1-\epsilon} dl$  是一个离差指数, 它反映了一个国家收入不平等的程度,  $\psi$  越大说明收入分布越平均。假定消费者的收入完全由工资和有效劳动供给决定, 即  $e^l = \omega k^l$ 。其中,  $\omega$  是工资水平,  $k^l$  是每个消费者能提供的劳动数量。根据式 (2) 和 (5), 分别得到消费者对  $Y$  和  $\omega$  的市场总需求:

$$X_Y = \int_0^L X_Y^l dl = \beta \frac{L\bar{e}}{P_Y} \left( \frac{\bar{e}}{P_Y} \right)^{-\epsilon} \psi, \quad (6)$$

$$x_D(\omega) = \int_0^L x_D^l(\omega) dl = \frac{L\bar{e}}{P_D} \left( \frac{p_D(\omega)}{P_D} \right)^{-\sigma} \left[ 1 - \left( \frac{\bar{e}}{P_Y} \right)^{-\epsilon} \psi \right]. \quad (7)$$

不难看出,  $Y$  的市场总需求与  $\psi$  之间是正相关的,  $\omega$  的市场总需求与  $\psi$  反相关。这说明国家收入越平等, 它对生活必需品的需求量越大; 反之, 对差异化产品的需求越大。

## (二) 国内生产

假设劳动是唯一的生产要素, 生产一单位的  $Y$  需要  $a$  单位的劳动, 同质产品的市场结构为完全竞争, 所以  $P_Y = a\omega$ 。将劳动者的工资标准化为 1, 则  $P_Y = a$ 。假定差异化产品  $\omega$  由垄断竞争厂商生产, 且生产函数为  $x_D(\omega) = \varphi(\omega)M$ ,  $\varphi(\omega)$  是生产  $\omega$  商品的企业生产率,  $M$  是连续中间投入品  $m(z)$  的组合。

$$M = \left\{ \int_{\Theta} [m(z)]^{\frac{\eta-1}{\eta}} dz + \int_{\Theta^*} [m(z)]^{\frac{\eta-1}{\eta}} dz \right\}^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (8)$$

$\Theta$  是国内中间品的集合,  $\Theta^*$  是进口中间品的集合,  $\eta > 1$  是中间品的替代弹性。垄断竞争企业进入市场之前需要支付  $f_e$  单位劳动的沉没成本, 在成功进入之后, 企业从帕累托随机分布函数  $G(\varphi) = 1 - (\varphi^{min})^k (\varphi)^{-k}$  中抽取自己的生产率  $\varphi > 0$ , 企业的固定成本为  $f$ 。为了使企业进口中间品的行为更贴合现实, 本文将企业进口内生化的。假定企业在决定生产之后, 需要决定是否使用进口中间品。如果企业进口中间品, 它需要支付  $f_m$  单位的进口成本, 且进口中间品时需要面临进口冰山成本  $\tau^m > 1$ 。但是, 使用进口中间产品企业的边际成本会降低。根据企业成本最小化条件求得的单位  $M$  的成本  $c_m = \left[ \int_0^1 c_m(z)^{1-\eta} dz \right]^{\frac{1}{1-\eta}}$ ,  $c_m(z)$  是中间品  $z$  的最低价格。

中间品只由劳动要素生产, 依据 Eaton and Kortum (2002), 本文假定一国中间品的生产效率服从 Frechet 分布:

$$Pr(\varphi(z) \leq \varphi) = e^{-T\varphi^{-\theta}} \quad (9)$$

其中  $T > 0$  是国家的技术水平,  $\theta$  的大小决定生产率的离散程度。因此当企业不进口中间品时, 企业使用一单位中间品组合  $\left[ \int_{\Theta} [m(z)]^{\frac{\eta-1}{\eta}} dz \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$  的成本为:

$$c_n = \xi T^{-1/\theta} \quad (10)$$

其中  $\xi = \left[ \Gamma\left(\frac{\theta+1-\eta}{\theta}\right) \right]^{1/(1-\eta)}$ ,  $\Gamma(\cdot)$  是 Gamma 函数。当企业使用进口中间品时, 企业使用一单位中间品组合  $M$  的成本为:

$$c_m = \xi [T + T^* (\tau^m)^{-\theta}]^{-1/\theta} \quad (11)$$

其中  $T^* > 0$  是国外的技术水平。很显然  $c_n > c_m$ , 说明企业能通过使用进口中间品降低生产成本。

在企业决定是否进口中间品之后, 企业面临出口决策。企业出口需要支付  $f_x$  的出口固定成本, 遭受贸易成本  $\tau^f > 1$  的冰山成本。

为了计算方便, 本文假设两个国家对称。在 CES 假定下, 企业以不变成本加成定价:

$$p_j(\varphi) = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{c_j}{\varphi} \quad (12)$$

$$p_j^x(\varphi) = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{c_j}{\varphi} \tau^f \quad (13)$$

其中  $j \in n, m$ 。  $n$  表示企业不进口中间品,  $m$  表示企业进口中间品, 上标  $x$  表示企业的出口价格。因此, 企业在国内外的收益函数分别为:

$$r_j(\varphi) = L\bar{e} \left[ 1 - \left( \frac{\bar{e}}{a} \right)^{-\epsilon} \psi \right] \left( \frac{p_j(\varphi)}{P_D} \right)^{1-\sigma} \quad (14)$$

$$r_j^x(\varphi) = L\bar{e} \left[ 1 - \left( \frac{\bar{e}}{a} \right)^{-\epsilon} \psi \right] \left( \frac{P_j^x(\varphi)}{P_D} \right)^{1-\sigma} \tag{15}$$

(三) 市场均衡

因为企业面临进口中间品和出口最终产品两种决策，所以需要求解出三个生产率临界值，即进入市场的临界值  $\varphi_d$ ，进口中间品的临界值  $\varphi_m$ ，出口的临界值  $\varphi_x$ 。因为企业必须先成功进入市场才能进口中间品和进入出口市场，所以  $\varphi_d < \varphi_m, \varphi_x$ ，但是  $\varphi_x$  和  $\varphi_m$  的大小有待进一步讨论。本文假设部分企业可以进口中间品但是不能出口，即  $\varphi_x > \varphi_m$ ，具体情形见图 2。<sup>2</sup>

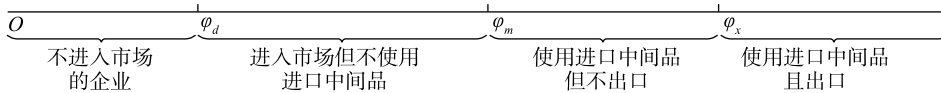


图 2 企业进入市场、进口和出口的生产率临界值

根据求均衡的零利润条件 (ZC) 和自由进入条件 (FEC) 可以解出生产率临界值。

是否进入国内市场：

$$\pi_n(\varphi) = 0 \Rightarrow L\bar{e} \left[ 1 - \left( \frac{\bar{e}}{a} \right)^{-\epsilon} \psi \right] (\varphi_d P_D)^{\sigma-1} (c_n)^{1-\sigma} \left( \frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{1-\sigma} \frac{1}{\sigma} = f. \tag{16}$$

企业是否使用进口中间品：

$$\begin{aligned} \pi_n(\varphi) = \pi_m(\varphi) \Rightarrow & \frac{L\bar{e}}{\sigma} \left[ 1 - \left( \frac{\bar{e}}{a} \right)^{-\epsilon} \psi \right] (\varphi_d P_D)^{\sigma-1} \\ & \times [(c_m)^{1-\sigma} - (c_n)^{1-\sigma}] \left( \frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{1-\sigma} = f_m. \end{aligned} \tag{17}$$

是否进入出口：

$$\begin{aligned} \pi_m^x(\varphi) = 0 \Rightarrow & L\bar{e} \left[ 1 - \left( \frac{\bar{e}}{a} \right)^{-\epsilon} \psi \right] (\varphi_d P_D)^{\sigma-1} (c_m)^{1-\sigma} (\tau^f)^{1-\sigma} \left( \frac{\sigma}{\sigma-1} \right)^{1-\sigma} \frac{1}{\sigma} \\ & = f_x. \end{aligned} \tag{18}$$

自由进入条件 (FEC)：

$$\bar{\pi} = \frac{\delta f_e}{1 - G(\varphi_d)}, \tag{19}$$

其中， $\bar{\pi} = \frac{1}{1 - G(\varphi_d)} \left[ \int_{\varphi_d}^{\varphi_m} \pi_n(\varphi) G'(\varphi) d\varphi + \int_{\varphi_m}^{\varphi_x} \pi_m(\varphi) G'(\varphi) d\varphi + \int_{\varphi_x}^{\infty} \pi_m^x(\varphi) G'(\varphi) d\varphi \right]$

代表企业的平均利润， $\delta$  是企业面临的外生冲击。经计算可得：

<sup>2</sup> 使用此假定一方面是因为这样更符合现实，另一方面即使假定  $\varphi_x < \varphi_m$  也不影响本文需要讨论的核心论点。同时，感谢审稿人建议用图表示不同生产率临界值，以使文中表述更清晰。



$$\varphi_x = \tau^f \frac{c_m}{c_n} \left(\frac{f_x}{f}\right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \varphi_d, \quad (20)$$

$$\varphi_m = \left(\frac{f_m}{f}\right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \left[\left(\frac{c_m}{c_n}\right)^{1-\sigma} - 1\right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \varphi_d, \quad (21)$$

$$\begin{aligned} \varphi_d = \varphi^{min} & \left[1 + (\tau^f)^{-k} \left(\frac{c_m}{c_n}\right)^{-k} \left(\frac{f_x}{f}\right)^{\frac{\sigma-k-1}{\sigma-1}} + \left(\frac{f_m}{f}\right)^{\frac{\sigma-k-1}{\sigma-1}} \left[\left(\frac{c_m}{c_n}\right)^{1-\sigma} - 1\right]^{\frac{k}{\sigma-1}}\right]^{\frac{1}{k}} \\ & \times \left(\frac{\sigma-1}{1+k-\sigma} \frac{f}{\delta f_e}\right)^{\frac{1}{k}}. \end{aligned} \quad (22)$$

根据方程 (20) 与 (21) 可知, 如果  $\varphi_x > \varphi_m$ , 则必须满足  $\left(\frac{f_m}{f_x}\right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \times$

$\left[1 - \left(\frac{c_n}{c_m}\right)^{1-\sigma}\right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \frac{1}{\tau^f} < 1$ 。由劳动力市场出清条件可知存活的企业数量  $N$  为:

$$\begin{aligned} N = \frac{L\bar{e} \left[1 - \left(\frac{\bar{e}}{a}\right)^{-\epsilon} \psi\right]}{\sigma} & \left[1 + (\tau^f)^{-k} \left(\frac{c_m}{c_n}\right)^{-k} \left(\frac{f_x}{f}\right)^{\frac{\sigma-k-1}{\sigma-1}} + \left(\frac{f_m}{f}\right)^{\frac{\sigma-k-1}{\sigma-1}} \left[\left(\frac{c_m}{c_n}\right)^{1-\sigma} - 1\right]^{\frac{k}{\sigma-1}}\right] \\ & \times \left(\frac{k}{1+k-\sigma}\right). \end{aligned} \quad (23)$$

假设参数满足  $1+k > \sigma$ 。由此可知, 出口企业数量  $N_x = \frac{1-G(\varphi_x)}{1-G(\varphi_d)} N$ ,

进口中间品的企业数量  $N_m = \frac{1-G(\varphi_m)}{1-G(\varphi_d)} N$ 。显然, 相对成本  $c_m/c_n = [1 +$

$(\tau^m)^{-\theta}]^{-1/\theta}$  是中间品关税  $\tau^m$  的增函数。根据方程 (16) 可得:

$$(P_D)^{\sigma-1} = \sigma f \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} c_n\right)^{\sigma-1} \left[L\bar{e} \left[1 - \left(\frac{\bar{e}}{a}\right)^{-\epsilon} \psi\right]\right]^{-1} (\varphi_d)^{1-\sigma}. \quad (24)$$

根据均衡结果可以证明  $\frac{\partial \varphi_d}{\partial \tau^m} < 0$ , 说明中间品贸易成本下降使得企业进

入的门槛变高。 $\frac{\partial \varphi_m}{\partial \tau^m} > 0$ , 说明中间品贸易成本下降降低了企业进口中间品的

门槛, 更多企业有能力使用进口中间品。 $\frac{\partial \varphi_x}{\partial \tau^m} > 0$ , 说明中间品贸易成本下降

降低了企业出口的门槛, 使得更多企业能够从出口市场获利。 $\frac{\partial N}{\partial \tau^m} < 0$ , 说明

中间品贸易成本下降增加了产品种类。根据方程 (24) 可以证明  $\frac{\partial P_D}{\partial \tau^m} =$

$-\frac{\partial P_D}{\partial \varphi_d} \times \frac{\partial \varphi_d}{\partial c_m} \times \frac{\partial c_m}{\partial \tau^m} > 0$ , 说明中间品贸易自由化有助于降低企业生产成本,

迫使低生产率企业退出市场, 提高了资源配置效率, 从而提高平均生产率。

**命题 1:** 中间品贸易自由化使更多企业跨过进口中间品的生产率门槛, 有助于降低企业的生产成本。中间品贸易自由化会迫使较低生产率企业退出市场, 提高资源配置效率, 从而提高总体生产率, 最终使得差异化产品价格下降。

#### (四) 消费者个体福利分析

为了分析中间品贸易自由化对异质性消费者的影响, 根据消费者间接效用函数可证明:

$$\frac{\partial v(P_D, e^l)}{\partial \tau^m} = \frac{\partial v(P_D, e^l)}{\partial P_D} \times \frac{\partial P_D}{\partial \tau^m} < 0. \quad (25)$$

**命题 2:** 中间品贸易自由化通过降低最终消费品的价格提升消费者的福利。

进一步地, 我们将式(25)对收入求偏导, 以讨论不同收入水平消费者从中间品贸易自由化中获益的大小, 由此可得命题 3。

$$\frac{\partial \left( \frac{\partial v(P_D, e^l)}{\partial \tau^m} \right)}{\partial e^l} < 0. \quad (26)$$

**命题 3:** 随着收入水平的上升, 中间品贸易自由化对高收入消费者的福利提升作用越大。

进一步的, 为了分析消费者福利差异产生的原因, 将贸易自由化之前的变量用上标 0 表示, 贸易自由化之后的变量用上标 1 表示, 并假定  $e^b < e^r$ , 用  $s$  表示消费者对产品  $D$  的支出份额。由于高收入消费者在差异化产品部门的支出份额大于低收入消费者, 所以  $0 < s^b < s^r < 1$ 。那么, 中间品关税  $\tau^m$  下降带来的收入水平为  $e^r$  的消费者和收入水平为  $e^b$  的消费者福利的相对变化可以表示为:

$$\frac{[v^1(P_D, e^r) - v^0(P_D, e^r)]}{[v^1(P_D, e^b) - v^0(P_D, e^b)]} = \left( \frac{s^r}{1-s^r} / \frac{s^b}{1-s^b} \right) > 1. \quad (27)$$

由此我们得到命题 4。

**命题 4:** 消费者福利变动差异的直接来源是其对差异化部门产品的支出份额不同, 收入越高的个体在差异化产品部门的支出份额越高, 因此其在贸易自由化过程中的受益程度越大。

### 三、计量模型、指标和数据

#### (一) 计量模型的设定

为检验中间品贸易自由化是否影响差异化产品价格, 并计算中间品进口

关税的价格传递弹性，本文根据上述的理论模型建立如下基准回归模型：

$$\ln p_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(1 + \tilde{\tau}_{it}^m) + \alpha_2 \ln p_{it}^w + \alpha_3 \ln(1 + \tilde{\tau}_{it}^f) + \delta_t + \gamma_c + \lambda_i t + \varepsilon_{ict}, \quad (28)$$

其中  $p_{ict}$  是  $t$  时期城市  $c$  的  $i$  产品的消费者价格， $\tilde{\tau}_{it}^m$  是对照 BEC 和 HS1996 产品分类编码计算的生产  $i$  产品使用的主要中间品的进口关税。借鉴 Han *et al.* (2016)，本文使用世界价格  $p_{it}^w$  作为主要控制变量。根据理论模型，最终品的关税也会影响消费品的价格，所以在回归模型中加入进口  $i$  产品的从价关税  $\tilde{\tau}_{it}^f$ 。为了尽量避免重要解释变量遗漏的问题，我们在回归中加入了多种固定效应。其中， $\delta_t$  是年份固定效应， $\gamma_c$  是城市固定效应， $\lambda_i$  是产品  $i$  的时间趋势，控制其他可能影响产品生产成本的因素，比如改善的生产技术等， $\varepsilon_{ict}$  是随机误差项。<sup>3</sup>同时，本文也考虑了城市-年份和产品-城市固定效应，前者控制了随时间可变的城市特征，如城市的经济发展水平，后者可以控制不随时间变化的城市-产品特征。此外，为避免回归因序列相关和统计量聚类等因素造成的干扰，本文的回归结果均聚类到城市层面的标准误。在考虑其他因素对关税价格传递弹性的影响时，本文将在基准回归模型中加入其与  $\ln(1 + \tilde{\tau}_{it}^m)$  的交互项。

## (二) 指标与数据说明

### 1. 被解释变量

消费者价格  $p_{ict}$  是根据 UHS 数据库计算的产品的单位价值。UHS 中记录了被调查者有关商品的消费金额和数量的信息。本文用消费金额与数量的比率衡量每个家庭消费的每种商品的单位价值。然后，在城市层面上取农户单位价值的平均值，并且使用从国家统计局获得的以 1991 年为基期的消费者价格指数对其进行平减， $p_{ict}$  值越大，说明消费品的价格越高。<sup>4</sup> UHS 中的家庭样本是通过分层抽样抽取的，以确保中国城市家庭的代表性，而且样本定期更新。本文从国家统计局获得 1992—2009 年间 13 个省（即山西省、辽宁省、黑龙江省、江苏省、安徽省、江西省、山东省、河南省、湖北省、广东省、四川省、云南省和甘肃省）的 53 个城市和北京、上海以及重庆 3 个直辖市的家庭调查数据。显然，样本城市覆盖了全国东部、中部和西部地区，也包括较发达和较不发达的城市，使本文的研究对象具有一定的代表性，为本文的实证研究提供一个合理的基础。UHS 提供了城市居民家庭关于食品、衣

<sup>3</sup> 因为在理论模型中的  $\tau$  是指冰山成本，计量部分用关税作冰山成本的代理变量，所以用  $1 + \tilde{\tau}$  加以区分。

<sup>4</sup> 感谢审稿人指出简单平均的价格不能体现不同家庭的偏好重要性的建议。为此，本文计算了用家庭消费金额/城市总消费金额作为权重的平均价格，同时也根据家庭人均收入分组计算了产品的加权平均价格。限于篇幅，我们不在正文报告。

着、家庭设备和通信、文娱商品与服务等八大类的支出情况,根据数据的可计算性、可匹配性和连贯性,本文选取了包括服装、家具、家用设备、乐器、通讯工具和食品等19种差异化程度较大的工业制成品为样本,具体情况见表1。但是为了使结论更稳健,本文还选取了近似同质产品的12种基本农副产品为样本,将其与可代表差异化产品的样本进行对比分析。

## 2. 解释变量

(1) 进口中间品关税  $\bar{\tau}_i^m$ 。在构建此变量时,涉及中间品与最终消费品之间的对应关系,本文以手动匹配的方式将其一一对应,匹配结果见表1。<sup>5</sup>具体的处理过程是,首先根据以HS1996产品编码从WITS下载的中国进口关税和进口总额数据,将其与BEC产品分类标准匹配,然后保留所有进口中间品。对于消费品而言,厂商生产每种消费品*i*,都需要使用关键中间品,例如,生产服装的关键投入包括棉、丝和人造纤维等纺织品,生产汽车需要机动车辆的零件、附件,机动车辆的车身和发动机等关键中间品,生产冰箱需要冷冻箱及其他制冷设备等投入品。<sup>6</sup>所以本文手动将UHS数据库中每个可交易家庭消费品类别与之对应的HS1996编码的主要进口中间品进行匹配,并以此为基础计算出产品层面的进口中间品关税。当一个消费品与多个HS1996编码的进口中间品对应时,我们用进口份额对中间品进口关税加权。

(2) 加工贸易份额  $share_{ct}$ 。本文的加工贸易份额是用中国海关数据库中样本城市各年份的加工贸易额除以总贸易额所得。2000—2006年的海关库中,加工贸易包括来料加工、进料加工等<sup>7</sup>,2007—2009年的海关数据库中贸易方式直接分为一般贸易和加工贸易。

(3) 距港口城市的距离  $distance_c$  (千米)。借鉴施炳展和张夏(2017),各省份中城市的港口城市的选择如下:辽宁和黑龙江两省中城市的港口为大连港,北京、山西和甘肃三个省的样本城市从天津港进出口,山东和河南省从青岛港,上海、江苏、安徽、湖北和江西五省市为上海港,广东、重庆、四川和云南等四省城市从深圳港进出口。此指标是指样本城市与港口城市之间的实际距离。

<sup>5</sup> 因为涉及不同的数据库,所以本文严格按照SITC-HS编码和HS-BEC编码标准匹配数据,对于需手动匹配的数据,本文也进行了反复的核实。

<sup>6</sup> 实际上,最终品生产中使用的中间投入不止一种。比如说每种最终品在生产过程中除了使用进口的零部件和关键原材料外,都会使用如矿产、钢材等重要资源类的中间品投入,但是每种产品具体使用的资源类进口中间品是很难衡量的。因此本文用每种最终品使用的关键中间投入的进口关税来衡量产品受中间品进口关税的指标。

<sup>7</sup> 加工贸易的其余分类主要有:境外援助(编码:12)、补偿贸易(编码:13)、商品寄销代销(编码:16)、货物租赁(编码:17)、边境小额贸易(编码:19)、工程承包(编码:20)、外发加工(编码:22)、易货贸易(编码:30)、保税仓库进出口贸易(编码:33)、保税区转口贸易(编码:34)。

### 3. 控制变量

(1)  $p_{it}^w$  是消费品  $i$  的世界价格。美国国际贸易委员会 (USITC) 提供了以 SITC 四位数编码标准计算的美国出口产品的单位价值 (FAS 价值/第一单位数量)。根据表 1, 我们将以 SITC 编码的产品的世界价格转化为消费品的世界价格, 并且使用从国际清算银行获取的实际有效汇率指数对世界价格进行转换。根据 Han *et al.* (2016), 本文使用美国出口价格而不使用世界贸易组织的世界价格的原因有二。首先, 世贸组织的价格主要适用于初级产品, 而在贸易自由化之后中国开始大量生产制成品。其次, 美国是中国最大的贸易伙伴, 因此其出口价格与中国贸易最相关。

(2) 控制变量  $\bar{\tau}_{it}^f$  是消费品  $i$  的进口关税。最终品进口关税以 SITC 四位数编码从 WITS 下载。同样, 本文将每个 4 位数的 SITC 类别与 UHS 数据中的每个可交易家庭消费品类别进行匹配。当一个消费品与多个 SITC 类别相匹配时, 使用加权平均关税税率, 其中权重是每个 SITC 类别的进口份额。

表 1 UHS 产品与 SITC 编码和 HS 编码对照表

UHS 工业制成品	最终品 SITC 编码	中间品 HS 编码前 4/5/6 位数
服装	8411; 8412; 8413; 8414; 8415; 8416; 8431; 8432; 8437; 8438; 8421; 8422; 8423; 8424; 8425; 8426; 8427; 8428; 8441; 8442; 8447; 8448;	500100—631090
鞋子	8511—8515; 8517; 8519	6406
家具	8211; 8212; 8213; 8215; 8218	9401; 9403; 9404
洗衣机	7751	8450
冰箱	7752	8418
空调	7758	8415
电视机	7611; 7612	8525; 8526; 8527; 8528; 8529
录像机	7638	9001; 9002; 9007; 9011; 9033
照相机	8811; 8812; 8813	9001; 9002; 9006; 9011; 9033
手表	8853; 8854; 8855	9110; 9111; 9113; 9114
乐器	8981; 8982	9201; 9202; 9203; 9204; 9205; 9206—9209
电脑	7521; 7522; 7523	8470; 8471; 847330

(续表)

UHS	最终品	中间品
工业制成品	SITC 编码	HS 编码前 4/5/6 位数
摩托车	7851	8711; 8714
自行车	7852	8712; 8714
家用汽车	7841; 7842	8706; 8707; 8708
组合音响	7642	9001; 9002; 9007; 9010; 9033
烟类	1211; 1212; 1213; 1222; 1223	240210; 240120
啤酒	1123	121010; 121020
咖啡	711; 712; 713	90111; 90112; 180100; 180200; 180310; 180320; 180400; 180500
基本农产品	最终品	中间品
	SITC4 位数编码	HS 编码前 5/6 位数
谷物	411; 412; 421; 422; 423; 430; 441; 449; 451; 452; 453; 459	100110—110329
淀粉及薯类	815; 5921	71410; 71420; 71490; 110510; 110520; 110811—110814; 110819; 110820
食用油	4113; 4211—4218; 4221; 4222; 4223	020900; 150100—151620
猪肉	13; 122; 161; 175	10391; 10392
牛肉	11; 111; 112; 176; 179	10290
羊肉	12; 121	10410; 10420
鸡肉	14	10511; 10512; 10592; 10593
蛋类	251; 252; 253	40811; 40819; 40891; 40899
鱼类	341; 342; 344; 345; 351; 352	030510
糖类	611; 612	121291; 121292; 170111—170390
坚果	577	081190; 081290; 121230
奶及奶制品	221; 222; 223; 230; 241; 242; 243; 249	040210; 040410

资料来源：根据 UHS 数据库，HS 编码表和 SITC 编码表手动匹配

在将数据合并整理之后，所有变量的描述性统计参见表 2。

表 2 变量描述性统计

变量名称	变量说明	均值	最小值	最大值	标准差	样本量
$\ln p_{ict}$	消费品价格	2.880	0.08	10.72	2.430	15 627
$\tilde{\tau}_{it}^m$	中间品关税	13.93	0.00	97.90	10.93	15 627
$\tilde{\tau}_{it}^f$	最终品关税	16.79	0.00	113.8	16.40	15 627
$\ln p_{it}^w$	世界价格	5.670	1.22	13.34	2.830	15 627
$share_{ct}$	加工贸易份额	0.730	0.00	1.000	0.330	5 643
$distance_c$	港口城市距离	819.1	0	2 106.4	571.1	15 627

## 四、实证结果分析

### （一）基准回归

根据基准回归方程式 (28)，本文首先考察了中间品贸易自由化对工业制成品价格的关税传递弹性。由表 3 中的回归结果可以看出，中间品进口关税与差异化产品的价格呈正向关系，说明中间品进口关税下降，差异化产品价格也下降，这与理论预测的结果一致。第 (1)、(4) 列报告了未控制最终品关税的回归结果。第 (2)、(3)、(5) 列是加入最终品关税的回归结果，由此可见最终品贸易自由化对工业制成品价格的影响系数显著地大于中间品关税对工业制成品价格的传递弹性，因为最终品关税对工业制成品价格的影响比中间品关税变化带来的影响更为直接。<sup>8</sup> 考虑到样本期间消费价格可能遭受到外部冲击或城市层面异质性因素的影响，在第 (2)、(3) 列的回归中，本文分别控制了城市固定效应和年份固定效应，并且通过加入产品趋势变动固定效应以控制因生产成本或技术进步因素等所导致的价格变动，回归结果仍然在 1% 水平上显著。第 (5) 列结果表示在同时控制城市固定效应、年份固定效应和产品趋势之后，中间品进口关税每降低 10%，工业制成品价格下降 2.51%，同时这也说明贸易自由化所引致的关税削减对最终消费品价格存在不完全传递效应，这与 Han *et al.* (2016) 和 Marchand (2012) 的结论基本一致。第 (6) 列结果显示，在同时控制了城市-年份、产品-城市固定效应和产品趋势之后，回归结果依然显著为正。

<sup>8</sup> 这一结论也可以从理论模型中得到，如有需要可以向作者索要推导过程。

表 3 进口中间品关税对工业制成品价格的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln \bar{\tau}_{it}^m$	0.221*** (0.0409)	0.239*** (0.0394)	0.242*** (0.0349)	0.232*** (0.0412)	0.251*** (0.0398)	0.121*** (0.029)
$\ln p_{it}^w$	0.341*** (0.0087)	0.339*** (0.0084)	0.329*** (0.0087)	0.338*** (0.0086)	0.337*** (0.0833)	0.018*** (0.007)
$\ln \bar{\tau}_{it}^f$		0.272*** (0.0130)	0.242*** (0.0077)		0.272*** (0.0131)	0.019*** (0.007)
常数项	1.587*** (0.1770)	0.304 (0.1878)	0.612*** (0.1492)	1.722*** (0.1801)	0.438* (0.1903)	6.396*** (0.152)
年份固定效应	是	是		是	是	
城市固定效应			是	是	是	
产品趋势	是	是	是	是	是	是
城市-年份						是
产品-城市						是
N	9 645	9 645	9 645	9 645	9 645	9 645
R <sup>2</sup>	0.798	0.801	0.804	0.803	0.807	0.962

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;回归结果聚类到城市层面的标准误。下表同。

## (二) 分类回归

根据理论模型,本文的回归分析应该只考虑中间品关税对工业制成品价格的影响。但是在UHS数据库的居民消费支出中,谷物、食用油、肉类和蔬菜等基本农产品占有很大比例。虽然从理论上讲这些农产品的工业化程度小,但是在实际情况中某些农产品在某种程度上也受到进口中间品贸易的影响,所以基于稳健性考虑,本文从UHS数据库中筛选了12种基本农产品,并用分类回归的方法检验了中间品关税削减对其价格的影响。因此,本文构建了一个虚拟变量 $id$ ,虚拟变量为1说明是工业制成品,取值为0则代表是农产品。在回归中加入了虚拟变量与中间品关税的交互项,回归结果如表4所示。可以看到,中间品关税与消费品价格之间的关系依然显著为正,而且即使在不同的固定效应下回归结果都保持1%的显著性水平。第(1)列的结果显示,



在使用包括农产品的全样本进行回归时，关税与消费价格之间的系数仍然显著大于零。根据第（2）、（4）和（6）列的结果可知，中间品关税与虚拟变量的交互项系数显著为正，说明相比于农副产品，中间品贸易自由化对于国内工业制成品的价格传递效应更大。从第（6）列可知，在其他条件不变的情况下，进口关税每降低 10%，基本农产品的价格会降低 0.389%，而工业制成品价格将会下降 2.05%。中间品关税对不同类型消费产品价格传递弹性的差异直接影响不同消费结构家庭从中间品贸易自由化过程中受益的程度。

表 4 进口中间品关税对不同类别消费品价格的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln \hat{\tau}_{it}^m$	0.356*** (0.00827)	0.0825*** (0.00322)	0.368*** (0.00818)	0.100*** (0.00446)	0.367*** (0.00821)	0.0387*** (0.00204)
$\ln p_{it}^w$	0.421*** (0.00400)	0.213*** (0.00411)	0.429*** (0.00397)	0.217*** (0.00430)	0.426*** (0.00394)	0.147*** (0.00384)
$id \times \ln \hat{\tau}_{it}^m$		0.153*** (0.0353)		0.0730* (0.0391)		0.166*** (0.0283)
$id$		2.427*** (0.145)		2.721*** (0.153)		2.706*** (0.122)
常数项	-0.505*** (0.0364)	-0.0384 (0.0239)	-0.506*** (0.0459)	-0.179*** (0.0238)	-0.0546** (0.0226)	0.178*** (0.0241)
年份固定			是	是	是	是
城市固定	是	是			是	是
产品趋势	是	是	是	是	是	是
$N$	18 199	18 199	18 199	18 199	18 199	18 199
$R^2$	0.830	0.882	0.832	0.886	0.887	0.882

### （三）分阶段回归

根据图 1，不难发现，中国贸易自由化进程及其引致的中间品进口关税削减幅度在一定程度上具有阶段性的特征。基于此，我们将样本期间划分为 1992—1997 年、1998—2001 年和 2002—2009 年这三个阶段，对中间品进口关税与消费价格进行分阶段的回归，以考察不同时期贸易自由化对城市居民

的消费价格的差异化影响。在具体处理过程中,我们设置了两个虚拟变量  $xu1$ ,  $xu2$  以区分不同时间段。当年份大于 2001 时,  $xu1=1$ , 否则为零; 当年份为 1997 年及其之前的年份时,  $xu2=1$ , 否则为零。在回归模型中, 我们放入了虚拟变量与中间品关税交互项, 所以  $\ln \bar{\tau}_{it}^m$  的系数表示 1998—2001 年间中间品关税对中国城市居民消费价格的传递弹性。2002—2009 年的价格传递弹性为  $\ln \bar{\tau}_{it}^m$  的系数加上  $xu1 \times \ln \bar{\tau}_{it}^m$  的系数, 1992—1997 年之前中间品关税价格传递弹性为  $\ln \bar{\tau}_{it}^m$  的系数加上  $xu2 \times \ln \bar{\tau}_{it}^m$  的系数。如表 5 所示, 在分别控制了不同固定效应后, 回归结果仍然非常显著, 从虚拟变量与中间品关税交互项的大小可以看出, 2002—2009 年间关税削减对消费品价格的影响程度最大, 其次是 1992—1997 年, 而在 1998—2001 年阶段则最小。根据第 (4) 列的结果可知, 中间品进口关税对价格的传递弹性在三个阶段分别为 0.102、0.062 和 0.485。进一步的, 我们可以推断, 这种不同时期的关税传递弹性差异最终会导致消费者福利呈阶段性特征。

表 5 不同时间段中间品进口关税对消费品价格的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln \bar{\tau}_{it}^m$	0.0608*** (0.0104)	0.0205** (0.00903)	0.0626*** (0.0103)	0.0618*** (0.0103)
$\ln p_{it}^w$	0.288*** (0.00640)	0.282*** (0.00615)	0.285*** (0.00625)	0.284*** (0.00632)
$xu1 \times \ln \bar{\tau}_{it}^m$	0.430*** (0.0225)	0.365*** (0.0203)	0.429*** (0.0230)	0.424*** (0.0236)
$xu2 \times \ln \bar{\tau}_{it}^m$	0.0417** (0.0160)	0.0954*** (0.0153)	0.0400** (0.0160)	0.0400** (0.0166)
$xu1$	-1.251*** (0.0605)	-0.919*** (0.0541)	-1.243*** (0.0614)	-0.0914 (0.0549)
$xu2$	0.0960* (0.0540)	-0.198*** (0.0526)	0.102 (0.0536)	0.157*** (0.0563)
常数项	0.660*** (0.0475)	0.896*** (0.0414)	0.806*** (0.0400)	0.343*** (0.0387)
年份固定	是		是	
城市固定		是	是	

(续表)

	(1)	(2)	(3)	(4)
产品趋势	是	是	是	是
城市-年份固定				是
产品-城市固定				是
N	18 199	18 199	18 199	18 199
R <sup>2</sup>	0.909	0.909	0.911	0.915

#### (四) 进一步回归分析

##### 1. 加工贸易对关税价格传递弹性的影响

改革开放以来,加工出口占中国总出口的比重一直稳居高位,从1999年的57.3%到2006年的53.6%,甚至到2012年仍然维持在34.8%。而且,加工贸易对经济发展的积极意义得到了文献的支持。原磊和邹宗森(2018)认为,加工贸易对解决中国剩余劳动力就业问题和促进经济增长方面发挥了非常重要的作用。Halpern *et al.* (2015)认为加工贸易有助于企业提高产品质量。余森杰(2011)也发现加工贸易企业在参与全球化的过程中能获得更高的企业生产率。然而,这些研究都忽略了加工贸易对消费侧的影响。以出口为目的的加工贸易方式,一方面可能通过技术溢出效应推动国内企业的发展(Humphrey and Schmitz, 2002);另一方面由于加工贸易享有更多优惠政策,从而使更多企业愿意以加工贸易的方式直接出口,而不服务于国内市场(Brandt and Morrow, 2017),这可能导致国内消费品不足。同时,若加工贸易比重过大,大量进口中间品不能直接作用于国内消费品市场,从而可能减弱中间品进口贸易自由化对消费品市场的影响。考虑到城市层面加工贸易发展的异质性可能会对中间品进口关税对消费品价格的影响程度以及贸易自由化的分配效应造成影响,在某种程度上,若忽略上述异质性因素对城市层面中间品关税传递弹性的影响,则可能导致贸易自由化个体层面消费效应的非一致估计。为此,我们利用中国海关库中2000—2009年城市层面的加工贸易占贸易总额的比重作为城市中间品贸易结构异质性的代理变量,在回归分析中对进口关税变量进行交互,以考察城市层面加工贸易对中间品关税的国内价格传递弹性以及贸易自由化的个体分配效应的影响。<sup>9</sup>表6的第(1)—(3)列表明,加

<sup>9</sup> 感谢审稿人指出不同的进口海关库的城市识别策略,文中报告了根据企业生产所在地计算的加工贸易份额的结果。为了使回归结果更稳健,本文也使用企业所在地作为识别城市的依据,计算了城市加工贸易份额,并对其进行了回归分析。但是限于篇幅,将不在正文中报告。

工贸易与中间品关税的交互项对消费价格的回归系数显著为负,说明加工贸易份额越大的城市,关税降低使得消费价格下降的幅度越小,对消费者福利越不利。而且,在加入不同的固定效应和最终品关税之后,回归结果依然非常显著。根据第(2)列的结果可知,在其他因素保持不变的条件下,中间品关税下降10%,消费品价格下降 $(4.23 - share \times 1.3)\%$ 。这一实证结果说明,对于工业制成品行业而言,加工贸易在某种程度降低了中间品贸易自由化对个体福利的改善作用。

## 2. 与港口城市距离对关税价格传递弹性的影响

样本城市与港口城市之间的距离与进口中间品在国内的运输成本直接相关,距离越远运输成本越大,这在一定程度上会稀释掉中间品关税下降的作用,因为运输成本最终会由消费者承担。为了探究样本城市到港口城市的距离会在多大程度上影响中间品关税对消费者价格的传递弹性,本文在进一步回归分析中引入 *distance* 与中间品关税的交互项。表6中第(4)–(6)列分别表示加入不同固定效应之后的回归结果,根据交互项的系数可知,与港口城市之间距离越远的城市,其关税的价格传递弹性越小,这一结果与施炳展和张夏(2017)的结论基本一致。平均而言,与港口城市之间的距离每增加1000千米,中间品关税的价格传递弹性下降0.04%。这说明国内的运输成本的确抑制了中间品关税削减对国内消费者价格的影响,降低了关税对消费者福利的影响幅度。很显然,与港口城市的实际距离会使得中间品贸易自由化的消费者福利效应呈现出一定的空间差异。例如,对于大连、上海、青岛和深圳等拥有运输港口的东部城市而言,关税削减对消费品价格的传递弹性比较大,而对于四川和甘肃等省份的城市而言,因为它们身处西部地区,距离沿海城市比较远,交通不便,所以关税的价格传递弹性会比较小,从而导致消费者贸易福利较低。

表 6 加工贸易和与港口城市距离对中间品关税传递弹性的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln \tilde{\tau}_{it}^m$	0.451*** (0.0623)	0.423*** (0.0596)	0.524*** (0.0638)	0.271*** (0.0442)	0.281*** (0.0482)	0.156*** (0.0337)
$share \times \ln \tilde{\tau}_{it}^m$	-0.127** (0.0639)	-0.125** (0.0611)	-0.0928* (0.0533)			
$distance \times \ln \tilde{\tau}_{it}^m$				-0.0374* (0.209)	-0.0389* (0.210)	-0.0457 (0.0312)

(续表)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln p_{it}^w$	0.172*** (0.0089)	0.165*** (0.00921)	0.153*** (0.0120)	0.329*** (0.00864)	0.337*** (0.00832)	0.018*** (0.00677)
$\ln \tilde{\tau}_{it}^f$	0.322*** (0.0106)	0.293*** (0.00917)	0.253*** (0.0179)	0.242*** (0.00769)	0.272*** (0.0131)	0.018*** (0.00706)
<i>share</i>	0.345** (0.1520)	0.367** (0.144)	0.326** (0.131)			
<i>distance</i>				-5.65e-05 (5.86e-05)	-5.53e-05 (5.92e-05)	0.000479** (0.000202)
常数项	0.371 (0.221)	0.449** (0.218)	-0.799*** (0.246)	0.555*** (0.171)	0.380* (0.207)	6.509*** (0.293)
年份固定		是			是	
城市固定	是	是		是	是	
产品趋势	是	是	是	是	是	是
城市-年份			是			是
产品-城市			是			是
N	5 643	5 643	5 643	9 645	9 645	9 645
R <sup>2</sup>	0.904	0.893	0.904	0.804	0.807	0.962

### (五) 稳健性检验

#### 1. 工具变量回归

在前文的计量模型中，我们主要使用了 OLS 方法，因此很可能遭遇内生性问题的干扰。一方面，内生性问题可能来源于反向因果，比如特殊产品行业游说政府寻求优惠政策；另一方面，一些不可观测的因素（如产品的生产技术水平）会同时影响关税制定和产品价格。解决内生性问题的有效方法之一就是寻找工具变量。为此，我们分别借鉴余森杰和李乐融（2016）与钱学锋等（2016）用进口关税的滞后一期和产品在 1992 年的进口加权关税<sup>10</sup>作为

<sup>10</sup> 产品在 1992 年的进口加权关税是指， $\tau_{it}^{1992} = \sum_k \frac{m_{it}^k}{\sum_k m_{it}^k} \tau_k^{1992}$ （ $m_{it}^k$  表示  $i$  产品中包含的  $k$  产品的进口总额， $\tau_k^{1992}$  表示  $k$  产品 1992 年的进口关税）。

工具变量。使用关税滞后一期作为工具变量的原因是,直观上来看,由于关税政策一般存在时间上的相关性,上一年的关税跟本年的关税相关度很高。企业一般根据当期的关税调整价格,所以消费品价格与上一年的进口关税的相关性很小。使用1992年的进口加权关税的原因是,假如某行业因为特殊集团的利益享受了更优惠的政策,则其在之后的年份,可能关税政策仍然优于其他行业。表7是用工具变量法对计量模型进行两阶段最小二乘回归的结果。其中,第(1)、(3)和(5)列为第一阶段的回归结果,可见所有的 $F$ 统计值都显著大于10,所以不存在弱工具变量问题。第(2)列是使用中间品进口关税的滞后一期作为工具变量的回归结果。第(4)列是借鉴余淼杰和智琨(2016)先将计量模型(28)进行一阶差分,然后再使用滞后一期作为工具变量对差分后的方程进行回归的结果。第(6)列是用1992年的进口加权关税作为工具变量对1993—2009年的数据进行回归的结果。根据表7,我们清楚地看到,中间品关税对差异化产品价格的回归系数都在1%的显著性水平上显著,且正负号与基准回归保持一致。而且,工具变量都通过了弱识别检验和识别不足检验。变量前加 $D$ 表示对已差分之后的变量进行的回归。<sup>11</sup>

表7 中间品进口关税对消费品价格的工具变量回归结果

	2SLS		2SLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln \tilde{\tau}_{it}^m$		0.334*** (0.0617)				0.141*** (0.0317)
$\ln p_{it}^w$	0.199*** (0.0011)	0.022*** (0.0070)		0.00401 (0.0054)	-0.002*** (0.0001)	0.022*** (0.0071)
$L \ln \tilde{\tau}_{it}^m$	0.402*** (0.0107)		-0.116*** (0.0048)			
$L \ln \tilde{\tau}_i^{1992}$					0.973*** (0.0081)	
$scale$	0.006*** (0.0022)	0.138*** (0.0083)				
$D \ln \tilde{\tau}_{it}^m$				0.479*** (0.0687)		

<sup>11</sup> 感谢审稿人对遗漏变量问题提出的建议,因此我们在回归中控制了用城市消费的某种产品的总额占城市总收入的比重衡量的产品市场相对规模  $scale$ , 回归结果仍然显著。

(续表)

	2SLS		2SLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$D\ln p_{it}^{w}$			0.013***	0.004		
			(0.0012)	(0.0086)		
第一阶段回归 $F$ 统计量	1 422.12		572.77		14 567.53	
	[0.0000]		[0.0000]		[0.0000]	
年份固定	是	是	是	是	是	是
产品趋势	是	是			是	是
产品-城市	是	是	是	是	是	是
识别不足检验		47.931		45.071		50.663
		[0.0000]		[0.0000]		[0.0000]
弱识别检验		1 928.225		794.513		13 000
		[16.38]		[16.38]		[16.38]
$N$	8 430	8 430	7 259	7 259	9 136	9 136

注：方括号内为统计检验的  $p$  值。

## 2. 基于中介效应方法的稳健性检验

理论部分不仅说明关税变动对中间品价格和消费品价格产生影响，而且中间品进口关税是通过降低生产成本，使得差异化产品价格下降。所以我们结合温忠麟等（2004）构造的中介效应检验方法，利用从国家统计局收集的 1992—2009 年的省级层面的消费者价格指数 ( $cpi$ ) 和生产者购进价格指数 ( $ppi$ ) 数据和中间品进口关税数据验证这一机制。<sup>12</sup> 在具体的处理过程中，我们将价格指数以 1991 年为基期进行平减。表 8 呈现了回归结果，从第 (1) 列可见，在控制省份 GDP 之后，中间品进口关税的下降使得消费者价格指数显著下降，第 (2) 列说明中间品进口关税显著地作用于生产者购买价格指数，第 (3) 列的结果表明生产者购进价格指数与消费者价格指数之间呈现显著的正相关关系。总体而言，回归结果显著地通过 Sobel 检验，中介效应占总效应的 44%。

<sup>12</sup> 这里我们只能使用省级面板而非城市层面的面板是因为很多城市没有统计生产者购进价格指数。工业生产者购进价格指数，指工业企业组织生产时作为中间投入的原材料、燃料、动力购进价格的指数（含增值税、运费、关税等），其反映工业生产者购进价格变动趋势和变动程度的相对数。

表8 稳健性检验估计结果

被解释变量	$\ln c p_i$ (1)	$\ln p p_i$ (2)	$\ln c p_i$ (3)
$\ln \tau^m$	0.0415*** (0.00735)	0.0274** (0.0123)	0.0312*** (0.00503)
$\ln p p_i$			0.375*** (0.0276)
$gdp$	-0.0130** (0.00577)	-0.0231*** (0.00773)	-0.00437 (0.00465)
常数项	4.579*** (0.0190)	4.629*** (0.0300)	2.844*** (0.128)
$N$	527	527	527
$R^2$	0.364	0.142	0.622
模型选择	FE	FE	FE

## 五、消费者个体福利分析

### (一) 消费者个体福利的计算方法

从理论部分的消费者个体福利分析可知,中间品贸易成本下降可以通过降低差异化产品的价格使消费者获利。本文将借鉴 Porto (2006),基于简化式(reduced-form)计算消费者的个体福利。结合理论模型,个体家庭福利水平可用间接效用函数表示:

$$U^l = V(e^l, P_D, P_Y). \quad (29)$$

式(29)表明家庭的福利水平取决于家庭收入以及差异化产品和同质产品的价格,在假定家庭实际收入不变的条件下,对其进行一阶全微分并运用罗伊恒等式,可得:

$$\frac{dU^l}{de^l} = - \left[ \sum_{i \in \Omega} s_i^l d \ln p_i + \sum_{j \in Y} s_j^l d \ln p_j \right], \quad (30)$$

其中, $p_i$ 是差异化产品的价格, $\Omega$ 是差异化产品的集合, $s_i^l$ 是家庭 $l$ 在差异化产品 $i$ 上的支出份额, $p_j$ 是同质产品的价格, $Y$ 是同质产品的集合, $s_j^l$ 是 $l$ 家庭在同质产品 $j$ 上的支出份额。因为本文需要计算的是中间品贸易自由化通过消费渠道对家庭福利产生的影响,所以首先必须明确中间品贸易对差异化产



品和同质产品价格影响的大小，也就是说必须明确中间品进口关税对消费产品价格的传递弹性  $\partial \ln p_{i/j} / \partial \ln \tau_{i/j}$ ，因为：

$$d \ln p_{i/j} = \frac{\partial \ln p_{i/j}}{\partial \ln \tau_{i/j}} d \ln \tau_{i/j}, \quad (31)$$

其中， $\tau_i$  是差异化产品  $i$  使用的进口中间品关税水平， $\tau_j$  是同质产品  $j$  使用的进口中间品关税水平。在上一节的实证研究中，本文已经计算出  $\partial \ln p_{i/j} / \partial \ln \tau_{i/j}$ ，结合家庭在差异化产品上的支出份额与中间品进口关税的平均变化，就可以得到家庭的贸易福利。<sup>13</sup>

## （二）消费者个体贸易福利的计算结果

个体福利的测算结果表明，1992—2009年间中间品贸易自由化使得中国城市居民家庭的消费福利平均上升了8.178%。其中，差异化产品的平均消费效应为6.965%，同质产品的平均消费效应为1.213%。<sup>14</sup>这意味着，总消费效应有近85%来自差异化产品。为分析中间品进口关税削减的福利效应在不同收入水平家庭之间的分配情况，本文将家庭福利与家庭人均收入进行非参数估计。图3显示，工业制成品的消费效应对大部分家庭而言都是大于零的，而且随着收入水平的上升这种效应逐渐上升，说明中间品贸易自由化通过差异化产品带来的消费者个体福利是更有利于高收入家庭的。同时我们也注意到，近似同质产品的基本农产品的消费效应随着收入的上升而下降，说明中间品贸易自由化通过基本农产品带来的消费者个体福利更有利于低收入家庭。总体而言，中间品贸易自由化带来的总消费效应是大于零的，而且也是随着收入的上升而增加，但是由于基本农副产品带来的消费效应是随收入上升而下降的，所以它缓和了只考虑差异化产品消费效应带来的贸易福利在个体间的不平等分配。在实证中，本文检验了城市加工贸易和样本城市与港口城市之间的距离对中间品关税价格传递弹性的影响。图4是根据相应的传递弹性计算的消费个体利益，很明显，加工贸易份额、样本城市与沿海城市之间的距离确实削弱了中间品贸易自由化对个体消费者福利的影响。图5是不同时间阶段家庭贸易福利的分布情况，显然，2002—2009年间的贸易福利最大，其次是1992—1997年间，1998—2001年间的中间品贸易福利最小。

<sup>13</sup> 考虑到 UHS 数据库中经常性调查户往往难以准确识别，本文使用的家庭支出份额是根据 2006 年的 33 441 个样本家庭计算所得。经计算，在样本期间，食品和饮料的进口关税平均下降 59.8%，其他的中间品进口关税平均下降 75%。

<sup>14</sup> 文中的消费效应是指中间品贸易自由化通过消费渠道使消费者福利发生变化的结果。

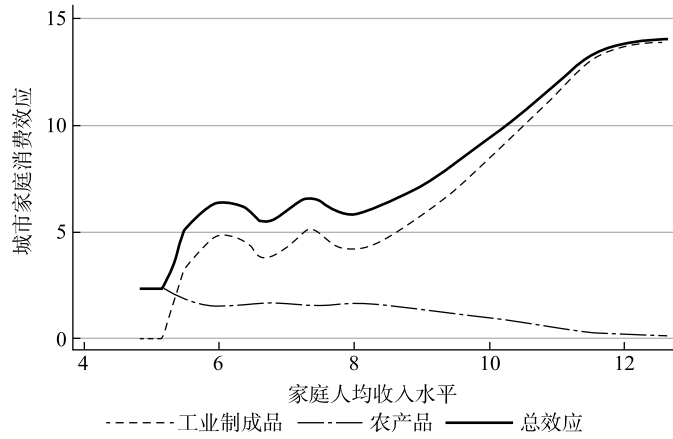


图3 不同类别产品的家庭消费效应分布

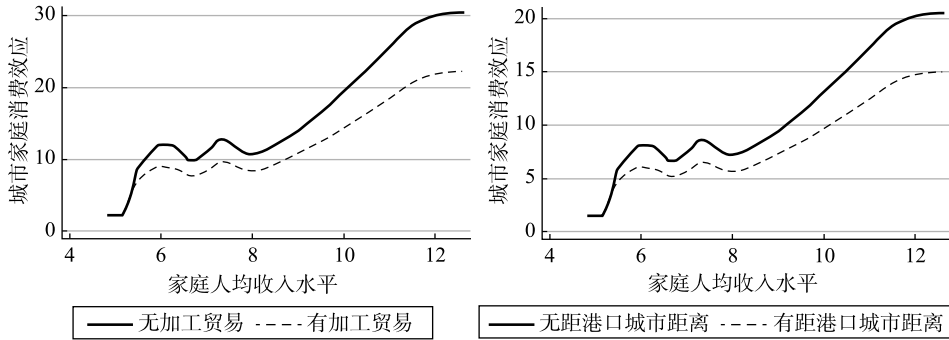


图4 不同因素对家庭消费福利的影响

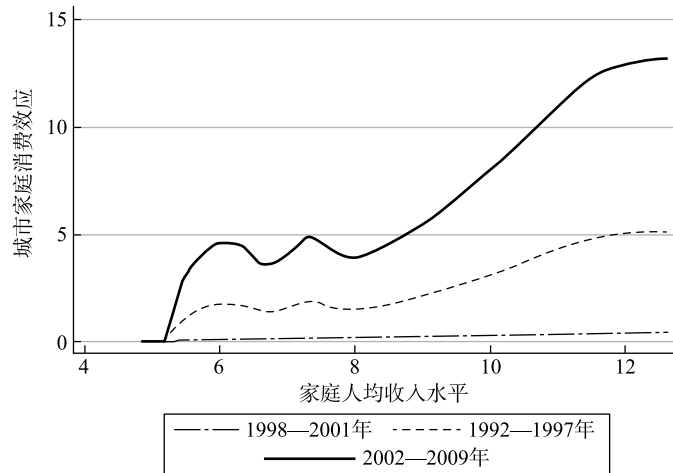


图5 不同时间段的家庭消费福利分布

资料说明：横轴为家庭人均收入水平，纵轴是中间品贸易自由化带来的消费效应。

## 六、结论与政策含义

开放条件下，贸易自由化是提升国民福利的重要途径。本文首先构建了一个同时纳入消费者异质性、中间品贸易和企业异质性的理论模型，从理论上解释了中间品贸易自由化如何通过影响企业进口中间品行为使企业生产成本下降，提高资源配置效率从而使产品的价格降低，最终提高消费者福利。而且，由于收入水平越高的消费者在差异化产品上的支出份额越大，从而从中间品贸易自由化中获利的程度也越大。

本文的经验研究进一步发现，中间品进口关税每下降10个百分点，差异化产品的价格平均下降2.51个百分点。在分产品类别回归中，中间品关税每下降10个百分点，农产品的价格平均只下降0.389个百分点。结合城市层面加工贸易发展差异与到港口城市距离的差异情况，本文发现加工贸易和样本城市与港口城市之间的距离降低了中间品关税对最终消费品的价格传递弹性，从而减低消费者的贸易福利。整体而言，中间品贸易自由化使得中国城市居民家庭的消费利益上升8.178%，而且这种福利提升作用更有利于高收入家庭。

本文的政策含义有如下几点。第一，整体而言，中间品贸易自由化仍然是提高居民福利水平的有效途径之一，应该继续坚持中间品贸易自由化方向，进一步降低与消费品密切相关的中间品进口关税税率。第二，加快贸易结构的转型升级，避免因加工贸易比重过大，导致大量进口中间品不能直接服务于国内消费品市场，从而削弱中间品贸易自由化对国内消费品的影响；继续改善国内基础设施条件，降低由国内贸易成本带来的贸易福利损失，从而使距离沿海港口较远地区的消费者也能充分享受中间品贸易自由化的福利效应。第三，在中国实施扩大进口战略和加快进口贸易自由化的背景下，应制定和实施更加公平且有效的收入再分配政策，降低由中间品贸易自由化带来的福利分配不平等程度，从而缩小居民生活水平差距，让中间品贸易自由化的成果更加公平地惠及全体人民。

## 参考文献

- [1] Amiti, M., and J. Konings, "Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia", *The American Economic Review*, 2007, 97 (5), 1611-1638.
- [2] Bas, M., and V. Strauss-Kahn, "Input-Trade Liberalization, Export Prices and Quality Upgrading", *Journal of International Economics*, 2015, 95 (2), 250-262.

- [3] Brandt, L., and P. M. Morrow, "Tariffs and the Organization of Trade in China", *Journal of International Economics*, 2017, 104, 85-103.
- [4] Casabianca, E. J., "Distributional Effects of Multilateral and Preferential Trade Liberalisation: The Case of Paraguay", *Journal of International Trade and Economic Development*, 2015, 25 (1), 80-102.
- [5] Colantone, I., and R. Crinò, "New Imported Inputs, New Domestic Products", *Journal of International Economics*, 2014, 92 (1), 147-165.
- [6] Eaton, J., and S. Kortum, "Technology, Geography, and Trade", *Econometrica*, 2002, 70 (5), 1741-1779.
- [7] Egger, H., and S. Habermeyer, "Nonhomothetic Preferences and Rent Sharing in an Open Economy", 2019, Cesifo Working Paper Series 7522.
- [8] Faber, B., "Trade Liberalization, the Price of Quality, and Inequality: Evidence from Mexican Store Prices", 2014, UC Berkeley Mimeo.
- [9] Fajgelbaum, P., and D. A. K. Khandelwal, "Measuring the Unequal Gains from Trade", *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (3), 1113-1180.
- [10] Fan, H., Y. A. Li, and S. R. Yeaple, "Trade Liberalization, Quality, and Export Prices", *Review of Economics and Statistics*, 2015, 97 (5), 1033-1051.
- [11] Goldberg, P. K., A. K. Khandelwal, and N. Pavlenik, "Imported Intermediate Inputs and Domestic Product Growth: Evidence from India", *Quarterly Journal of Economics*, 2010, 125 (4), 1727-1767.
- [12] Halpern, L., M. Koren, and A. Szeidl, "Imported Inputs and Productivity", *American Economic Review*, 2015, 12, 3660-3703.
- [13] Han, J., R. Liu, B. U. Marchand, and J. Zhang, "Market Structure, Imperfect Tariff Pass-through, and Household Welfare in Urban China", *Journal of International Economics*, 2016, 100, 220-232.
- [14] Hottman, C., and R. Monarch, "Estimating Unequal Gains across U. S. Consumers with Supplier Trade Data", 2018, International Finance Discussion Papers 1220.
- [15] Humphrey, J., and H. Schmitz, "How Does Insertion in Global Value Chains Affect Upgrading in Industrial Clusters?", *Regional Studies*, 2002, 36 (9), 1017-1027.
- [16] Marchand, B. U., "Tariff Pass-through and the Distributional Effects of Trade Liberalization", *Journal of Development Economics*, 2012, 99 (2), 265-281.
- [17] 毛其淋、许家云, "中间品贸易自由化的生产率效应——以中国加入 WTO 为背景的经验研究", 《财经研究》, 2015 年第 2 期, 第 42—53 页。
- [18] Nicita, A., M. Olarreaga, and G. Porto, "Pro-poor Trade Policy in Sub-saharan Africa", *Journal of International Economics*, 2014, 92 (2), 252-265.
- [19] Nigai, S., "On Measuring the Welfare Gains from Trade under Consumer Heterogeneity", *The Economic Journal*, 2016, 126 (593), 1193-1237.
- [20] Porto, G. G., "Using Survey Data to Assess the Distributional Effects of Trade Policy", *Journal of International Economics*, 2006, 70 (1), 140-160.
- [21] 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", 《世界经济》, 2016 年第 3 期, 第 71—94 页。

- [22] 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”，《世界经济》，2014 年第 6 期，第 90—112 页。
- [23] Topalova, P., and A. Khandelwal, “Trade Liberalization and Firm Productivity: The Case of India”, *Global Economy Journal*, 2014, 93 (3), 955-1009.
- [24] 施炳展、张夏，“中国贸易自由化的消费者福利分布效应”，《经济学》（季刊），2017 年第 16 卷第 4 期，第 189—216 页。
- [25] 温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云，“中介效应检验程序及其应用”，《心理学报》，2004 年第 5 期，第 614—620 页。
- [26] 余森杰，“加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据”，《经济学》（季刊），2011 年第 10 卷第 4 期，第 1251—1280 页。
- [27] 余森杰、李乐融，“贸易自由化与进口中间品质量升级——来自中国海关产品层面的证据”，《经济学》（季刊），2016 年第 15 卷第 3 期，第 1011—1028 页。
- [28] 余森杰、智琨，“进口自由化与企业利润率”，《经济研究》，2016 年第 8 期，第 57—71 页。
- [29] 原磊、邹宗森，“企业异质性、出口决策与就业效应——兼论中美贸易战的应对”，《经济学动态》，2018 年第 9 期，第 69—85 页。

## Consumer Heterogeneity, Trade Liberalization of Intermediate Inputs and Distribution Effects of Individual Welfare

XUEFENG QIAN

(*Zhongnan University of Economics and Law*)

YING LI\*

(*Sun Yat-sen University*)

BEI WANG

(*Central China Normal University*)

**Abstract** By developing a theoretical model, our study firstly proves that trade liberalization of intermediate inputs can decrease the prices of consumption goods, and ultimately improve the welfare of consumers by reducing the production cost of manufacturing enterprises and increasing the overall variety of products. Because the proportion of industrial manufactured goods consumed by high-income people is relatively large, the benefits from trade liberalization of intermediate inputs are also greater. Further empirical research shows

---

\* Corresponding Author: Ying Li, International School of Business & Finance, Sun Yat-sen University, Zhuhai, Guangdong, 519082, China; Tel: 86-15876630256; E-mail: liying276@mail2.sysu.edu.cn.

that for every 10% reduction in import tariffs on intermediate goods, the price falls by an average of 2.51%. On average, the liberalization of trade in intermediate goods has increased the consumption welfare of Chinese urban households by 8.178%, and the increase of welfare is more conducive to high-income families. Our research findings not only reveal the consumption effect of the liberalization of trade in intermediate goods, but also provide important policy implications. In the context of China's implementation of an import expansion strategy, it is necessary to pay attention to the issue of welfare inequality caused by the liberalization of trade in intermediate inputs.

**Keywords** trade liberalization of intermediate inputs, consumer heterogeneity, individual welfare

**JEL Classification** F13, F12, D63