



No. C2012005

2012-07

企业出口强度与中间品贸易成本：来自中国企业的实证研究¹

田巍² 余淼杰³

No. C2012005 2012年7月24日

摘要： 企业进口中间品的贸易成本下降会怎样影响企业内销与出口的决定？本文使用中国制造企业的生产和贸易数据，发现企业面临的中间品关税的下降显著提高了企业的出口强度，即出口占销售的比例。导致这一结论的原因是因为更低的关税使得企业可以使用更多品种的进口中间品，这一方面提高了企业的利润，降低了企业进入出口市场的门槛，另一方面由于生产出口品的部门能够更有效率地使用进口投入品，其进口成本的下降就促进了生产出口品部门的扩张。我们不仅建立了理论模型解释此现象，同时还运用我国规模以上工业制造业和海关全样本自2000-2006年的海量面板数据进行了大量丰富的实证分析。我们考虑了加工贸易在分析中可能造成的内生问题，以及度量指标中可能涉及的内生问题，并进行了仔细的控制，此外我们还进行了多种稳健性检验。所有的研究都支持了我们的结论。

¹ 我们十分感谢Robert Feenstra, Gordon Hanson, Chang-Tai Hsieh, Brad Jensen, Samuel Kortum, James Tybout, 林毅夫, 姚洋, 邱东晓, 陈强, 李志远, 陈伟智, 以及第14届CCER-NBER会议, 第二届国际贸易研究协会(CTRG)会议, 第三届IEFS会议, 浙江大学, 南开大学, 上海外贸学院学术讲座的参会者对本文的建议和帮助。当然文责自负。

² 北京大学光华管理学院应用经济系, 电邮: weitianpku@163.com。

³ 通讯作者。北京大学国家发展研究院中国经济研究中心, 邮编: 100871, 电话: 62753109, 电邮: mjyu@ccer.pku.edu.cn。

关键字： 出口强度 企业中间品贸易成本 企业中间品关税 加工贸易 进口中间品

JEL： F1 F2

一、 引言

自新世纪加入 WTO 以来,中国进一步地大力推进贸易自由化,我国关税水平显著下降。据海关统计,我国简单平均关税总水平由 2001 年的 15.3%下降至 2005 年的 10%,至 2010 年的 9.8%,其中,工业品平均税率有 2002 年的 11.7%下降到 2005 年 9.5%,到 2010 年 8.9%,目前我国关税水平在发展中国家最低,且低于欧盟水平。

尤其是,我国大幅降低了能源、资源、原材料等初级产品的进口关税,并有选择地降低了部分关键零部件等中间品以及重要机电设备等制成品的进口关税。我国进口能源、资源类产品税率一般不超过 5%,其中原油、煤炭、铁矿石等重点大宗商品均已实行了零关税。经过十几年的调整,目前我国工业品中初级产品、中间品和制成品平均税率分别约为 5.9%、6.7%和 10.6%,与 1996 年三类产品 9.7%、16%和 26.2%的税率相比,不仅税率大幅降低,而且结构明显改善。除此之外,我国每年还都通过暂定税率的形式,重点降低重要能源资源性产品、生产资料、基础工业原材料、先进技术装备和关键零部件的进口税率,有效促进了相关商品进口和上、下游产业发展。位于产业链上游的能源、原材料等初级产品进口持续快速增长,所占比重不断提高。根据海关贸易数据统计,2011 年上半年,我国进口初级产品 2827 亿美元,同比增长 39%,高于 27.6%的进口总体增幅,占进口总额的 34%,比重同比提高了 2.9 个百分点,同时我国自 2008 年起对企业研发重大技术装备进口的关键零部件及原材料免征关税和进口环节增值税。

这些对中间品和原材料的进口关税减免的政策无疑对我国企业的生产和出口产生了重要的影响。据商务部的统计,中国自 2001 年加入 WTO 后的 10 年中,对外贸易出现了爆炸性的增长。从 2001 年中国货物进出口总额不到 6000 亿美元,增长到今天货物进出口的总额已经超过了 3 万亿美元,10 年增长了 5 倍以上。在贸易的推动下,中国的国民经济也出现了高速增长。据统计,2001 年,中国的国内生产总值(GDP)约为 10 万亿元,加入 WTO 10 年后,中国的国民生产总值高达 40 万亿元,其增长率达到了 4 倍。

当贸易自由化已经成为一国发展战略的重要组成部分时，中间投入品的贸易成本下降又将如何影响企业的行为？中间投入品的贸易自由化不仅会造成中间品生产部门的竞争加剧，更广泛地，对使用这些中间品的生产企业而言，其生产成本因此下降，从而促进了企业的生产与销售，2000年之后，企业的出口和内销都经历了飞速的增长，出口也已经成为拉动中国经济的重要马车。那么，中间品的贸易自由化对出口和内销的影响哪个更显著呢？中间品关税的下降会激励企业更多的扩大国外市场还是国内市场？是否会对经济的结构有所改变？

目前研究最终品的贸易自由化对企业行为影响的文献已有很多，但是其中甚少研究涉猎企业出口与内销的比重问题，而研究中间投入品的贸易自由化对企业出口内销决策的文章至今还是空白。因此，本文力图弥补这个研究的空白：中间品投入的贸易自由化如何影响企业的出口与内销决策？

具体地，本文将考察中间品关税的下降如何影响企业的出口强度。出口强度，定义为企业的出口占总销售的比例，它是反映企业出口与内销决策的重要指标。出口强度越高，说明企业越偏向于出口，越低则越偏向于内销。本文合并了两大微观数据库：中国五百万以上制造业工业企业数据库和最细化的产品层面海关数据库，构造了企业层面的中间品关税的度量指标，从而解决每个企业都使用多种中间品的问题。通过研究，我们发现中间品贸易成本的下降会促使企业提高出口强度。也就是说，当企业可以更便宜的进口中间投入品时，企业更多地扩大了出口而非内销。

这是通过两条途径实现的，首先当中间品进口关税下降时，企业可以进口更多种类的中间投入品，成本下降利润增加，因而更多企业可以克服出口的门槛；第二，当企业可以使用更多进口中间品时，生产出口品的部门因为可以更有效率地使用进口投入品而得到扩张，如此出口相对于内销的比重也得以增加。为此我们在经典的Melitz(2003)企业异质性模型的基础上构建一个简单的理论模型，并以此作为支持对这一假说进行了深入细致的计量实证检验。

我们同时着眼放到中间品贸易成本的下降对企业进入和退出出口市场的影响。我们将企业分成三类，新出口企业，退出出口的企业，和持续出口的企业。对每种类型，我们都从集约边际(intensive margin)和广延边际(extensive margin)两个角度研究了投入品贸易成本的下降对企业出口强度的影响。我们发现，中间品关税的下降不仅提高了企业进入出口市场的概率(广延边际)，出口产品的种类，同时也提高了企业出口的强度(集约边际)，但是对于企业退出出口的概率并没有显著的作用。这个结论支持了我们的观点：中间品关税的下降通过降低出口门槛和扩张出口部门两个途径提高了企业的出口内销比例。

此外，在我们考察的2000到2006年，中国企业也享受到了外国关税下降带来的好处，企业可以出口到更多的国家，提高了出口渗透率；另外一方面进口关税的下降也造成更多外国商品涌入中国市场，加剧了国内市场的竞争，这也将影响到中国企业在出口和内销中的选择。因此我们在回归中同时控制了这两方面因素。

值得强调的是，加工贸易是中国外贸的一个重要特点：企业从国外进口原材料或者中间品，经过组装加工，再将最终品出口到国外。中国的加工贸易从90年代后期得到了飞速发展，已经超过了传统出口贸易，成为中国主要的出口类型，加工贸易主要由来料加工和进料加工组成，其中进料加工占据了大部分。

基于此，在本文中，我们将中间投入品的贸易成本度量到企业层面——这也是本文对当前国际贸易研究的一个主要贡献。一个进口企业既可以进行普通贸易也可以进行加工贸易，在指标构建中，我们同时包括了普通贸易缴纳的关税和加工进口支付的利息。由于企业进行加工贸易可以享受税收的减免，因此快速增长的加工贸易可能在降低企业的投入品进口成本的同时，提高了企业的出口强度。因此对于同时进行普通进口和加工进口的混合型企业，其中间品进口成本的下降可能来自进口产品关税的下降，也有可能是因为企业自主提高了加工贸易的比重。在本文中，我们区分了这两种情况，并且针对每种情况估计了其出口强度的影响，证明了这两种不同类型的成本下降都存在，并且都显著影响着企业的出口强度。

为了控制上述加工贸易带来的内生性影响，我们在文中用三种度量方式处理加工贸易的作用。我们首先采用企业是否进行加工贸易的哑变量度量加工贸易，但是企业的加工贸易决策实际是内生决定的：生产率越低的企业以及外资企业更多的倾向于进行加工贸易，因此我们再采用Heckman (1979)两步法将企业参与加工贸易的决策内生化，并估计出企业进行加工贸易的概率，最后我们再用企业进行加工贸易的程度，即加工进口占总进口的比重来强调企业不同程度的加工贸易对出口强度的影响。

我们还考察了中间品进口关税的下降对转型企业的影响。所谓转型企业，即以前只专业化进行普通贸易或加工贸易，而现在转型到两种贸易都进行的企业，以及以前两种贸易兼做而现在专业化到一种类型的转型企业。实证分析表明，投入品贸易成本的下降对与那些从只做普通贸易转型到两种都做企业有显著影响，而对其他的转型企业没有明显影响。

在回归分析中，我们也非常谨慎地处理了各种内生性问题。除了上述加工贸易的内生性，这里还存在另外三种可能的内生性，首先，出口强度定义为出口占总销售的比，在贸易自由化中销售额小的企业会因为竞争加剧处于更加不利的位置，因此当地政府有可能会对这些企业采取保护措施。针对这种可能的反向因果问题我们构造了工具变量处理。

第二种可能的内生性来自企业出口对中间品进口的反向因果，因为企业的出口与投入品的进口紧密相关，出口多的企业更需要进口更多投入品，从而改变了企业中间品关税指标。最后一种可能来自于企业的中间品关税的度量指标本身。如果一个企业原本需要进口的某种投入品被征收了非常高的关税，企业则反而不会进口该产品，那么这种产品的高关税也不会反映在企业面临的投入品贸易成本中，这就造成了低估。要处理上面这两种内生性问题，我们仿照Topalova和 Khandelwal (2011)以及Amiti和Davis (2011)的方法，用企业在样本第一年的进口额代替每年的进口额从而构造出固定权重的企业中间品关税。在仔细处理了内生性问题以后，我们仍然得到了稳健的结论，企业中间投入品贸易成本的下降的确提高了企业的出口销售比。

最后，我们进行了三组重要的稳健性检验，首先进行了一阶差分回归，用来处理不随时间变化的时间趋势作用，结果稳健。之后我们再进行分位数回归，根据出口强度的不同，投入品贸易成本的下降对出口强度的影响也不同。我们估计了在四个分位数上的系数，并拟合了在每个出口强度值上的系数图，结论与之前的回归一致。最后我们在企业中间品关税的指标中包含了进口中间品相对于所有中间投入品的权重，用这个新指标重新回归结果与之前一致。

我们的研究也丰富了国际贸易中关于出口强度和贸易自由化的研究。首先是关于出口强度的研究。在世界大部分国家中，企业的出口行为都存在一个普遍的现象，就是企业只出口总产出中的一小部分。很多研究都发现并试图解释这一点，如Bernard和Jensen (1995)，Tybout (2001)，Bernard等(2003)，以及Eaton等(2011)。在大国中通常被认为是本国市场效应造成的(Bernard等，2003)，而在像哥伦比亚这样的小国中，这种现象被归结为较低的出口产品质量(Brooks, 2005)。Bonaccorsi (1992)用意大利的数据发现企业的出口强度与其规模呈正比。Greenaway等 (2004) 用英国数据研究溢出效应是否会影响企业的出口倾向。然而，中国作为第二大经济体，还鲜少有文章研究中国企业的情况。Lu (2011)以及Lu等 (2011) 用中国数据发现中国的出口强度分布呈现U型，这与Melitz (2003)中的经典结论相违背。除此以外，我们很少了解导致企业出口强度在不同年份和企业间差异的原因。

另外一支文献是研究贸易自由化，Amiti and Konings (2007)用印尼的数据研究发现企业从中间进口品关税下降获得的好处至少是从最终品关税下降的两倍。Topalova and Khandelwal (2011)发现这种差距在印度有可能会扩大到十倍。Yu (2011)用中国数据发现最终品的关税下降比中间品关税下降对企业生产率的促进作用更大，这很大程度上是因为中国大量贸易为加工贸易，而加工贸易享受零关税。

尽管上述的这两个研究领域都非常重要，并受到各国学者关注，然而迄今为止，还没有文章研究贸易自由化对企业出口强度的影响，尤其是重点关注企业的中间投入品进口成本的下降对企业出口与销售的决策。而这一点对我国企业尤其重要，特别是2001年加入世贸组织以后，企业面对世界市场的放开，其出口与内销的关系受到了怎样的影响，企业又应如何处理二者的平衡，都是非常关键的问题。本文将在这一方面填补理论上与政策上的空白。

文章的安排如下，第二部分描述数据，第三部分介绍文章中关键变量的度量和实证方法，第四部分汇报回归结果和稳健性分析，第五部分小结。

二、理论框架

本节旨在建立一个理论模型指导之后的实证回归，为此，我们从以下几个方面拓展了Melitz(2003)的模型，我们在生产函数中引入两种投入品：劳动力和中间品，并仿照Halpern等(2011)考虑中间投入品的进口行为。假设一个同时销售到国内和国外市场的企业有如下的生产函数：

$$q_r = \phi L^\beta M_r^{(1-\beta)}, \forall r = d, x \quad (1)$$

其中 $q_r, \forall r = d, x$ 是本国 (q_d) 以及外国 (q_x) 的产出，L是劳动力，M是中间投入品， ϕ 是企业生产率，M是进口的中间投入品和国内购买的中间投入品的综合指标，根据Feng等(2012)，使用更多进口中间品的企业往往出口更多，一个可能的解释是出口产品相对于内销产品使用更多的进口投入品。因此我们假设中间品M的生产函数定义如下：

$$M_r = \left((A_r M_F)^{\frac{\theta-1}{\theta}} + M_H^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}}, \forall r = d, x \quad (2)$$

其中 $M_r, \forall r = d, x$ 是用于生产内销品的中间品 (M_d)，以及用于生产出口品的中间品 (M_x)， M_F 是进口中间投入品， M_H 是本国中间投入品。 $\theta > 1$ 是进口中间品和本国中间品之间的替代弹性， θ 越大，进口中间品和本国中间品的区别就越小。 A_d 和 A_x 表示进口中间品在生产内销品和出口品时的效率。

相对于内销品而言，我们假设用于生产出口品的进口中间品有更优的质量，即 $A_d > A_x$ ，这是因为出口企业或工厂往往有更好的外国资源网络，因此他们比生产内销品的企业或工厂可以得到更好的进口中间投入品。实际上，这个理论假设能够很好的被中国贸易数据支持。仿照Hallak(2006)，我们用单位价值作为进口品质量的代理变量，表1中的第一列显示了加工进口的中间品比用于普通进口的中间品有更高的质量。根据定义，加工进口的中间品仅用于

生产出口品，而相反的，普通进口的中间品即可以用于生产出口品也可以用于生产内销品。因此，加工进口的中间品具有更高的单位价值就说明了：用于生产出口品的进口中间品比用于生产内销品的进口中间品具有更高的质量。即使我们根据广义经济分类（broader economic categories, BEC）将中间品细分为零部件和半成品，这个现象依旧成立。

表1: 普通进口和加工进口中间品的单位价值

BEC 分类	中间品	半成品	零部件
	(1)	(2)	(3)
加工进口	73,908	24.06	135,966
普通进口	70,546	17.61	129,784
差	3,362***	6.44***	6,182***
	(3.05)	(4.34)	(3.06)
观察值数目	931	425	506

注：根据BEC的分类，半成品包括工业用的加工的食品和饮料（代码：121），这些产品通常单价较低。而零部件则主要包括大型机械产品和交通运输设备，通常单价较高。括号为t值。

我们将本国中间品的价格标准化为1，那么生产内销品所用的中间品的价格指数（ S_d ）和生产出口品所用中间品的价格指数（ S_x ）通过成本最小化就可以得到，

$$S_r = \left(S_h + (S_f/A_r)^{1-\theta} \right)^{\frac{1}{1-\theta}} = \left(1 + B_r^{\theta-1} \right)^{\frac{1}{1-\theta}}, \forall r = d, x \quad (3)$$

其中 S_d, S_f 是本国中间品和进口中间品的价格，第二个等号是将本国中间品价格标准化

为1得到的，其中我们记 $B_r = \frac{A_r}{S_f}, \forall r = d, x$ 。注意由于 $B_r > 0$ 并且 $\theta > 1$ ，可知 $S_r < 1$ 。

显然，进口中间品的质量越高，价格越低，全部中间品的价格指数就越低。如Halpern等(2011)所述，其背后的经济学直觉是企业综合使用进口中间品和本国中间品要比分别使用这两者的效率之和更有效，这一点与Hirschman(1958)的逻辑一致。因此，两种中间品综合的价格指数要比本国中间品的价格更高。

同时，企业的中间品贸易成本 τ 造成了本国中间品价格与其世界价格 p^* 的价格差，也即。为了简化，我们假设中间品贸易成本不存在任何贸易条件效应，就像小国开放经济中的一样。

因此我们可以得到 $\frac{dB_r}{d\tau} < 0, \forall r = d, x$ 。原因很显然，当中间品的贸易成本下降时，进口中间品的价格降低，因此进口的中间品就会增加。

因此企业生产内销品的成本函数（ C_d ）和生产出口品的生产函数（ C_x ）可以写成

$$C_r = (f + q_r/\varphi)w^\beta(1 + B_r^{\theta-1})^{\frac{1-\beta}{1-\theta}}, \forall r = d, x \quad (4)$$

同Melitz(2003)一样，其中f是固定成本。

为了研究中间品贸易成本对企业出口强度的影响，我们考虑一个生产率为 φ 的企业同时销售到本国市场和外国市场。在垄断竞争的环境下，均衡价格使得企业边际收益等于边际成本。类似Melitz(2003)，给定一个效用具有常数需求弹性 σ 的代表性消费者，企业生产内销品的价格即为

$$p_d(\varphi) = \frac{w^\beta (1+B_d^{\theta-1})^{\frac{1-\beta}{1-\theta}}}{\rho\varphi}$$

其中 E_h 是本国的总支出。同时企业卖到国外市场的产品价格为

$$p_x(\varphi) = \frac{vw^\beta (1+B_x^{\theta-1})^{\frac{1-\beta}{1-\theta}}}{\rho\varphi},$$

其中 v 是外国对进口品征收的关税。因此我们可以得到企业内销的收入函数：

$$r_d(\varphi) = E_h (w^{-\beta} \rho\varphi P)^{\sigma-1} (1 + B_d^{\theta-1})^{\frac{(1-\beta)(\sigma-1)}{\theta-1}} \quad (5)$$

其中 E_f 是本国的总支出， P 是总价格指数。类似的，企业的出口收入为：

$$r_x(\varphi) = nv^{1-\sigma} E_f (w^{-\beta} \rho\varphi P)^{\sigma-1} (1 + B_x^{\theta-1})^{\frac{(1-\beta)(\sigma-1)}{\theta-1}} \quad (6)$$

其中 n 是贸易国家的个数， v 是产品卖到国外的额外边际成本（比如进口关税）。简单起见，我们假设外国市场都是对称的。因此对所有国家， v 和该国的总支出 E_f 也都是相同的。

企业内销利润 π_d 和出口利润 π_x 可以表示为：

$$\pi_d(\varphi) = \frac{E_h}{\sigma} (w^{-\beta} \rho\varphi P)^{\sigma-1} (1 + B_d^{\theta-1})^{\frac{(1-\beta)(\sigma-1)}{\theta-1}} - f, \quad (7)$$

以及

$$\pi_x(\varphi) = \frac{nv^{1-\sigma}}{\sigma} E_f (w^{-\beta} \rho\varphi P)^{\sigma-1} (1 + B_x^{\theta-1})^{\frac{(1-\beta)(\sigma-1)}{\theta-1}} - f_x, \quad (8)$$

其中 f_x 是出口的固定成本。企业利润是内销利润和出口利润之和：

$\pi(\varphi) = \pi_d(\varphi) + \pi_x(\varphi)$ 。我们可以得到下面的结论。

命题1：企业中间品贸易成本的下降会提高企业的总利润，即 $\frac{d\pi}{dv} < 0$ 。

证明：见附录A1。

至此，企业的出口强度 ζ 可以很轻松的从式（4）和（5）得到，为了更加直观，我们推到出口强度的倒数。

$$\begin{aligned} \frac{1}{\zeta} &\equiv \frac{r_x(\varphi) + r_d(\varphi)}{r_x(\varphi)} \\ &= 1 + \frac{E_h}{nv^{1-\sigma}E_f} \left(\frac{1 + B_d^{\theta-1}}{1 + B_x^{\theta-1}} \right)^{\frac{(1-\beta)(\sigma-1)}{\theta-1}}. \end{aligned} \quad (9)$$

从上式，我们可以得到如下用于实证检验的结论：

命题2：当 $A_x > A_d$ 时，企业中间品贸易成本 τ 的下降将导致企业的出口强度增加，并且

这个结论与企业生产率无关。也就是说 $\frac{d\zeta}{d\tau} < 0$ 。

证明：见附录A2。

其经济含义如下，如数据所示，用于出口的进口中间品具有较高质量。而用于出口的最终品由于销售单价较高，相对于用于内销的最终品，它们会有更高的利润。贸易自由化保证了企业可使用更多的中间投入品。这样，随着关税的减免，企业外销就会比内销增长得更快。换言之，我们会看到企业出口强度的上升。

当然，理论模型的这个推论能否成立，得通过更多的计量实证进行验证。下面我们转向计量部分。

三、 数据

为考察贸易自由化对企业出口强度的影响，本文使用如下三套大型面板数据：关税数据，企业层面的生产数据以及产品层面的海关贸易数据。

其中关税数据可以直接从WTO获得，中国的关税数据是在HS6位码层面从2000到2006年的，由于海关数据是HS8位码的，所以我们将关税数据合并到了海关数据中。因为本文的研究兴趣是考察企业面临的平均的中间品贸易自由化对出口强度的影响，而不是某种具体产品的关税变化的影响，因此本文用企业面临的所有的关税的加权平均值度量贸易自由化。

（一）、企业层面的生产数据

本文使用的企业生产数据来自中国统计局的制造业企业年度调查，包括了2000到2006年每年约230,000个制造业企业的生产信息。这套数据包括了完整的三张会计报表（损益表，资产负债表，现金流量表），共100多个会计变量。平均而言，这套数据每年涵盖的企业生

产总值占中国总工业生产总产值约95%，实际上《中国统计年鉴》中的加总的工业数据就是从这套数据加总而来的。数据包括了两大类企业，所有国有企业，以及年销售额在500万元以上的非国有企业。企业数目从2000年的162,885家增长至2006年的301,961家，如表A1中的第三列所示。

然而，这套原始数据仍然十分粗糙，包括了很多不合格的企业，这主要由于企业在汇报时的误报造成的⁴。我们仿照Cai-Liu(2009)和Feenstra-Li-Yu(2011)，根据“通用会计准则”(GAPP)中的规定，将出现如下任何一种情况的企业删除掉：第一，流动资产大于总资产，第二，总固定资产大于总资产，第三，固定资产净值大于总资产，第四，企业的编码缺失，第五，无效的成立时间（比如开业月份大于12或小于1）。最后，数据中包括的总企业数目降至438,165个，约三分之一的企业在筛选中被剔除掉了。

(二)、产品层面的贸易数据

这套贸易数据来自中国海关总署，包括了2000到2006年产品层面交易的月度数据。每个产品都是在HS8位码上，产品数量从2000年1月的78种增加到2006年12月的230种，如表A1中第一列所示，每年平均的观察值数目由2000年的一千万增加到2006年的一千六百万，最终这七年的观察值总数约为118,333,831个，在第二列中显示了在此期间，大约有286,819家企业参与了国际贸易。

对每种产品，数据包括了三类信息，第一，五个关于贸易的基本变量，包括了贸易额（由美元度量），贸易状态（进口/出口），贸易的产品数目，交易单位，每单位产品贸易额（贸易额除以产品数目）。第二，六个关于贸易模式和方式的变量，包括出口或进口的对象国家或地区，路线（是否途径第三国或地区），贸易类型（加工贸易或一般贸易），贸易模式（海运，卡车，航空或邮政），进出的海关。第三，最重要的是数据包括了七个关于企业的基本信息，特别的，数据汇报了企业的名称，海关编码，所在城市，电话，邮编，CEO的姓名，企业所有制（外资/私有/国有）

(三)、合并数据

尽管这两套数据信息丰富，但是将它合并到一起却并非易事。两套数据虽然都包括了企业编码，但是两套编制系统却完全不同，没有任何共同特征。比如，在海关数据中企业的

⁴比如，有一些家庭企业没有正式的会计人员，因此在汇报的时候将1000元人民币的数据单位当作了1元的单位。

编码是10位的，但是在企业数据中却是9位的。

为克服这个难题，我们采用Yu和Tian(2012)介绍的方法，采用两种方式合并这两套数据，首先我们根据企业的姓名和年份匹配，也就是说，如果两个企业在同一年在两套数据中都有相同的名字，那么这两个企业应该是同一个企业，这样如果使用原始的工业企业数据，我们可以匹配83,679家企业。如果使用筛选过后的企业数据，则可以匹配69,623家企业。

然后我们用使用了另外一种匹配技术，我们通过企业的邮政编码和最后七位的电话号码进行匹配，因为在每一个邮政地区中，企业的电话号码都是不同的。尽管这个方法很直观，但是仍然存在很多细微的实际操作的困难（比如在企业数据中电话是包括分机号的，但是在海关数据中却没有），因此我们采用了电话后七位作为企业认证的近似。

企业在每套数据中都有可能名称或电话或邮编的缺失，为了保证我们的匹配可以尽可能包括更多的企业，我们同时使用这两种匹配方法，只要企业可以通过任何一种方法成功匹配，我们就将它纳入合并数据中。如此，用原始工业企业数据成功匹配的企业数上升到90,558个，如表A1中第七列显示。与其他类似的文献比较，我们的匹配数目与他们大抵一样甚至更好。最后我们用筛选后的严格的企业数据匹配，得到76,823家企业，列在附录中表A1中的最后一列。值得指出的是，合并的成功率相对比较高，合并后的数据库中企业的总出口额占了规模以上数据库的出口额一半以上，与其他相关研究如Ge等（2011）的匹配成功率相当。

表2: 数据统计 (2000-2006)

变量	均值	标准差	最小值	最大值
年份	2003	1.85	2000	2006
出口强度	.488	.399	0	1
行业最终品关税	11.60	5.23	0	50.5
企业中间品关税	2.32	3.93	0	90
企业外部关税	8.13	19.22	0	4,275
加工贸易指标	.319	.466	0	1
预期加工进口概率	.449	.130	.026	.826
加工进口比重	.552	.474	0	1
生产率对数	1.273	.350	-1.55	10.41
企业年龄	10.76	10.36	0	57
企业出口品种数目	6.49	9.84	1	527
国有企业	.020	.141	0	1
外资企业	.615	.486	0	1

四、 度量和实证

(一)、企业中间投入品关税 (FIT)

一个企业可以生产多种产品，因此一种产品的关税对不同企业的出口销售比影响是不同

的，所以，构建一个度量每个企业面临的关税的指标就非常重要了。如前所述，我国有两种进口方式，即加工进口和普通进口。原则上讲，加工进口是免关税的，但是不同的加工进口方式也有不同的政策。特别是来料加工是完全免征关税的，而与此相对的进料加工，则是“先征后退”：要对进口的原料先征收进口关税，而后当企业出口最终产品时再全额退还，因此进行进料加工的企业对现金流有着更大的需求，并且企业需要支付这期间的关税产生的利息。因此我们建立如下的企业层面的中间品关税指标（FIT）。

$$FIT_{it} = \sum_{k \in \hat{\Theta}} \frac{m_{it}^k}{\sum_{k \in \Theta} m_{it}^k} \tau_t^k + 0.05 \sum_{k \in \tilde{\Theta}} \frac{m_{it}^k}{\sum_{k \in \Theta} m_{it}^k} \tau_t^k \quad (10)$$

其中 m_{it}^k 是企业 i 在 t 年对产品 k 的进口额， τ_t^k 是产品 k 在 t 年的从价关税， $\hat{\Theta}$ 是企业普通进口的产品集合， $\tilde{\Theta}$ 是除去来料加工以外的所有加工进口产品的集合， Θ 是所有进口产品的集合。

也就是说，如果记 $\hat{\Theta}$ 是来料加工进口的产品集合，那么则有 $\hat{\Theta} \cup \tilde{\Theta} \cup \hat{\Theta} = \Theta$ 。因为来料加工进口完全免税，所以不出现在式（10）中。（10）式包括两个部分，第一项度量的是所有普通进口产品的平均关税，而第二项度量的是非来料加工的其他加工进口产品在加工期间所需支付的关税的利息，我们根据Hsieh和Klenow (2009)将实际利率定在0.05⁵。每个产品 k 的关税前乘以的是其进口在所有进口中间品中所占的比重，作为这种产品的关税的加权项。

（二）、企业外部关税

为了度量企业出口目的国的关税下降，我们构建了一个企业层面的外部关税指（FET_{it}）。

$$FET_{it} = \sum_k \left[\left(\frac{X_{it}^k}{\sum_k X_{it}^k} \right) \sum_c \left(\frac{X_{ikt}^c}{\sum_c X_{ikt}^c} \right) \tau_{kt}^c \right] \quad (11)$$

其中 τ_{kt}^c 是 c 国在 t 年对产品 k 征收的进口关税。企业可能对多个国家出口多种产品，因此在第二个括号中的比例 $X_{ikt}^c / \sum_c X_{ikt}^c$ 度量的是企业 i 出口产品 k 到 c 国占其出口的产品 k 的总量的比重，以这个比例作为 c 国对产品 k 征税的权重。类似的，第一个括号里 $X_{it}^k / \sum_k X_{it}^k$ 度量的是企业出口产品 k 占其全部出口产品的比重。

同样地，我们控制了行业层面的我国最终产品的进口关税，最终品进口关税的下降提高了进口部门的竞争。要控制进口竞争的影响，最佳的办法是通过每种商品的内销额构建一个平均最终品的关税指标。但是我们的数据中没有每种产品内销额的信息，一个近似的办法是假设每种产品

⁵ 改变这个实际利率的大小并不影响我们的主要回归结果。

占有产品总内销的比重和出口的比重是一样的（如Yu, 2011）。但是这个假设在本文中不可行，因为我们所要考察的即企业的出口占总销售的比例，因此我们使用行业层面的最终品关税作为控制变量。

（三）、计量设定

为研究中间投入品关税的下降对企业出口强度的影响，我们考虑如下的回归方程。

$$\begin{aligned} Exp_int_{ijt} = & \alpha_0 + \alpha_1 FIT_{it} + \alpha_2 FET_{it} + \alpha_3 FET_{it} \times PE_{it} + \alpha_4 OT_{jt} \\ & + \alpha_5 OT_{jt} \times PE_{it} + \alpha_6 PE_{it} + \theta X_{it} + \eta_i + \zeta_t + \epsilon_{it}, \end{aligned} \quad (12)$$

其中 Exp_int_{ijt} 度量的是行业j中的企业i在t年的出口强度，如前所述， FIT_{it} 和 FET_{it} 度量的是企业层面的加权的中间投入品关税和外部关税， PE_{it} 是度量企业i在t年是否进行加工贸易的哑变量， OT_{jt} 是企业所在行业在t年的最终品关税， X_{it} 指代企业的其他特征，比如所有权结构（例如，国有企业或者跨国公司），企业规模（以劳动力度量），和企业生产率。最后我们考虑了三种残差项，（1）企业特定要素 η_i ，度量企业不随时间变化的特征，如厂址等；（2）年份特定要素 ζ_t ，度量不随企业变化的时间特征，比如中国在2001年加入WTO, 在2005年人民币升值；（3）还有一项随企业和年份不同的特质的残差项 ϵ_{it} ，假设服从正态分布 $\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$ ，用来控制其他不可预料的影响因素。最后，表2汇报了本文所用的回归数据（合并后样本）的相关统计信息。

五、 实证结果

（一）、基准回归

虽然合并后的样本总出口额占规模以上企业总出口的一半以上，但仍然有一部分企业因各种非技术因素（如名称不同或电话邮编缺失）无法匹配，所以我们的合并毕竟有一定的磨损率，因此自然会问这样的磨损率是否会影响回归的结果，因此我们首先进行的是全样本数据和合并样本的回归结果比较。表3的第一列中报告的是用全部企业样本的回归结果。因为没有与产品层面的贸易数据合并，企业样本中不包括产品的信息，也就无法度量企业层面的中间品关税。因此我们在基准回归中去掉了企业的中间品关税，只保留了行业层面的最终产品关税，在两位行业代码上度量，我们主要观察最终品关税对出口强度的影响。第二列中包括了更多的控制变量比如国有企业指标和外资企业的指标，并且得到了与第一列一致的的结果。

论。第三列中去掉了出口强度的极端值（即0和1）重复第二列的回归。

作为两套数据的对比，表3中后面几列用合并后的数据重复了第一到三列的回归，可见行业最终品关税的影响在合并样本中的作用和全样本中的是一致的，有相同的方向和统计显著性，这显示了我们合并的数据在回归结果上是可以代表全体样本的结果的。

在表3中的所有回归中，企业的所有结构始终非常重要。外资企业对出口强度有正向显著的作用，而控制了时间和企业的固定效应之后国有企业的系数变成负向显著，说明国有企业将更大比重的产品销售到国内。

表3: 基准最小二乘回归

出口强度 (<i>Exp_int</i>)	合并前样本			合并后样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
行业最终品关税	.544*** (98.71)	.403* (81.13)	.540*** (42.91)	.012*** (59.40)	.011*** (49.24)	.010** (49.24)
国有企业		-.062*** (-68.42)	-.222*** (-57.63)		-.163*** (-27.39)	-.175*** (-25.57)
外资企业		.308*** (266.5)	.128*** (75.60)		.185*** (83.22)	.140** (59.92)
去掉出口强度为0或1 观察值数目	否 725,993	否 725,993	是 172,137	否 124,618	否 124,618	是 87,349
R平方	.02	.16	.06	.03	.08	.08

注：括号内为t值，*，**，***分别表示在10%，5%，1%水平上显著，下同。

在开始实证分析之前，有必要检查一下出口强度在全样本和合并后的样本中的分布是否一致。如果不一致，那么回归结果必将遭到质疑。如图1A所示，企业的出口强度在全样本中的分布为U形，而在图1B中，出口强度在合并后的样本中仍然遵循类似形状的分布。在出口强度的极值点（即0和1）上两幅图的分布有所差别，但这是因为在全样本中72%的企业不出口，而与贸易数据合并后只有17%的企业不出口，这是因为只有或者进口或者出口的企业才出现在贸易数据中。因此从分布的角度而言，合并后的数据仍然是全数据的很好的样本代表。最后，如Ahn等（2011）建议的，贸易公司与其他企业*i*相比在生产率和销售上都会有所不同，比如间接出口商会把他们全部的商品销售到海外。因此我们把间接出口和进口商从我们的样本中剔除出去。

图1A 全样本中出口销售比分布

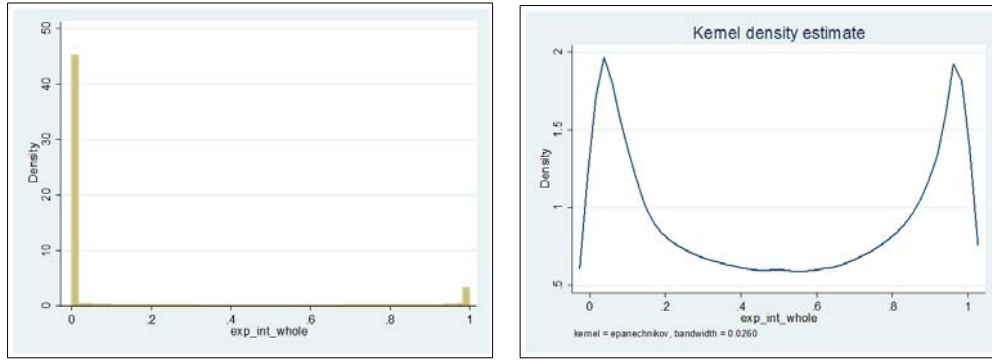
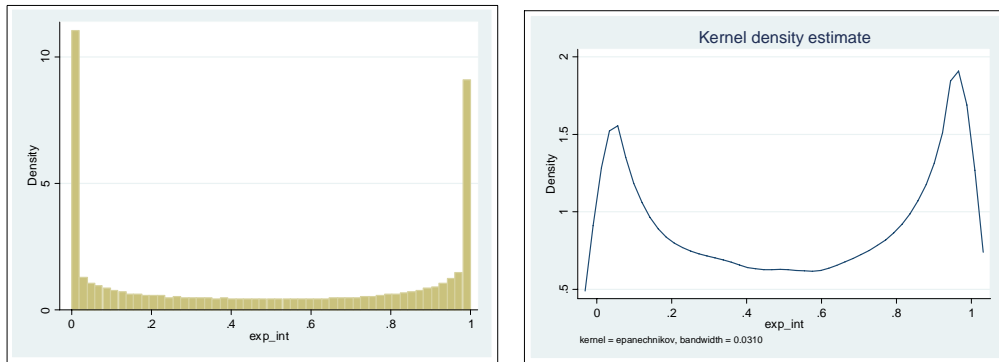
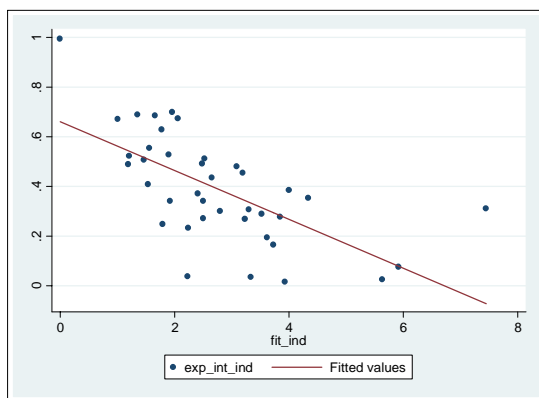


图1B 合并样本中出口销售比分布



为了研究企业中间投入品关税下降的影响，我们首先在图2中直观展示了加总到行业以后出口销售比和中间品关税的关系，图中显示出明显的负向关系。当然这可能是其他因素导致的，如前所述，最终品的进口关税，还有国外对我国出口企业征收的进口关税的下降都会影响企业的出口强度。因此在回归中我们控制了行业的最终品关税和企业面临的外部关税（即前面构造的FET指标），同时我们也控制了企业的所有制结构（国有企业和外资企业）和贸易类型（普通贸易还是加工贸易），回归的结果汇报在表4中。

图2 企业中间品关税和出口销售比



首先我们要考察的是企业中间品关税的下降的总体影响，因此在第一列中我们没有加入

任何交叉项。在控制了企业固定效应和年份固定效应之后，可见企业的中间品关税下降导致了更高的出口强度，尽管行业的最终品进口关税和企业外部关税都没有显著的影响。在如回归方程中所示，加入了加工贸易哑变量和最终品进口关税，以及和企业外部关税的交叉项之后，无论是影响的方向还是统计显著性都没有改变。

但是因为样本中存在大量非出口国内企业，占17%，以及大量纯出口企业占到12%，这些企业可能会影响回归的结果。同时有一些企业自己不进行生产而是为其他企业代理进出口（Ahn等，2011），这些企业的出口强度也是1。因此在第三到第五列中我们去掉了这些出口强度为0或者1的企业。这样处理之后回归结果与之前一致，企业中间投入品关税的下降显著提高了出口强度。

表4: 企业中间品关税下降对出口强度的影响

出口强度(<i>Exp_int</i>)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
企业中间品关税	-0.002*** (-4.75)	-0.002*** (-4.67)	-0.002*** (-7.56)	-0.002*** (-4.83)	-0.003*** (-7.89)
行业最终品关税	0.0004 (1.20)	-0.0001 (-0.17)	-0.0001 (-0.20)	-0.0002 (-0.49)	0.0001 (0.01)
行业最终品关税 ×加工贸易哑变量		0.001*** (2.92)	0.001*** (3.16)	0.001*** (3.11)	0.001*** (3.07)
企业外部关税	-0.000 (-1.07)	0.000 (0.11)	-0.000 (-0.16)	-0.000 (-0.26)	-0.000 (-0.41)
企业外部关税 ×加工贸易哑变量		-0.000* (-1.92)	-0.000 (-0.44)	-0.000 (-1.16)	-0.000 (-0.88)
加工贸易指标	0.001 (0.25)	-0.013** (-2.27)	-0.011** (-2.19)	-0.016*** (-2.71)	-0.013** (-2.33)
国有企业	0.019 (0.97)	0.019 (0.98)	0.011 (0.69)	0.017 (0.90)	0.011 (0.62)
外资企业	0.033*** (2.74)	0.033*** (2.74)	-0.001 (-0.11)	0.021* (1.65)	-0.010 (-0.84)
去掉出口强度为0	否	否	是	否	是
去掉出口强度为1	否	否	否	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
观察值数目	79,212	79,212	67,086	68,420	56,294
R平方	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01

(二)、影响渠道

很自然的我们会考虑为什么中间品的关税下降会导致企业的出口强度提高。可能的原因有很多，这里我们着重考虑中间投入品种类的影响。中间品关税的下降促使企业进口更多种类的中间投入品，而这一方面降低了企业的生产成本，因而提高了企业的利润，这样减少了

企业在进入出口市场是面临的信贷约束等限制（Feenstra等2012），也就是降低了企业进入出口市场的门槛。另一方面是由于生产出口品的企业比生产内销品的企业有更好的外国网络和信息，因此可以更有效的接触国外中间品市场，也就可以获得质量更高的进口投入品，中间进口品关税的下降使得生产出口品的部门优势扩大，生产出口品相对生产内销品利润增加，因此企业提高出口的比重。

为了检验这两个假设，我们将进口品数目放入到回归中，结果显示在表5中，第一列里我们只加入了进口品种类，可以看到进口品种类越多，企业中间投入品关税越低，企业的出口强度越高，第二列中我们加入进口品种类和各项关税的交叉项，其系数仍然显著，且进口品种类越多的企业中间品关税下降对出口强度的促进作用越大，这说明中间进口品关税的下降的确通过企业进口品种类影响着企业的出口强度。在第三和第四列中，我们去掉了出口强度为0和1的极端值，重复前两列的回归。结果仍然和前两列一致，中间进口品关税下降，进口品种类的增加都会增加企业的出口强度，且其交叉项仍然显著。这说明企业中间品关税下降对出口强度的影响的确是通过进口品种类起作用的。

表5: 关税下降对出口强度影响的渠道

出口强度 (<i>Exp_int</i>)	(1)	(2)	(3)	(4)
企业中间品关税	-0.002*** (-4.80)	-0.001*** (-3.68)	-0.003*** (-8.01)	-0.002*** (-5.29)
企业中间品关税 × 企业进口品种类		-0.000** (-2.31)		-0.000*** (-7.06)
企业外部关税	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000
行业最终品关税	-0.000 (-0.60)	-0.000 (-0.21)	-0.000 (-0.88)	-0.000 (-0.99)
行业最终品关税 × 加工贸易哑变量	0.001*** (2.67)	0.001*** (2.89)	0.001 (1.60)	0.001 (1.43)
行业最终品关税 × 企业进口品种类		-0.000*** (-14.27)		0.000*** (3.77)
企业外部关税	-0.000 (-0.48)	-0.000 (-0.18)	-0.000 (-1.42)	0.000 (-0.42)
× 加工贸易哑变量	(-0.00)	(-0.08)	(-0.02)	(0.43)
企业外部关税 × 企业进口品种类		-0.000 (-0.29)		-0.000** (-2.45)
企业进口品种类	0.000** (2.38)	0.001*** (9.86)	0.000*** (4.01)	0.000*** (3.91)
加工贸易哑变量	-0.013** (-2.29)	-0.014** (-2.40)	-0.007 (-1.20)	-0.007 (-1.23)
国有企业	0.019 (0.96)	0.017 (0.86)	0.011 (0.65)	0.010 (0.60)
外资企业	0.028** (2.30)	0.028** (2.31)	-0.009 (-0.78)	-0.010 (-0.80)
去掉出口强度为0或1	否	否	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观察值数目	79,142	79,142	56,231	56,231
R平方	0.01	0.02	0.01	0.01

中间品关税的下降提高了企业的出口强度，有可能是更多的企业进入市场造成的，有可能是每个企业生产的产品种类增多的结果，也有可能是每种产品的出口量增加。很自然的，我们好奇中间品关税的下降究竟带来了上面哪种类型的出口强度的增加。

更加重要的是，如同上面已经讲到企业中间品关税下降有可能通过两条途径。一个是企业进口种类扩大，成本降低，利润增加，因此可以克服信贷约束等进入新市场的门槛。因此如果这条途径存在，我们应该可以看到中间投入品关税的下降将导致更多的企业进入出口市场。另一个途径是由于生产出口品需要的进口投入品质量更优，效率也更高，因此当企业可以进口更多的中间品时，用它们生产出口品更能增加企业的利润，因此相对而言，企业会扩大出口品的种类，以及每种产品的出口额度，从而提高了出口的比重。所以如果这条影响途径存在，我们应该看到企业中间进口品关税的下降提高了企业的出口品种类。基于这个逻辑，

我们在下面的回归中考察了企业中间品关税的下降对不同类型企业的出口强度的集约边际(intensive margin)和广延边际(extensive margin)的影响。

在表6中,我们将企业分成了三组,之前没有出口本期刚刚开始出口的企业,即“新出口企业”;之前出口本期继续出口的企业,称为“持续出口企业”;还有上期出口但是这期不再出口的企业,叫做“退出出口的企业”,当然还有“始终不出口的企业”。在第一列中,我们利用新出口企业和始终不出口的企业的数据考察了中间品关税的下降对企业进入出口市场的动机的影响,结果显示中间品关税下降,企业有更大的动机参与到出口行为中,也就是说,会有更多的出口企业进入出口市场。第二列中,我们对新出口企业的样本进行回归,发现对这些新出口企业而言,企业中间品关税下降越厉害的企业,其出口强度越大,因此可见企业中间品关税的下降不仅在广延边际也在集约边际上提高了出口内销的比例。在第三四列中,类似在第一二列中的,我们考察了企业中间品关税的下降对企业退出出口市场的动机的影响,以及对退出企业的出口强度的影响。结果显示企业的中间品关税下降不是导致企业退出出口市场的重要原因,对退出的企业的出口销售比得影响也微弱。而在最后两列中,我们对持续出口企业进行分析,考察其中间品关税下降对出口产品的种类和出口强度的影响。在最后一列中,由于企业出口产品的种类是个整数,因此标准的固定效用OLS回归不再适用,而应该采用负二项式(negative binomial)回归(Cameron和Trivedi, 2005)。结果发现,中间品关税的下降,促进了持续出口企业出口更多的产品种类,并且提高了这些企业的出口销售比。

这一组的回归告诉我们两个结论。首先是企业中间品关税的下降促进更多企业进入出口市场,增加了出口企业的数目。结合上面一段的分析,这个结论提示我们中间品关税下降提高出口强度的第一条途径是成立的。即中间品关税下降增加了进口品种类,降低了出口成本,增加了企业利润,克服了企业进入出口市场壁垒,从而带动更多企业开始出口。第二个计量结论是中间品关税的下降同时增加了企业出口产品的种类。同样结合上面的分析,这个结论告诉我们中间品关税下降提高出口强度的第二条途径也是存在的。即中间品关税下降促进了使用更优质进口投入品的出口品生产部门扩大生产,因此出口内销的比例提高。

表6: 企业中间品关税下降与企业进入和退出出口市场

企业类型 被回归项	新出口企业		退出出口企业		持续出口企业	
	出口 与否	出口 强度	退出 与否	出口 强度	出口 强度	出口品 种类
计量方法	Probit (1)	FE (2)	Probit (3)	FE (4)	FE (5)	Neg. Binomial (6)
企业中间品关税	-0.009*** (-6.00)	-0.002* (-1.77)	-0.000 (-0.24)	-0.001 (-0.84)	-0.002*** (-3.15)	-0.007*** (-4.17)
行业最终品关税	0.005*** (2.79)	-0.001 (-0.41)	0.004* (1.89)	-0.003* (-1.68)	-0.001 (-1.33)	-0.001 (-0.67)
行业最终品关税 × 加工贸易指标	-0.004** (-2.08)	-0.000 (-0.04)	-0.003 (-1.08)	0.003 (1.44)	0.002*** (2.72)	0.002 (0.85)
企业外部关税	-0.002** (-1.99)	-0.001 (-0.89)	-0.000 (-0.41)	0.000 (0.57)	-0.000 (-0.75)	0.001 (0.71)
企业外部关税 × 加工贸易指标	0.001 (1.57)	0.001 (0.94)	0.001 (1.05)	0.000 (0.52)	0.000 (0.16)	0.001 (0.45)
加工贸易指标	0.128*** (4.65)	-0.017 (-0.65)	0.101*** (3.05)	-0.047* (-1.90)	-0.022** (-2.31)	-0.042 (-1.37)
企业生产率	-0.102*** (-6.56)	-0.039*** (-2.87)	0.039** (2.22)	-0.031** (-2.04)	-0.042*** (-4.76)	0.054*** (2.95)
国有企业	-0.202*** (-4.20)	-0.047 (-1.25)	0.346*** (7.21)	0.039 (1.28)	-0.001 (-0.02)	-0.097 (-1.02)
外资企业	0.089*** (6.95)	-0.075* (-1.66)	0.134*** (8.57)	0.006 (0.11)	-0.028 (-1.19)	0.258*** (3.80)
观察值数目	65,422	21,624	46,862	32,098	18,053	11,677
R平方	-	0.02	-	0.01	0.02	-
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	否	是	否	否	否
企业固定效应	否	是	否	是	是	是

(三)、内生性

1、企业中间品关税下降的两个来源

在前面的回归中,我们得到了基本结论:企业中间品关税下降提高了企业的出口销售比。并且我们证明了两条可能的影响途径。但是在前面的分析中还存在一些内生性问题需要处理。首先我们需要认识到企业中间品关税下降的两种不同来源。

一种类型的企业中间品关税下降是普通的中间进口品产品关税的下降(即FIT度量式中的 τ 下降),这正是本文研究的关注点。但是还存在另一种的企业中间品关税下降:企业自主选择多进行加工贸易造成企业中间品关税的度量下降。具体来说,回忆企业中间品关税(FIT)的度量式,企业面临的中间品关税由两部分组成,一部分是普通进口,另一部分是

加工贸易进口的利息，而这一部分远小于普通贸易的关税，因此即使 τ 没有任何改变，当企业自主选择更多地增加加工贸易进口时，一方面会拉动 FIT 值的下降，另一方面会带来出口销售比的增加，因此二者呈现出显著的负向的共变关系。由于中国加工贸易企业比重很大，这种由于企业自主选择加工贸易造成的 FIT 下降同时出口销售比上升的现象是可能存在的。因此要分析中间品关税的下降对出口销售比的因果影响，我们必须控制住这一类型的中间品关税下降带来的干扰。

首先我们要检验这两种类型的企业中间品关税下降是否都存在，是否都对企业的出口强度有影响。为此，我们必须将这两种类型的中间品关税下降区分开来。我们考察三类企业，（1）纯普通贸易企业，即那些只进行普通进口中间品的企业；（2）纯加工贸易企业，即只加工进口中间品的企业；（3）混合贸易企业，即两种类型的进口都进行的企业。在前两类企业中，不存在调整加工贸易比重的问題，其所有的企业中间品关税下降都来自于产品关税下降自身的原因。因此我们将利用这两类企业研究纯粹的产品关税下降的影响。但是在混合贸易企业中，两种企业中间品关税下降的来源都可能存在，为了剔除产品关税 τ 下降的原因，只关注于加工贸易比重调整带来的企业中间品关税的改变，我们将混合贸易企业的企业中间品关税（FIT）中的产品关税 τ 固定在 2000 年，而不是像之前的用当期的关税。这样做就可以控制产品关税 τ 的改变带来的 FIT 的改变，因此所有的企业中间品关税的下降都来自于加工贸易的调整。

在表 7 的第一、二列中我们分别对所有纯普通贸易企业和纯加工贸易企业进行回归，在控制了各种固定效应之后可见中间品关税的下降显著提高了企业出口强度。这说明产品关税 τ 的下降对企业出口内销比的确存在拉动作用。在第三列中我们对所有混合贸易企业回归，其中我们用的企业中间品关税是用 2000 年的 τ 替换了当期的 τ 的，结果显示在控制了当期的产品关税变化之后，企业中间品下降全部来自于加工贸易的调整，而这种调整的确同时带来了企业中间品关税下降，和企业出口强度的上升。

进而在后面三列中，我们分别考察了企业中间品关税下降对不同的转型企业的影响。我们考察了从上一期做纯普通贸易转型到混合贸易的企业，从纯加工贸易转型到混合贸易的企业，以及从混合贸易转型到非混合贸易的企业。结果显示对从纯普通贸易转型到混合贸易的企业而言，FIT 的下降对出口强度提升的作用显著，而对另外两种企业而言则不显著。这进一步说明对混合企业而言，自主选择提高加工贸易是造成 FIT 和出口强度显著的反向关系的重要原因。通过这一组回归分析，我们证明了企业中间品关税（FIT）的下降的确存在两种不同的来源，并且这两种类型的下降都在发挥着作用。这说明我们必须在计量分析中控制住

企业自主调整加工贸易的行为,才能准确地评估中间品关税 τ 的下降对企业出口销售比的真实作用。因此我们在下面一部分的分析中,将企业进行加工贸易的行为内生化的,从而控制了企业自主增加加工贸易比重带来的共变。

表7: 企业中间品关税下降的两个来源

出口强度	纯普通	纯加工	混合	转型企业		
	贸易企业	贸易企业	贸易企业	纯普通到混合	纯加工到混合	混合到非混合
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
企业中间品关税	-0.002*** (-5.21)	-0.044* (-1.68)		-0.004** (-2.04)	-0.002 (-0.10)	-0.001 (-0.39)
企业中间品关税 (固定产品关税)			-0.001*** (-2.96)			
行业最终品关税	-0.000 (-0.76)	0.004 (1.59)	0.000 (0.68)	0.001 (0.66)	0.005 (0.85)	-0.000 (-0.19)
企业外部关税	-0.000 (-0.50)	-0.000 (-0.79)	0.000 (0.03)	-0.000 (-0.50)	-0.001 (-0.68)	0.000 (0.19)
国有企业	0.008 (0.43)	0.021 (0.12)	0.014 (0.47)	0.023 (0.27)	-	0.005 (0.06)
外资企业	-0.011 (-0.66)	0.071 (1.28)	0.029 (1.63)	0.060 (1.37)	0.416** (2.32)	0.006 (0.07)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
观察值数目	31,740	8,063	46,831	12,524	3,644	9,395
R平方	0.01	0.01	0.01	0.01	0.03	0.02

2、加工贸易的内生性

在之前的所有回归中,加工贸易的指标都是0或者1的哑变量,在下面的回归中,我们将把加工贸易内生化的,因为加工贸易在很大程度上决定于企业的各项综合因素,因而相对于企业的出口与内销行为而言,很难说是完全外生的。因此我们用Heckman两步法将加工贸易内生化的,纳入到原先的回归方程中。第一步,给定上一期的企业生产率等特征下,我们用Probit回归估计出预期企业进行加工贸易的概率,并计算出逆向米勒比率(Inverse Mill's Ratio),第二步,我用估计出来的加工贸易概率替换原先的加工贸易哑变量,并将逆向米勒比率加入控制变量中。Heckman两步法要求在第一步回归中至少在第一步回归中显著但在第二步回归中不显著的变量,这里我们用的是企业的年龄。第一阶段回归的结果列在表8中,企业是否进行加工贸易很大程度上决定于企业生产率,企业属性和企业年龄。我们发现企业年龄越大,出口的概率越高。它在统计上是高度显著的。

表8: 企业是否进行加工贸易的概率估计 (Probit)

变量	系数	变量	系数
生产率对数	-0.007 (-.55)	外资企业	1.008** (105.6)
国有企业	-0.015 (-.41)	企业年龄	.009** (16.34)

注：被解释变量为企业是否进行加工贸易的指标，回归控制了年份和企业的固定效应

表 9 的第一列中，我们用估计的加工贸易概率代替加工贸易哑变量，用全体样本进行基准回归，企业中间品关税下降对出口销售比有显著提升作用，而加工贸易企业显著的相对于非加工贸易有更高的出口销售比。企业生产率越高的企业出口强度越低，这个结论与许多学者用中国企业数据的研究一致（如 Lu, 2011; Dai 等, 2012）。在第二列中，我们去掉了出口强度为 0 或者 1 的极端值样本，中间品关税下降的影响不变。

但是采用估计的加工贸易概率也不是完美的，它不能反映当期的真实加工贸易的比重。为此我们在第三、四回归中用当期加工进口占总进口的比重代替加工贸易哑变量，重复上面的回归。类似的，第三列中是全体样本的回归，第四列中是去掉极端出口强度值企业。这组回归的结果与用加工贸易哑变量和估计概率的结果一致，即企业中间品关税的下降显著提高了出口销售比。

表9: 控制加工贸易的内生选择

出口强度(<i>Exp_int</i>)	加工贸易概率			加工贸易比重	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
企业中间品关税	-0.002*** (-4.13)	-0.002*** (-3.73)	-0.002*** (-5.65)	-0.003*** (-2.92)	-0.003*** (-4.45)
行业最终品关税	0.000 (1.04)	-0.001 (-1.25)	0.000 (0.00)	-0.001 (-0.80)	-0.001 (-1.00)
行业最终品关税 × 加工贸易指标		0.004* (1.65)	0.001 (0.62)	0.001 (1.04)	0.002** (2.36)
企业外部关税	-0.000 (-1.56)	-0.000 (-0.87)	-0.000 (-0.75)	0.000 (0.32)	-0.000 (-0.02)
企业外部关税 × 加工贸易指标		0.000 (0.70)	0.000 (0.64)	-0.000 (-1.56)	-0.000 (-1.27)
加工贸易指标	0.253*** (3.32)	0.214** (2.05)	0.194** (2.05)	-0.002 (-0.21)	-0.007 (-0.65)
国有企业	0.021 (0.99)	0.018 (0.75)	0.014 (0.69)	0.045 (1.19)	0.037 (1.12)
外资企业	-0.002 (-0.08)	0.037* (1.72)	-0.016 (-0.79)	0.041* (1.95)	0.003 (0.16)
企业生产率	-0.024*** (-6.02)	-0.025*** (-6.10)	-0.045*** (-10.55)	-0.023*** (-3.93)	-0.041*** (-6.56)
企业年龄	0.000 (0.13)	0.001 (1.13)	0.000 (0.22)		
逆向米勒比率 (Inverse mill's ratio)	0.062 (1.55)	0.124** (2.57)	0.087** (2.03)		
去掉出口强度为0或1	否	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
观察值数目	68,433	65,018	46,042	37,606	26,127
R平方	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01

3、企业中间品关税 (FIT) 的内生性

在上面的小节中我们控制了回归式中加工贸易指标的内生性问题,但是这并没有完全解决在本部分第1小节中我们分析的问题,即FIT指标中企业调整加工贸易比重带来的FIT的内生性。更进一步, FIT指标中的内生性问题还不仅限于此,下面我们讨论另外两种内生性问题。

首先,中间品关税 τ 的下降会影响企业进口该项中间品的比例,极端一点而言,如果一种中间品是生产某种最终品的关键投入,但是该项中间品的关税非常非常高,企业有可能不进口该项中间品而转而寻求其替代品,这样FIT的指标中就不含有该进口投入品的关税, FIT因此显然被低估了。其次,当外国市场的需求改变导致企业多生产某种最终品时,企业就会

相应多进口生产该产品所需的进口中间品，因此FIT中该种中间品的比重就增加了，这就造成了反向因果问题。

为了解决这两种内生性问题，以及在本部分第1节中提到的企业调整加工贸易比重带来的内生性问题，仿照Topalova和Khandelwal (2011)，我们在下面的回归中采用固定权重的FIT指标代替原始FIT。具体而言，就是将FIT指标中每种中间品关税的权重由当期的进口比重替换为2000年的进口比重，如下面的式子显示。这样做一方面固定了每项中间品的关税 τ 的权重，解决了权重受到上面内生因素影响的问题。

$$FIT_{it}^{2000} = \sum_{k \in \Theta} \frac{m_{i,2000}^k}{\sum_{k \in \Theta} m_{i,2000}^k} \tau_t^k + 0.05 \sum_{k \in \Theta} \frac{m_{i,2000}^k}{\sum_{k \in \Theta} m_{i,2000}^k} \tau_t^k$$

用固定权重的FIT指标回归的结果显示在表10中。在第一列中我们使用全体样本，并且控制了加工贸易比重及其与各项关税的交叉项，在第二列中我们控制了企业生产率，在第三列中我们控制了企业规模，最后一列中我们同时控制了生产率和企业规模。结果显示当控制了企业生产率之后，企业的中间品关税下降仍然显著提高了企业的出口销售比，同时加工贸易比重越高的企业出口强度越大。这个结论都与前面一致。

表10: 使用固定权重的企业中间品关税回归

出口强度 (<i>Exp_int</i>)	(1)	(2)	(3)	(4)
企业中间品关税 (固定权重)	-0.001*	-0.001*	-0.002**	-0.002**
	(-1.66)	(-1.66)	(-2.32)	(-1.99)
行业最终品关税	0.000	0.000	-0.000	-0.000
	(0.65)	(0.65)	(-0.74)	(-0.23)
行业最终品关税 × 加工贸易比重			0.001**	0.001**
			(2.50)	(2.13)
企业外部关税	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000
	(-1.14)	(-1.14)	(-0.78)	(-0.95)
企业外部关税 × 加工贸易比重			-0.000*	-0.000*
			(-1.81)	(-1.80)
加工贸易比重	0.017***	0.017***	0.011	0.012
	(3.85)	(3.85)	(1.63)	(1.52)
国有企业	0.043	0.043	0.031	0.031
	(1.54)	(1.54)	(1.32)	(1.26)
外资企业	0.043**	0.043**	0.016	0.011
	(2.49)	(2.49)	(1.10)	(0.62)
劳动力 (对数)			0.008**	0.013***
			(2.57)	(3.28)
去掉出口强度为0	否	否	是	是
去掉出口强度为1	否	否	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观察值数目	50,779	50,779	42,819	35,440
R平方	0.01	0.01	0.01	0.01

4、其他内生性

最后我们考虑其他可能存在的内生性问题，一种可能存在的情况是，当一个企业或者行业的产出比较低时，他们可能会向政府寻求保护或者优惠政策，其中就包括游说政府降低中间投入品的进口关税，以降低其生产成本，增加利润(Grossman 和 Helpman, 1994)。虽然这种情况在中国不多，但是为了严谨，我们仍然控制了这种内生性。具体而言，我们在 FIT 指标的式子中，将当期产品关税 τ 替换为 1996 年的产品关税，以此新构造的固定关税 FIT 作为原始 FIT 的工具变量。同样的，这样做一方面控制了中间产品关税 τ 受到当期企业产出影响的内生问题，另一方面仍然可以保证与当期的关税的紧密相关性，因此可以作为比较好的工具变量。

$$FIT_{it} = \sum_{k \in \hat{\Theta}} \frac{m_{it}^k}{\sum_{k \in \Theta} m_{it}^k} \tau_{1996}^k + 0.05 \sum_{k \in \hat{\Theta}} \frac{m_{it}^k}{\sum_{k \in \Theta} m_{it}^k} \tau_{1996}^k$$

回归结果显示在表 11 中。在第一列中我们使用加工贸易的哑变量度量加工贸易，第二列中使用内生化的加工贸易概率度量，第三和第四列中使用加工贸易比重度量，并在第四列中去掉了出口强度的极端值。结果显示在每一列的回归中，企业中间品关税的下降都显著地提高了出口强度，这一结论与前面一致。在表格的下面我们附上了第一阶段回归的结果以及各项检测，回归显示，工具变量与 FIT 显著正相关，并且检验拒绝了弱检定的假设，进一步说明我们选用的工具变量有效。

表11: 工具变量回归: 企业中间品关税对出口强度的影响

出口强度	加工贸易		加工贸易比重	
	哑变量	概率	(3)	(4)
企业中间品关税	-0.002*** (-2.99)	-0.002*** (-3.02)	-0.004*** (-2.85)	-0.007*** (-5.14)
行业最终品关税	-0.002*** (-3.78)	-0.002** (-2.11)	-0.001 (-0.71)	-0.001 (-0.82)
行业最终品关税 × 加工贸易指标	0.001 (1.51)	0.006*** (2.74)	0.001 (0.90)	0.002** (2.05)
企业外部关税 × 加工贸易指标	0.000 (0.17)	-0.000 (-0.86)	0.000 (0.31)	-0.000 (-0.04)
企业外部关税	-0.000** (-1.98)	0.000 (0.69)	-0.000 (-1.58)	-0.000 (-1.29)
加工贸易指标	-0.009 (-1.35)	-0.016 (-0.31)	-0.004 (-0.31)	-0.009 (-0.85)
外资企业	0.031** (2.29)	0.008 (0.43)	0.040* (1.93)	0.003 (0.13)
国有企业	0.010 (0.46)	0.017 (0.72)	0.046 (1.22)	0.040 (1.23)
企业生产率	-0.023*** (-5.64)	-0.025*** (-6.09)	-0.023*** (-3.94)	-0.041*** (-6.57)
企业年龄		0.001 (1.12)		
逆向米勒比率 (Inverse Mills Ratio)		0.124** (2.57)		
Kleibergen-Paap rk LM 统计量 (χ^2)	9,980 [†]	32,737 [†]	1,456 [†]	5,791 [†]
Anderson-Rubin Wald 检测 (χ^2)	942.0 [†]	2,130 [†]	305.6 [†]	8.11 [‡]
去掉出口强度为0或1	否	否	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观察值数目	49,943	49,589	24,556	6108
R平方	0.15	0.01	0.01	0.01
	第一阶段回归			
工具变量	.343** (142.8)	.343** (145.9)	.354** (96.74)	.360** (76.01)
F统计量	[20,441]	[21,300]	[9,358]	[5,778]

注: [†]([‡]) 表示 p 值低于 0.001 (0.01), 中括号为 F 值。

(四)、更多稳健性检验

1、一阶差分回归

在前面的所有回归中我们使用的都是未经差分的变量, 这样的回归可能存在一个隐患,

即在残差项中存在同时影响企业中间品关税和出口强度的时间趋势因素。比如在前面提到的，加工贸易的快速发展可能同时降低了企业的中间品关税并提高企业的出口销售比，导致二者存在共变现象。类似的问题都会影响到回归的结果，使回归变得不稳定。因此为了解决这样的问题，我们对回归方程两端的主要变量进行一阶差分，之后再控制企业和年份的固定效应。这样做可以剔除固定的时间增长项，在一定程度上减少时间趋势的影响因素。

表 12 报告了一阶差分的回归结果，在第一列中我们使用全体样本，第二列中我们去掉出口强度为 0 的企业，第三列中去掉出口强度为 1 的企业，最后一列去掉了所有出口强度为 1 或 0 的企业。结果显示，当去掉极端值企业后，企业中间品关税的下降仍然显著提高了出口销售比，促进企业扩大出口的比重。这一结论与之前完全一致。

表12: 一阶差分回归：企业中间品关税对出口强度的影响

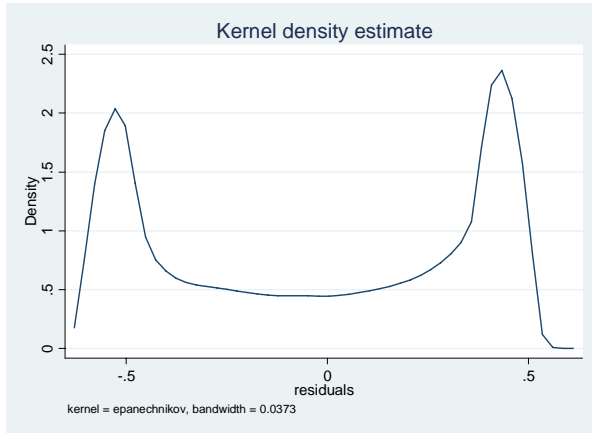
出口强度一阶差分 (ΔExp_int)	(1)	(2)	(3)	(4)
企业中间品关税一阶差分	-0.001 (-1.04)	-0.001* (-1.88)	-0.001 (-1.28)	-0.001** (-2.11)
行业最终品关税一阶差分	-0.000 (-0.08)	0.001 (1.01)	-0.000 (-0.31)	0.001 (0.85)
行业最终品关税一阶差分 × 加工贸易哑变量	-0.000 (-0.36)	-0.000 (-0.32)	0.001 (0.52)	0.000 (0.34)
企业外部关税一阶差分	-0.000 (-0.08)	0.000 (0.01)	-0.000 (-0.30)	-0.000 (-0.03)
企业外部关税一阶差分 × 加工贸易哑变量	-0.000 (-0.76)	0.000 (1.34)	0.000 (0.54)	0.000 (0.90)
加工贸易哑变量	0.000 (0.04)	0.002 (0.49)	0.002 (0.34)	0.003 (0.61)
国有企业	0.003 (0.07)	-0.002 (-0.06)	0.001 (0.02)	-0.005 (-0.13)
外资企业	0.040 (1.51)	0.023 (0.97)	0.023 (0.83)	0.001 (0.03)
去掉出口强度为0	否	是	否	是
去掉出口强度为1	否	否	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观察值数目	36,266	31,623	31,707	27,064
R平方	0.02	0.01	0.01	0.01

2、分位数回归

很多学者已经证明中国企业的出口强度的分布呈现 U 形，下图显示我们在控制了固定效应之后的残差项仍然具有 U 形分布，这也是为什么之前的回归中固定效应非常重要的原因。由于残差项的分布不是常规的正态分布，为谨慎起见，我们在下面采取分位数回归作为稳健

性检验。

图 3 固定效应回归残差值的分布



分位数回归是处理残差项分布非正态尤其是非对称的有效手段。其原理是利用最小化加权残差项绝对值，以此避免 OLS 回归产生的偏误 (Koener, 1978)。其目标方程如下：

$$\beta_q = \arg \min \sum_{i:y_i \geq \mathbf{X}_i \beta_q} q |y_i - \mathbf{X}_i \beta_q| + \sum_{i:y_i < \mathbf{X}_i \beta_q} (1 - q) |y_i - \mathbf{X}_i \beta_q|$$

其中 q 是分位数值。我们首先选取 25%，50%，75% 这三个分位数点进行估计，结果显示在表 13 中，第一列是 OLS 回归，作为对照，第二列至第四列是分位数回归，在每个分位数点，企业中间品关税下降都会显著提高出口销售比，这与之前的结论一致。

表13: 分位数回归

出口强度	OLS	25%分位数	50%分位数	75%分位数
企业中间品关税	-0.027** (-55.35)	-0.016** (-56.49)	-0.052** (-89.1)	-0.035** (-189.2)
行业最终品关税	0.010** (40.08)	0.010** (38.26)	0.020** (45.25)	0.005** (41.51)
企业外部关税	-0.0001 (-1.46)	-0.0000 (-0.99)	-0.001** (-10.21)	-0.001** (-8.45)
截距项	0.469** (120.63)	0.0641** (17.39)	0.479** (76.47)	0.920** (568.6)

下面我们数值拟合了在每个分位数点的回归系数，并将这些系数拟合成连续的图。

图 4 分位数回归的系数图

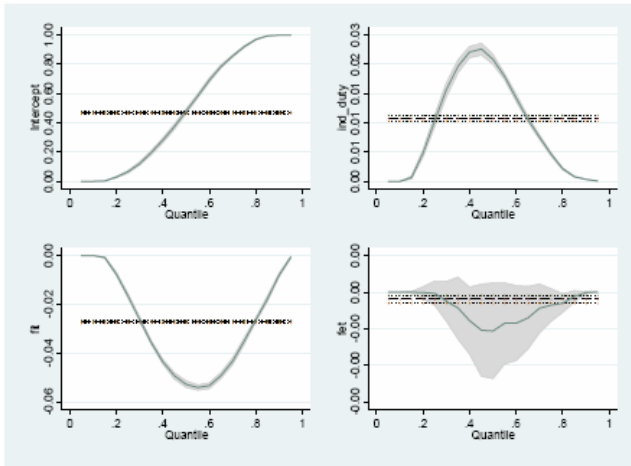


Figure 2: The Quantile Estimates of Various Tariffs Reductions

在图 4 中显示的几个主要变量的系数在出口强度的不同分位数点上的值，其中第一个图是横截项的数值，第二幅图是行业最终品关税的系数，第三幅图是企业中间品关税的系数，最后一幅是企业外部关税的系数。我们主要看第三幅图，可见在任何分位数点的出口强度上，企业中间品关税对出口强度的影响都是负向的，也就是说企业中间品关税的下降始终会提高企业的出口销售比。第二点可见，当企业的出口强度位于中间值时，也就是说企业既进行出口，又进行内销的时候，中间品关税的下降对出口强度的影响最大，而当企业只进行内销或只进行出口时，企业中间品关税的下降作用则不明显。这一结论很符合直觉，首先，当企业不出口或者只出口很少产品时，企业的外国销售渠道和产品研发薄弱，此时中间品关税的下降并不是促进企业出口的最主要因素，而出口的固定成本以及外需的变动才更重要。第二，当企业只出口很少进行内销时，这说明企业在国内市场的销售网络以及产品研发等很薄弱，企业主要进行的是加工贸易而非普通贸易，因此已经享受了零关税进口的优惠政策，中间品关税的下降对于主要进行加工贸易的企业激励显然很小。因此，只有对同时进行出口和内销的企业，相对于内销而言，企业中间品关税的下降对企业的出口促进最大。

3、企业中间品贸易自由化的其他衡量指标

在我们之前使用的 FIT 的度量中，每种中间品关税的权重是其进口占全部中间品进口的比重。但如果企业大量使用本国中间品而非进口中间品，那该产品的相关权重就难以得以准确地衡量了。为避免这种情况，我们在最后的回归中使用另一种 FIT 的度量，我们将原先的度量式中的权重变成该中间品的进口占全部中间品消费的比重。如下式所示，改进的 FIT 的度量与原来的 FIT 具有如下关系：

$$FIT_{it}^{Alt} = \frac{\sum_{k \in \Theta} m_{it}^k}{Input_{it}} \left(\sum_{k \in \Theta} \frac{m_{it}^k}{\sum_{k \in \Theta} m_{it}^k} \tau_t^k + 0.05 \sum_{k \in \Theta} \frac{m_{it}^k}{\sum_{k \in \Theta} m_{it}^k} \tau_t^k \right)$$

其中括号内是原先的 FIT 指标，括号外的分子项是全部进口的中间品，分母是全部消费的中间品。用新构造的 FIT 指标进行回归，结果显示在表 14 中。我们用加工贸易比重度量加工贸易，并控制了生产率，企业规模等不同因素，当我们去掉出口强度为 0 或者 1 的极端值时，结果显示利用新构造的 FIT 指标度量企业中间品关税，其下降仍然显著的提高了企业的出口强度，因此考虑从国内购买的中间品并不会影响本文的结论。这进一步证明了，企业中间品关税的下降对企业的出口销售比的提高不仅显著，而且对不同的计量方法和不同的度量方法都非常稳健。

表14: 使用其他企业中间品关税的度量

出口强度	(1)	(2)	(3)	(4)
企业中间品关税(其他)	-0.010***	-0.008***	-0.010***	-0.008***
	(-4.82)	(-3.26)	(-4.73)	(-3.17)
行业最终品关税	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001
	(-0.78)	(-1.01)	(-0.78)	(-1.00)
行业最终品关税 × 加工贸易强度	0.001*	0.002*	0.001*	0.002*
	(1.74)	(1.79)	(1.72)	(1.75)
企业外部关税	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000
	(-0.16)	(-0.04)	(-0.15)	(-0.02)
企业外部关税 × 加工贸易强度	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000
	(-1.15)	(-1.33)	(-1.13)	(-1.33)
加工贸易强度	0.007	0.003	0.007	0.004
	(0.74)	(0.31)	(0.76)	(0.35)
国有企业	0.034	0.050	0.033	0.048
	(1.22)	(1.54)	(1.20)	(1.49)
外资企业	-0.001	-0.004	-0.001	-0.003
	(-0.07)	(-0.17)	(-0.08)	(-0.16)
企业生茶率		-0.048***		-0.048***
		(-5.26)		(-5.28)
劳动力对数			0.008*	0.012**
			(1.71)	(2.00)
去掉出口强度为0或1	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观察值数目	29,210	23,608	29,210	23,608
R平方	0.01	0.01	0.01	0.01

六、结论

本文研究了企业中间品关税的下降对企业出口强度的影响。研究发现，当企业面临更低的中间品关税时，相对于内销，企业会更大的扩展出口，也就是企业的出口销售比会增加。为了得到这个结论，我们构建了针对每个企业的中间品关税指标，这个指标不仅考虑了普通贸易，更将加工贸易纳入其中。我们使用了产品层面的贸易数据和企业层面的生产数据，并进行了严格的筛选，合并和检验，以确保合并的数据具有较强的代表性。

在计量分析中，我们不仅进行了基础的固定效应回归，同时处理了其中存在各种内生性问题。我们发现企业中间品关税指标（FIT）的下降有可能不仅来源于中间品关税本身的下降，还有可能来自于企业自身对加工贸易比重的调整。因此我们用 Heckman 两步法控制了企业自主选择更多加工贸易带来的内生性，并用工具变量处理了企业中间品关税指标中涉及的内生性问题，以及企业游说政府可能造成的内生性。这一系列细致的工作保证了本文计量结果的可靠和准确。

更进一步我们分析了造成上述结果的可能原因。我们发现了企业中间品关税下降提高出口强度的两条可能的影响途径。由于中间品关税下降，企业可以进口更多品种的中间投入品。这样一方面，企业的生产成本降低，利润增加，因此企业可以克服进入出口市场时面临的各种进入壁垒，从而促进更多企业开始进行出口。另一方面，生产出口品的部门由于有更好的国外进货渠道，可以使用效率更高质量更好的投入品，故当企业可以使用更多更便宜的中间进口品时，就促进了生产出口品部门的发展。为了证明这两条渠道的正确性，首先我们在经典的企业异质性模型的基础上，引入了中间品和加工贸易，建立了新的模型来解释本文的结论。之后我们通过实证分析发现，当企业中间品关税下降时，企业有更大的倾向进入出口市场，并且出口更多品种的最终品，这也证明了上述两条影响途径是存在的。

最后，我们使用了不同的计量方法和不同的度量方式进行了稳健性检验。我们使用了一阶差分回归控制时间趋势带来的共变性，使用分位数回归处理残差项的非正态分布，最后我们在企业中间品关税指标的度量中考虑了全部中间品的使用，控制企业进口中间品的异质性。所有这些稳健性检验，都得到了与之前分析一致的结论，即企业中间品关税的下降显著地提高了企业的出口强度，扩大了企业出口占总销售中的比重。

本文的研究结果不仅填补了关于贸易自由化与出口销售比研究的空白，使用中国数据给出了关于出口强度的更多研究结果，具有较强的学术价值。除此之外，本文还具有很强的政策指导意义，首先本文的结论证明了多年以来国家实行的加工贸易政策和税收优惠政策在很大程度上促进了企业的出口强度，说明加工贸易的确是扩大出口比重的重要途径。其次，文章的结论提示我们中间产品的贸易自由化可以进一步扩大企业出口占总销售的比重，在如今

全球需求疲软出口不景气的世界经济背景下,可以通过降低企业面临的中间品关税以及其他投入成本促进企业出口。本文对于企业调整产业结构,扩大内需,促进出口都有一定的参考价值。

参考文献

- [1] Ahn, JaeBin, Amit Khandelwal, and Shang-jin Wei (2011), "The Role of Intermediaries in Facilitating Trade," *Journal of International Economics*, 84(1), pp. 73-85.
- [2] Amiti, Mary and Jozef Konings (2007), "Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia," *American Economic Review* 93, pp. 1611-1638.
- [3] Amiti, Mary and Donald Davis (2011), "Trade, Firms and Wages: Theory and Evidence," *Review of Economic Studies* 79, pp. 1-36.
- [4] Bernard, Andrew and Brad Jensen (1995), "Exporters, jobs and wages in U.S. manufacturing, 1976-1987," *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, pp. 67-112.
- [5] Bernard, Andrew, Brad Jensen and Peter Scott (2009), "Importers, Exporters, and Multinationals: A Portrait of Firms in the U.S. that Trade Goods," in: Duune, T. Jensen J.B., Robert, M.J. (Eds.), *Producer Dynamics: New Evidences from Micro Data*, University of Chicago Press.
- [6] Bernard, Andrew, Brad Jensen and Peter Scott (2010), "Multiple-Product Firms and Product Switching", *American Economic Review* 100(1), pp. 70-97.
- [7] Bonaccorsi, Andrea (1992), "On the Relationship between Firm Size and Export Intensity," *Journal of International Business Studies*, 23(4), pp. 605-635.
- [8] Brooks, Eileen (2006), "Why don't firms export more? Product quality and Colombian plants," *Journal of Development Economics* 80(1), pp. 160-178.
- [9] Cai, Hongbin and Qiao Liu (2009), "Does Competition Encourage Unethical Behavior? The Case of Corporate Profit Hiding in China", *Economic Journal* 119, pp.764-795.
- [10] Dai, Mi, Madhura Maitra, and Miaojie Yu (2012), "Unexceptional Exporter Performance in China? The Role of Processing Trade", CCER Working Paper, Peking University.
- [11] Eaton Jonathan, Samuel Kortum, and Francis Kramarz (2011), "An Anatomy of International Trade: Evidence from French Firms," *Econometrica* 79(5), pp. 1453-1498.
- [12] Feenstra, Robert, Zhiyuan Li, and Miaojie Yu (2011), "Export and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Empirical Investigation from China", NBER Working Paper, No. 16940.
- [13] Feng, Ling, Zhiyuan Li, and Doborah Swensen (2012), "The Connection between Imported Intermediate Inputs and Exports: Evidence from Chinese Firms", mimeo, University of California, Davis.
- [14] Grossman, Gene and Elhanan Helpman (1994), "Protection for Sales," *American Economic Review* 84(4), pp. 833-50.
- [15] Hallak, Juan Carlos (2006), "Product Quality and the Direction of Trade," *Journal of International Economics* 68(1), pp. 238-265.
- [16] Helpman, Laszlo, Miklos Koren, and Adam Szeidl (2010), "Imported Inputs and Productivity," University of California, Berkeley, Mimeo.
- [17] Heckman, James (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47(1), pp. 153-161.
- [18] Hirschman, A. O.(1958), *The Strategy of Economic Development*, Yale University Press.
- [19] Hsieh, Chang-Tai and Peter J. Klenow (2009), "Misallocation and Manufacturing TFP in

- China and India," *Quarterly Journal of Economics*, 124(4), pp. 1403-48.
- [20] Kleibergen, Frank and Richard Paap (2006), "Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition," *Journal of Econometrics* 133(1), pp. 97-126.
- [21] Koener, R. and G. Bassett (1978), "Regression Quantiles," *Econometrica* 46, pp. 107-112.
- [22] Lu, Jiangyong, Yi Lu, and Zhigang Tao (2010), "Exporting Behavior of Foreign Affiliates: Theory and Evidence", *Journal of International Economics* 81(2), pp. 197-205.
- [23] Lu, Dan (2011), "Exceptional Exporter Performance? Evidence from Chinese Manufacturing Firms," mimeo, University of Chicago.
- [24] Melitz, Marc (2003), "The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity," *Econometrica* 71(6), pp. 1695-1725.
- [25] Olley, Steven and Ariel Pakes (1996), "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry," *Econometrica* 64(6), pp. 1263-1297.
- [26] Topalova, Petia and Amit Khandelwal (2011), "Trade Liberalization and Firm Productivity: The Case of India," *Review of Economics and Statistics*, 93(3), pp. 995-1009.
- [27] Yu, Miaojie (2011), "Processing Trade, Tariff Reductions, and Firm Productivity: Evidence from Chinese Product", mimeo, Peking University.
- [28] Yu, Miaojie and Wei Tian (2012), "China's Processing Trade: A Firm-Level Analysis," in Huw McMay and Ligang Song (eds.) *Rebalancing and Sustaining Growth in China*, Australian National University E-press, pp. 111-148.

附录

附录 A1: 证明命题 1

由于 $\frac{dB_r}{d\tau} = -\frac{A_r}{S_r^2} \frac{dS_F}{d\tau} < 0, \forall r = d, x$, 以及企业内销的利润函数为

$$\pi_d(\varphi) = \frac{E_h}{\sigma} (w^{-\beta} \rho \varphi P)^{\sigma-1} (1 + B_d^{\theta-1})^{\frac{(1-\beta)(\sigma-1)}{\theta-1}} - f,$$

$$\text{因为 } \frac{\partial \pi_d(\varphi)}{\partial B_d} > 0, \text{ 所以 } \frac{d\pi_d(\varphi)}{d\tau} = \frac{\partial \pi_d(\varphi)}{\partial B_d} \frac{dB_d}{d\tau} < 0$$

类似的, 由企业出口的利润函数

$$\pi_x(\varphi) = \frac{nv^{1-\sigma}}{\sigma} E_f (w^{-\beta} \rho \varphi P)^{\sigma-1} (1 + B_x^{\theta-1})^{\frac{(1-\beta)(\sigma-1)}{\theta-1}} - f_x,$$

$$\text{可得 } \frac{d\pi_x(\varphi)}{d\tau} = \frac{\partial \pi_x(\varphi)}{\partial B_x} \frac{dB_x}{d\tau} < 0$$

故企业中间品进口成本下降导致企业利润增加 $\frac{d\pi(\varphi)}{d\tau} = \frac{d\pi_d(\varphi)}{d\tau} + \frac{d\pi_x(\varphi)}{d\tau} < 0$

附录 A2: 证明命题 2

要证明企业中间品进口成本下降导致企业出口强度增加, 就是证明 $\frac{d(1/\zeta)}{d\tau} > 0$ 。

$$\text{因为 } \frac{1}{\zeta} = 1 + \frac{E_h}{nv^{1-\sigma} E_f} \left(\frac{1+B_d^{\theta-1}}{1+B_x^{\theta-1}} \right)^{\frac{(1-\beta)(\sigma-1)}{\theta-1}}$$

所以

$$\begin{aligned} \frac{d(1/\zeta)}{d\tau} &= \frac{E_h}{nv^{1-\sigma} E_f} \frac{(1-\beta)(\sigma-1)}{\theta-1} \left(\frac{1+B_d^{\theta-1}}{1+B_x^{\theta-1}} \right)^{\frac{(1-\beta)(\sigma-1)}{\theta-1}-1} \\ &\quad \cdot \frac{(\theta-1) \left((1+B_x^{\theta-1}) B_d^{\theta-2} \frac{dB_d}{d\tau} - (1+B_d^{\theta-1}) B_x^{\theta-2} \frac{dB_x}{d\tau} \right)}{(1+B_x^{\theta-1})^2}. \end{aligned}$$

又由于

$$\frac{dB_r}{d\tau} = -\frac{A_r}{S_r^2} \frac{dS_F}{d\tau} < 0, \forall r = d, x,$$

可知 $\frac{d(1/\zeta)}{d\tau} > 0$ 等价于 $(1+B_x^{\theta-1}) B_d^{\theta-2} A_d < (1+B_d^{\theta-1}) B_x^{\theta-2} A_x$,

$$\text{即 } \left(\frac{1+B_d^{\theta-1}}{1+B_x^{\theta-1}} \right)^{\frac{1}{\theta-1}} > \frac{A_d}{A_x}$$

由 $B_d/B_x = A_d/A_x$, 上式可化简为 $A_x > A_d$. 命题得证。

附表

表 A1:

表A1: 合并前后的统计量: 企业数目

年份 个数	贸易数据		生产数据		合并数据			
	产品	企业	原始数据	筛选数据	原始数据	筛选数据	原始数据	筛选数据
			企业	企业	企业	企业	企业	企业
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
2000	10,586,696	80,232	162,883	83,628	18,580	12,842	21,665	15,748
2001	12,667,685	87,404	169,031	100,100	21,583	15,645	25,282	19,091
2002	14,032,675	95,579	181,557	110,530	24,696	18,140	29,144	22,291
2003	18,069,404	113,147	196,222	129,508	28,898	21,837	34,386	26,930
2004	21,402,355	134,895	277,004	199,927	44,338	35,007	50,798	40,711
2005	24,889,639	136,604	271,835	198,302	44,387	34,958	50,426	40,387
2006	16,685,377	197,806	301,960	224,854	53,748	42,833	59,133	47,591
所有年份	118,333,831	286819	615,951	438,165	83,679	69,623	90,558	76,946

注: 第一列汇报的是年度海关贸易数据中 HS8 位产品层面的月度观察值, 第二列汇报的是每年的企业数目, 第三列汇报的是未经筛选的国家统计局发布的企业生产数据中的企业数目, 第四列汇报的是按照 GAAP 标准筛选后生产数据中的企业数目, 第五列汇报的是用原始生产数据与贸易数据, 通过企业名称合并的数据中的企业数, 第六列汇报的是用筛选后的生产数据按企业名称合并后的企业数目, 第七列是用原始生产数据按企业名称以及邮编电话合并后的企业数目, 第八列是用筛选的生产数据按企业名称以及邮编电话合并后的企业数目。