

加工贸易、企业生产率和关税减免

——来自中国产品面的证据

余淼杰*

摘要 本文研究两个问题：一是不断深化的进口关税减免对我国企业生产率提升有何影响，二是企业参与加工贸易能否有助于促进企业生产率的提升。一方面，最终产品的进口关税减免强化了企业间在本土市场的竞争，从而有助于提高生产率；另一方面，企业参与加工贸易能得到额外的贸易所得，从而促进企业生产率的提升。通过采用 2000—2006 年间我国外贸产品的海关数据和规模以上制造业企业生产方面的大型微观数据，本文构建了各企业所面临的关税税率，并精确计算出企业的全要素生产率。基准回归结果显示，关税下降 10%，企业生产率会上升大约 3%—6%。更重要的是，在考虑企业间由所有权造成的差异性后，发现加工贸易企业相对于非加工贸易企业有更高的生产率。

关键词 加工贸易，贸易自由化，企业生产率异质性

一、引言

本文主要研究加工贸易和关税减免对中国企业生产率的影响。尽管有一些文献探讨过关税减免和企业生产率的关系，但研究加工贸易行为对企业生产率影响的文献却较为稀少。

在许多发展中国家，尤其是在中国、墨西哥和越南，加工贸易是一种十分常见的贸易形式。加工贸易行为是指企业从国外进口原材料或中间产品，在本国加工之后再予以出口，赚取其中的附加价值。为鼓励发展加工贸易，一国政府往往会对作为原料的中间品减免关税。关税优惠加强了进口竞争，并使加工贸易企业的生产率上升。加工贸易还能引发国际上的技术溢出效应

* 北京大学国家发展研究院。通信地址：北京大学国家发展研究院中国经济研究中心；电话：(010) 62753109；E-mail: mjyu@ccer.edu.cn。作者非常感谢 Robert Feenstra, Lisa Cameron, Robert Elliott, Penny Goldberg, Munisamy Gopinath, Tomohiki Inui, Amit Khandelwal, Samuel Kortum, Mary Lovely, Devashish Mitra, Will Martin, Robert Staiger, James Tybout, Linda Yueh, David Weinstein, Fredrik Wilhelmsson, Zhihong Yu, 姚洋、魏尚进、陈波、田巍非常有利的建议。感谢国家自然科学基金(编号: 71003010)的财务资助。感谢主编和两位审稿人的有益建议。此外, 感谢张煦和张昊同学出色的助研工作。当然, 文责自负。

和国内企业的学习效应,这种学习效应能使从业企业获得更快的生产率增长速度。更重要的是,加工贸易行为有助于企业提升其产成品质量(Halpern *et al.*, 2010)。此外,企业的所有权结构往往也能决定企业是否能得到溢出效应的帮助。具体而言,外资企业(FIEs)更易享受到国际溢出效应的影响,并有较高的生产率,而国有企业(SOEs)则由于效率相对低下,生产率也较低。

过去的十年中,中国对外贸易的增长速度十分惊人,现已取代德国成为世界上最大的出口国。事实上,外资企业和加工贸易给中国的出口增长提供了巨大的推动力,加工贸易出口额自1995年起占到了中国出口总额的50%以上。与此同时,外资企业出口额占出口总额的比重从1992年的20%迅速增长到了2006年的60%,外国对华直接投资在1994年一度攀升至GDP总额的6%,并于随后稳定在3%左右(Naughton, 2006)。此外,自2001年加入世界贸易组织(WTO)以来,中国根据承诺将关税税率从2001年的18.53%降低到了2006年的8.87%。

本文通过运用高度细化的外贸产品海关数据库和规模以上制造业企业生产数据库的大型微观数据进行实证检验,发现加工贸易企业在自由贸易中能够提高生产率。同时,本文还分析了由于企业所有权不同造成的增长率差异。据笔者所知,本文或许是第一篇运用中国几个大型微观数据库分析中国的生产率和贸易自由化问题的文章,在此之前,虽有大量文献阐明关税降低会通过加强进口竞争提高生产率(如Tybout, 2000; Bradford and Lawrence, 2003; Rodrik, 2006),但却少有研究探讨加工贸易是否会有助于企业提高生产率。

首先,本文使用改进版的Olley Pakes(1996)法(下文简称OP法)来度量企业的生产率。企业的全要素生产率须使用Olley Pakes(1996)法才能准确计算,而为了适应中国的实际情况,我们又对其进行了必要的修正和扩展,以控制由于使用普通最小二乘法(OLS)估计所带来的联立性偏差和选择性偏差。

其次,本文将中国的加工贸易划分为几种具体类别,包括来料加工和进料加工等。对属于每一个特定类别的加工企业,本文都仔细研究了关税下降和相应类别的自身特点对企业生产率变化的影响。更为重要的是,我们发现企业在加工贸易中所得利益与企业的所有权结构紧密相关。外资企业有较高的生产率,而国有企业则生产率较低。有趣的是,从事加工贸易的外资企业比其他外资企业的生产率要低。

再次,由于我国的宏观数据可信度常常遭受怀疑,本文在分析时采信了最为细化的微观数据。事实上,中国的宏观数据和微观数据的加总常有出入,Holz(2004)就曾强调使用中国宏观统计数据所可能带来的误差。因此,用宏观工业数据得到的全要素生产率往往比较混乱,并有所争议。例如

Young (2003) 运用宏观工业数据就曾发现, 改革开放以来中国全要素生产率应该十分低甚至是负的, 这显然与直觉相悖。为避免使用宏观数据可能带来的统计误差, 本文使用企业水平上的生产数据进行回归, 并先根据企业的资产、劳动力、原料及中间投入品等信息, 计算出企业全要素生产率。更为重要的是, 根据企业生产数据中的出口值信息, 本文构造出企业面临的关税指数, 用以精确估计企业参与国际贸易的程度, 这较使用行业水平的关税税率的过往研究更为可信。

最后, 本文采用工具变量法来控制生产率和进口关税之间可能存在的反向因果关系。控制了这些内生变量的影响之后, 回归依然表明关税的下降会促进企业生产率的生长。此外, 由于存在溢出效应等原因, 加工贸易企业比非加工贸易企业有更显著的生产率增长。

本文的研究丰富了对生产率和贸易自由化关系研究的文献。在计算生产率时, 一些文献如 Trefler (2004) 侧重于劳动生产率, 而更多的研究则关注全要素生产率。早期的学术研究主要使用产业水平数据来衡量全要素生产率, 包括 Tybout *et al.* (1991)、Levinsohn (1993)、Harrison (1994) 以及 Head and Ries (1999) 的研究俱是如此。而近期的研究则较多地立足于企业数据, 例如 Pavcnik (2002) 以及 Amiti and Konings (2007) 的研究。比这些研究更进一步的是, 本文的分析不仅运用了企业层面的微观生产数据, 还用了产品层面的数据来进一步探究贸易自由化和生产率之间的关系。

事实上, 无论是对发达国家还是对发展中国家的研究, 均已有许多文献讨论了生产率和贸易自由化之间的关系。研究发达国家的成果包括 Bernard *et al.* (2006) 对美国、Trefler (2004) 对加拿大所做的讨论。但更多的研究则在关注发展中国家, 例如 Bustos (2009) 对阿根廷、Scholar (2004) 对巴西、Tybout *et al.* (1991) 和 Pavcnik (2002) 对智利、余淼杰 (2010) 对中国、Harrison (1994) 对科特迪瓦、Krishna and Mitra (1998) 和 Topalova and Khandelwal (2010) 对印度、Amiti and Konings (2007) 对印度尼西亚、De Loecker (2007) 对斯洛文尼亚、Iskan (2008) 对墨西哥以及 Levinsohn (1993) 对土耳其所做的讨论。¹

尽管中国是世界上最大的发展中国家, 但相对而言较少有研究探讨中国企业绩效和贸易自由化的关系。Jefferson *et al.* (1996) 较早、较为系统地探讨了全要素生产率。而 Koopman *et al.* (2008) 则通过修正 Hummels *et al.* (2001) 提出的“垂直分工”概念, 以及重制投入产出表、对国内的附加值产品估值, 来考查“中国制造”的产品附加值在出口总额中的比例。Lu *et al.* (2010) 还发现在华的外国企业子公司中, 从事出口贸易企业的生产率

¹ 一些其他学者的研究工作, 例如 Van Biesebroeck (2005)、De Loecker (2007) 以及 Park *et al.* (2010) 的工作, 也探讨了生产率提升和出口增长的关系。

要低于不从事出口贸易企业的生产率。Brandt *et al.* (2009) 近期的一项研究则表明, 在1998—2006年间, 中国是世界上生产率增长速度最快的国家之一, 这项研究使用了和本文相同的企业微观生产数据。²然而迄今为止, 鲜有研究工作通过运用企业数据, 来系统性地探讨贸易自由化(特别是加工贸易)对中国企业生产率的作用, 本文力图填补这项空白。

本文也丰富了我们对于生产率增长源的认识。如Amiti and Konings (2007) 指出的, 生产率的增长主要来源于以下三个方面: 一是竞争效应, 当贸易壁垒较低时, 迫于更激烈的进口竞争, 国内企业不得不缩减自己的利润和市场份额, 同时必须竭力提高自身的生产率以期在市场中继续存活(Helpman and Krugman, 1985)。二是溢出效应, 从事对外贸易的企业更可能获得国际技术的外溢, 具体方式包括获得外国直接投资(Keller and Yeaple, 2009)、为产品加工进口高质量的中间产品, 或者通过出口的学习效应获益(De Loecker, 2007)。三是再分配效应, 通过对生产要素进行有效的再分配, 企业能够显著地提高自身的生产率。Hsieh and Klenow (2009) 即认为如果资产和劳动力要素能够得到更高效的分配, 中国的全要素生产率能够获得25%的一次性增长。但该研究仅立足于企业间的资源分配, 对企业内部生产率提升少有涉及。本文主要研究了前两种效应对生产率的影响, 再分配效应的作用则留待后续研究。

与之前所有工作类似, 由于难以得到衡量各种非关税壁垒的数据, 本文在分析中并未计算它们的影响。但是, 由于本文无意探讨贸易自由化的完整效应, 所以这一局限并不影响本文的结论。此外, 本文也无意具体探索加工贸易和关税的下降影响企业生产率的各种渠道。³在本文中我们想首先研究: 加工贸易, 作为贸易自由化在中国催生的新元素, 是否能协同关税减少影响企业生产率。而如果有, 作用又有多大。回答这两个问题方是本文主旨之所在。

本文结构如下: 第二部分介绍计量经济方法; 第三部分为数据描述; 第四部分汇报回归结果和稳健性检验; 第五部分为小结。

二、计量回归方法

本部分主要介绍全要素生产率的算法, 并据此展开我国贸易自由化对企业生产率影响的实证分析。

(一) 全要素生产率的度量

相关文献在研究全要素生产率时, 通常使用Cobb Douglas生产函数来体

² 此外, Feenstra *et al.* (2011) 认为中国企业的信贷约束和生产率共同影响其出口额。而Fernandes and Tang (2010) 还探讨了中国的纯装配企业和进口加工企业的所有权及控制权问题。

³ 我们正在进行的另一个课题则通过建立一般均衡理论模型研究这个问题。

现技术进步的作用。⁴本文与 Amity and Konings (2007) 一致, 采用下式刻画企业技术进步:

$$Y_{it} = \pi_{it}(\tau_{it}) M_{it}^{\beta_m} K_{it}^{\beta_k} L_{it}^{\beta_l}, \quad (1)$$

其中 Y_{it} 、 M_{it} 、 K_{it} 、 L_{it} 分别是企业 i 在第 t 年的产出、中间投入品、资本和劳动力。企业 i 在第 t 年的生产率 π_{it} 取决于同期关税 τ_{it} 。⁵现对 (1) 式做对数变换:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_m \ln M_{it} + \beta_k \ln K_{it} + \beta_l \ln L_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

通常, 全要素生产率就可通过估计真实产出和拟合值 $\ln Y_{it}$ 之间的索洛残差来获得:

$$TFP_{it} = \ln Y_{it} - \ln Y_{it}^*. \quad (3)$$

但该方法受到联立性偏差和选择性偏差这两个问题的困扰。Marschak and Andrews (1944) 最早指出, 企业至少能够预测到全要素生产率的部分变化, 并据此优化要素投入以使利润最大化。所以, 全要素生产率对企业的要素投入有内生的反向作用。如果不考虑这一点, 将会错误地估计企业的利润最大化决策。此外, 企业的动态行为还会引入选择性偏差。在国际竞争中, 那些生产率低下的企业最终会被淘汰, 生产率高的企业则得以继续存活 (Krugman, 1979; Melitz, 2003)。在一组面板数据中, 被观测到的都是幸存下来的企业, 生产率较低并退出市场的企业则被遗漏。这意味着统计回归中的样本并不是通过随机选择产生的, 并会因此造成估计偏差。

Olley and Pakes (1996) 给出了一种可以处理这些联立性偏差和选择性偏差的计量方法。此后, 包括 De Loecker (2007)、Amity and Konings (2007)、Keller and Yeaple (2009) 在内的学者, 也对全要素生产率的计算方法进行了修正和改进。本文则将采用扩展的 Olley Pakes 方法来计算企业的全要素生产率。⁶

首先, 本文使用了工业水平上的平减价格来度量全要素生产率。关于生产函数的测算, Felipe 等 (2004) 曾强调应以货币变量的形式来度量产出可能产生的估计误差, 这种方式实际上只是对会计恒等式的估计。⁷其次, 由

⁴ 另一种方法是使用超对数生产函数, 这种方法与 Cobb Douglas 生产函数有相似的估计结果。

⁵ 目前学界通常认为关税的变化会影响同期生产率(如见 Amity and Konings, 2007)。但如匿名审稿人所指出的, 现实中关税对生产率的影响也可能有一段时滞。采用滞后一期(或更多期)的关税来考察其对生产率的影响并不会改变本文的研究结果。为节省篇幅, 正文中没有汇报, 但有兴趣的读者可联系作者索要。

⁶ 另外一个比较准确的计算全要素生产率的方法是运用系统 GMM 方法 (Blundell and Bond, 1998)。该方法假设劳动力也会与生产率冲击相互关联 (Akerberg et al., 2006), 所以在计算全要素生产率中着重考虑了劳动力的动态变化。估计关税及运用系统 GMM 法所得生产率结果相似。限于篇幅, 结果不在正文中汇报。

⁷ 为了精确地计算全要素生产率, 理论上应该根据具体产品的价格计算“实物生产率”(Foster et al., 2005)。但和其他许多研究一样, 我们难以得到每个企业所有产品的价格。因此, 作为折中, 本文将使用产业层面的价格来平减企业的产出。

于中国加入 WTO 会给企业带来一正向需求冲击,从而得以使企业扩大生产规模,这也会反过来加大计算全要素生产率时的联立性偏差。所以,本文在计算时将中国 2001 年加入 WTO 这一事件纳入考虑。再次,为在计算全要素生产率中体现企业的进出口行为的作用,本文构建了两个虚拟变量,其中一个为出口变量,另一个为进口变量。这样,相对于以前的研究,我们就能够进一步地体现企业的外贸行为对生产率可能产生的影响。当然,一家企业即使同时有进口和出口业务也不一定是加工贸易企业。⁸所以,需要强调的是,在下一步研究加工贸易对生产率的回归中,我们是用海关数据来直接判断企业是否从事加工贸易:产品层面海关数据有一个变量专门汇报企业进出口的产品是属于一般贸易还是来料加工贸易。

(二) 回归模型

在这一部分,我们建立的实证回归框架如下:

$$TFP_{it}^{OP} = \alpha_0 + \alpha_1 \tau_{it} + \alpha_2 PE_{it} + \theta X_{it} + \varpi_i + \eta_t + \mu_{it}, \quad (4)$$

其中, TFP_{it}^{OP} 是用 Olley Pakes 法回归的企业 i 在第 t 年的全要素生产率,而 τ_{it} 则代表企业 i 在第 t 年的基于产品数上的加权关税⁹, PE_{it} 是标示企业 i 在第 t 年是否进行加工贸易的虚拟变量。¹⁰ 另外, α_1 衡量了企业之间的进口竞争效应,因此应该是负值, α_2 则衡量了企业从事加工贸易时可能获取的收益。 X_{it} 代表企业 i 在第 t 年的其他控制变量,例如企业利润值、产业利润值、赫芬达尔市场集中度指数、资产利用状况和所有权类型。传统观念认为国有企业的经济效率相对较低,因而生产率也较低。比较而言,由于拥有国际技术溢出的助益 (Keller and Yeaple, 2009), 或是面临更宽松的融资约束 (Feenstra *et al.*, 2011), 外资企业通常有较高的生产率。因此,本文特地构造了国有企业和外资企业两个虚拟变量来标示企业的所有权属性。

进一步的,对于那些市场比较分散、垄断力量较弱、不易获取高额利润的产业部门,处于其中的企业必须竭力提高自身的生产效率从而得以存活。为了证明在那些最初比较分散的产业中,关税下降所带来的生产率提升并非只是由于缺少控制市场结构而造成的,本文还引入了以下三个有一年滞后的控制变量,以期将不同变量对生产率的作用揭示出来:一是企业的成本加成 (markup), 遵循 Nickell (1996) 以及 Keller and Yeaple (2009) 的方法,它定义为公司销售额除以销售额及利润的差;二是定义在统一编码 2 位码上的

⁸ 如批发企业也同时开展进口和出口业务,但却不从事任何加工作业。本文现已在企业数据库中剔除掉这类批发企业以避免可能产生的误差。感谢匿名审稿人在这提出的有益建议。

⁹ 本文稍后将详细介绍如何进行加权。

¹⁰ 加工贸易可细分为来料加工等 16 个种类,如企业从事任一类加工贸易,则虚拟变量取 1。

行业成本加成；三是赫芬达尔集中度指数，它定义为在统一编码2位码上的企业市场占有率的平方和。最后，企业的不同要素禀赋可能会影响到其生产率的实现情况，在回归估计中我们也加入企业的资本利用情况，这一指标通常是被定义为资本劳动力比的对数。

当然，除此之外，现实世界中还存在着其他因素会对企业的生产率产生影响。限于数据，我们不可能构建经济变量加以一一控制。但是，这些可能的影响因素可以归入回归的误差项。如 Wooldridge (2002) 所述，在计量上我们则可以通过如下方法加以控制：将模型的误差项分成三个部分。一是每个企业自身的固定效应 ω_i ，用以控制一些不随时间变化的因素，譬如企业的所在地；二是随年份变化的固定效应 η_t ，用以控制一些不随企业变化的因素，譬如人民币的升值；三是特异性效应 μ_{it} ，其服从于正态分布 $\mu_{it} \sim N(0, \sigma_{\mu}^2)$ ，用以控制其他尚留的因素。

三、数 据

为充分地研究贸易自由化对企业生产率的影响，本文采用了以下三组最细化的大型微观面板数据：海关总署提供的各企业每一笔外贸产品数据、我国规模以上工业企业数据及世界银行提供的6位码的我国进口关税数据。

(一) 企业水平的生产数据

计算企业生产率所用到的企业层面数据是来自国家统计局对规模以上企业的年度调查。本文采用的数据的时间跨度为2000—2006年¹¹，企业总数从2000年的162885家上升到2006年的301961家。我国制造业中的全部国有企业、年销售额在500万元人民币以上的非国有企业被收集进这个数据库¹²，变量则包括三大会计报表（即资产负债表、损益表和现金流转表）上的一百多个财务变量信息。

这一数据库内容之丰富不言自明。但由于各种原因，部分企业提供的信息可能不够准确，从而使其中一些样本可能存在误导性。¹³与谢千里等（2008）的研究类似，本文将使用如下标准去除异常样本：首先，重要财务指标（如

¹¹ 由于企业微观数据所限，我们无法调查更长的时间跨度。但样本期间显示出来的关税在不断下降及企业生产率上升这两大特点，在样本考察期之前更长的时间也是符合我国事实的：我国非加权关税自1992年的42%左右一直下降到2000年的15%左右（见海关历年数据；或余淼杰，2009）而制造业行业生产率在整个20世纪90年代也是上升的（有关宏观数据方面的论文见郑京海等，2009；吴延瑞，2009）。作者感谢匿名审稿人提出这一点。

¹² 事实上，每年由中国国家统计局发布的《中国统计年鉴》，其中工业部门的整体数据就是编制自这一数据库的。

¹³ 例如，一些家族企业并没有建立正规的会计系统，其会计报表往往以“元”为单位，而规范的要求是以“千元”为单位。

企业总资产、固定资产净值、销售额和工业总产值)有遗漏的样本被剔除;其次,雇员人数在10人以下的企业样本也被剔除。¹⁴还有,如同Cai and Liu (2009)、Feenstra *et al.* (2011)的研究一样,遵循一般公认会计准则(GAAP),本文还剔除了发生以下情况的企业样本:(1)流动资产超过固定资产的企业;(2)总固定资产超过总资产的企业;(3)固定资产净值超过总资产的企业;(4)没有识别编号的企业;(5)成立时间无效的企业(例如成立时间在十二月之后或在一月之前)。

(二) 产品水平的贸易数据

从中国海关总署所得的外贸产品数据覆盖了各贸易企业产品目录下的各种信息,包括产品的贸易价格、贸易额和统一编码8位码的产品价值。表1中上半部分的第一行列出了每年的外贸交易数量。值得一提的是,这一数据集不仅包含进出口数据,还细分出许多具体类别加工贸易部门的数据。

表1 基本数据摘要

观测样本数 ^a	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
产品水平的贸易数据							
交易数量	10 586 696	12 667 685	14 032 675	18 069 404	21 402 355	24 889 639	16 685 377
贸易企业数 ^b	74 225	76 235	68 130	61 017	99 707	118 765	142 273
(2000—2006)贸易企业总数							(总数=654 352)
有效企业数 ^c	21 869	17 485	12 625	15 241	40 143	55 168	55 493
(2000—2006)有效企业总数 ^d							(总数=218 024)
企业水平的生产数据							
企业数量	162 885	171 256	181 557	196 222	276 474	271 835	301 961
(2000—2006)贸易企业总数							(总数=1 033 276)
有效企业数 ^e	43 239	35 374	37 037	53 843	86 477	72 626	104 677
有效企业总数 ^f							(总数=433 273)
合并后企业总数							(总数=31 393)

注:(a) 8位码统一编码水平上的多种产品月度贸易数据来源于中国海关总署,企业水平上的年度会计数据来源于中国国家统计局,6位统一编码水平上的年度关税数据来源于世界贸易组织。(b) 贸易企业数指曾在海关总署有记录的外贸企业数量。(c) 有效企业数指拥有有效邮政编码和电话号码信息的外贸企业数量。(d) 贸易企业总数指在2000年到2006年间,(b)项所列企业中所有有效企业的数量总和。(e) 有效企业数指在企业的财会数据集中标示出有效邮政编码和电话号码信息的企业数量。(f) 有效企业总数指在2000年到2006年间,(e)项中有效企业的数量总和。(g) 合并企业总数指在海关记录 and 财会数据集中同时出现的企业数量。

自1995年起,中国加工贸易的贸易额一直占到总贸易额的50%以上。具体的,加工贸易具体被分为16个种类,但其中有两种是尤为重要的:来料加工和进料加工。¹⁵在前一种类型的贸易中,本国企业免费从其国外贸易伙伴处

¹⁴ Levinsohn and Petrin (2003)在其研究中考查了所有工人数目在10个以上的智利企业,本文遵循了此项标准。

¹⁵ 加工贸易的其余分类主要还有: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)等。

获得原材料和组装配件, 但必须将加工后的成品出售给指定的同一国外进口商。相反, 对从事来料加工贸易的企业, 自行进口原材料并加工后, 可以将产品售给国外的任何企业。在 20 世纪 80 年代, 由于大多数中国企业缺乏足够的资金从事进口业务, 以来料加工为代表的“三来一补”现象十分常见。而自 20 世纪 90 年代起, 进料加工贸易也逐渐发达起来。

表 2 则是按年份和贸易类型整理的一份中国产品贸易数据摘要。具体的, 在 17 170 641 个 2000 年到 2006 年间统一编码 8 位码的观测样本中, 有 40% 是一般贸易, 它们创造了中国出口总额的 24%。这表明一般贸易的平均贸易额比加工贸易的平均贸易额要低。在占总样本数 60% 的加工贸易观测样本中, 其中 9% 的产品数据属于来料加工 (编码: 14), 它们贡献了出口总额的 11%。

中国于 2001 年加入世贸组织之后, 不再将进料加工贸易的数据单列于这份数据集之中, 而是将其归入占贸易总额 55% 的“其他种类加工贸易” (编码: 99)。对于进料加工贸易, 尽管我们只掌握了其前两年的数据, 但依然发现它们占到了这七年贸易总额的 10%。为了准确地衡量来料加工与进料加工两者间的差别, 本文着重关注了 2000 年和 2001 年这两年的数据。此外, 表 2 还表明, 除 2006 年以外, 中国的贸易总额正在逐年递增。2006 年度的贸易额缩减, 则是人民币在 2005 年升值所造成的 (Yu, 2009)。

表 2 中国不同贸易种类的产品海关数据

类别	年份						合计 (百分比)	
	2000	2001	2002	2003	2004	2005		2006
观测样本数(8 位码统一编码)								
10	348 634 (2.03%)	534 180 (3.11%)	679 058 (3.95)	1 042 585 (6.07%)	1 369 341 (7.97%)	1 512 498 (8.80%)	1 289 312 (7.51%)	6 775 608 (39.46%)
14	138 380 (0.81%)	188 227 (1.09%)	194 673 (1.13%)	219 349 (1.27%)	293 621 (1.71%)	297 851 (1.74%)	218 479 (1.27%)	1 550 580 (9.03%)
15	762 254 (4.44%)	881 097 (5.13%)	—	—	—	—	—	1 643 351 (9.57%)
99	139 600 (0.81%)	146 614 (0.85%)	1 048 472 (6.11%)	1 320 835 (7.69%)	1 615 786 (9.41%)	1 631 738 (9.50%)	1 298 057 (7.56%)	7 201 102 (41.94%)
合计	1 388 868 (8.09%)	1 750 118 (10.19%)	1 922 203 (11.19%)	2 582 769 (15.04%)	3 278 748 (19.10%)	3 442 087 (20.05%)	2 805 848 (16.34%)	17 170 641 (100%)
贸易总额								
10	1.81e+10 (1.58%)	2.57e+10 (2.24%)	2.62e+10 (2.28%)	4.10e+10 (3.57%)	5.68e+10 (4.95%)	6.45e+10 (5.62%)	3.83e+10 (3.33%)	2.71e+11 (23.61%)
14	6.54e+09 (0.57%)	8.77e+09 (0.76%)	8.32e+09 (0.72%)	9.79e+09 (0.85%)	2.77e+10 (2.41%)	4.45e+10 (3.87%)	1.87e+10 (1.63%)	1.24e+11 (10.84%)
15	5.32e+10 (4.63%)	6.17e+10 (5.37%)	—	—	—	—	—	1.15e+11 (10.01%)
99	4.35e+09 (0.37%)	5.09e+09 (0.44%)	7.79e+10 (6.79%)	1.19e+11 (10.36%)	1.59e+11 (13.85%)	1.74e+11 (15.18%)	9.76e+10 (8.51%)	6.37e+11 (55.53%)
合计	8.22e+10 (7.16%)	1.01e+11 (8.82%)	1.12e+11 (9.80%)	1.70e+11 (14.79%)	2.43e+11 (21.23%)	2.83e+11 (24.69%)	1.55e+11 (13.48%)	1.15e+12 (100%)

注: 贸易类型——10 代表一般贸易、14 代表来料加工、15 代表进料加工、99 代表其他种类加工贸易。

(三) 高度细化的关税数据

关税数据可以直接从 WTO 相关网站获取¹⁶, 本文调用了中国 2000 年至 2007 年间在统一编码 6 位码水平上的关税数据。¹⁷ 由于产品贸易数据是基于 8 位码水平上的, 本文将首先把关税数据整合入产品贸易数据当中。由于本文着眼于研究贸易自由化对企业生产率的平均影响力度, 我们可以直接使用从价关税的平均税率来度量贸易自由化的程度。

表 3 列出了自 2000 年至 2006 年间统一编码 2 位码水平上的从价关税税率 (ν)。在其中的 15 个产业门类中, 纺织品和服装 (编号: 50—63) 的平均进口税率最高, 鞋帽 (编号: 64—67) 紧随其后。矿产 (编号: 25—27)、机械和电气产品 (编号: 84—85) 的税率则较低。

表 3 2 位码统一编码的产业平均关税税率 (%)

产业小类	关税种类	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
(01—05)	产业产品税率	22.33	18.24	14.99	13.45	12.21	10.80	11.14
	企业加权税率	0.71	0.24	0.31	0.21	0.21	0.41	0.42
(06—15)	产业产品税率	16.66	15.16	11.42	10.99	9.93	9.43	9.52
	企业加权税率	1.39	0.99	0.70	0.72	0.59	0.62	0.59
(16—24)	产业产品税率	20.23	16.49	14.26	13.42	12.65	11.76	10.32
	企业加权税率	2.29	2.25	1.19	0.95	1.13	1.16	1.01
(25—27)	产业产品税率	12.25	11.58	7.96	7.65	7.12	6.93	7.00
	企业加权税率	4.35	3.97	3.72	3.16	2.37	2.88	2.26
(28—38)	产业产品税率	15.16	13.81	9.64	8.84	8.08	7.69	7.64
	企业加权税率	4.60	4.10	3.19	3.10	2.76	2.92	2.83
(39—40)	产业产品税率	17.53	16.10	11.69	10.36	9.39	8.89	8.96
	企业加权税率	4.66	4.62	3.77	3.51	2.87	3.13	3.88
(41—43)	产业产品税率	22.42	19.38	15.93	14.61	12.82	12.11	11.75
	企业加权税率	9.20	8.01	7.00	6.12	5.27	5.77	6.11
(44—49)	产业产品税率	18.34	16.31	12.04	10.46	9.13	8.22	8.49
	企业加权税率	6.54	5.63	4.74	4.13	3.44	3.41	3.65
(50—63)	产业产品税率	26.79	21.81	17.92	15.69	13.66	12.50	12.47
	企业加权税率	13.20	10.47	9.68	8.55	7.64	7.02	7.53
(64—67)	产业产品税率	22.88	21.51	18.05	17.10	15.99	15.76	15.26
	企业加权税率	16.09	17.02	15.02	14.10	14.65	14.25	14.29
(68—71)	产业产品税率	18.98	17.97	14.01	12.87	11.37	10.98	10.69
	企业加权税率	9.55	9.34	6.85	6.73	5.66	5.41	5.72

¹⁶ <http://tariffdata.wto.org/ReportersAndProducts.aspx>.

¹⁷ 在 WTO 的网站上并没有 2000 年的中国关税数据, 但却可以查阅到 1996 年和 1997 年的数据。由于中国在 1997 年至 2000 年间不曾大幅度下调关税, 所以本文使用了 1997 年的关税数据来替代 2000 年的关税数据。

(续表)

产业小类	关税种类	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
(72—83)	产业产品税率	14.56	13.48	10.12	9.38	8.79	8.65	8.80
	企业加权税率	5.20	4.79	4.11	3.95	3.57	3.59	3.79
(84—85)	产业产品税率	13.59	12.71	7.63	6.61	6.10	5.85	5.84
	企业加权税率	4.21	3.94	3.26	3.02	2.89	2.72	2.68
(86—89)	产业产品税率	19.71	17.43	15.80	13.66	12.63	12.61	11.78
	企业加权税率	7.07	8.42	5.79	6.05	6.84	5.56	4.96
(90—97)	产业产品税率	19.12	16.34	12.74	11.39	9.95	9.07	8.97
	企业加权税率	7.49	6.71	5.42	4.73	4.35	3.76	4.01
平均税率	产业产品税率	18.53	16.24	12.09	10.66	9.48	8.97	8.87
	企业加权税率	6.74	5.97	5.11	4.67	4.21	4.06	4.28

数据来源：作者计算所得。

本文旨在研究关税税率对企业生产率的影响，而一个企业会进口多种商品，因此如何计算企业所面临的关税水平便显得十分重要。在衡量各种产品对企业的重要程度时，理想的方法是比较该企业各种产品所有产出的国内总价值，但这类数据目前尚不可得。根据 Melitz (2003) 的研究，高生产率的企业除了能在国内销售其产品外，同时也会出口。如此，则出口产品同时也会在国内市场上销售。若假定企业的同一种产品在国内外销售的比例相同，则可利用该产品的出口总价值来构造下面这一指数 (τ_{ijt})，亦即是产业 j 中的企业 i 在第 t 年产出产品的加权关税指数：

$$\tau_{ijt} = \sum_k \left[\frac{m_{ijt}^k}{\sum_k m_{ijt}^k} \right] v_{jt}^k,$$

其中，括号中的分数代表产品 k 在该企业所有产品中所占的权重 (m)，这一权重通过产品的出口值来度量。¹⁸

在将统一编码 2 位码中的产业合并为 15 个产业门类后，我们还在表 3 中列出了企业平均关税。在每一类中，企业产出的加权平均关税均低于产业的产品简单平均关税。这一现象的经济学解释是，进口关税更低的产品在企业产出中所占的价值比例会更高。当一种产品面临的进口竞争十分激烈（亦即有更低的进口关税）时，企业会竭力提高产品的质量，进而推高这种产品的单价和相应产出的总价值。结果，这种产品的权重提升了，而企业所有产品的价值也提升了。¹⁹尽管如此，无论在产业水平上还是在企业水平上，关税都在逐年下降。

¹⁸ 然而必须注意到，受限于数据采集的困难，我们无法利用这种方法计算那些只在国内销售的产品

的权重。
¹⁹ 值得注意的是，在畜牧业(编码: 01—05)、植物种植业(编码: 06—15)和食品加工业(编码: 16—24)中，企业产出的加权平均关税要比产业产品的平均关税低得多。但是，本文进行的估计主要应用于制造业的企业，企业生产数据集中并没有包含农畜业的数据。

(四) 数据处理

如前所述,企业层面的生产数据是度量企业全要素生产率的关键工具,而产品层面的贸易数据则被用于辨识企业是否从事加工贸易。但是,将企业生产数据和产品贸易数据合并会面临一定的技术困难。虽然这两个数据集内都有相同企业标识编号,但两组数据的编码系统却完全不同。贸易数据库中的企业编号为10位的,企业数据库编号则为9位,难以将它们统一起来并加以分析。

为解决这一问题,本文采用了另外两个变量来标示每个企业:邮政编码和电话号码的后7位。²⁰这是因为每个企业都会属于某个邮政区域,并有自己独享并且唯一的电话号码。

从表1中可见,每个企业和其贸易伙伴间存在着多种产品的贸易。在2000—2006年间,654 352个企业样本完成了超过6 000万宗月度外贸交易。使用邮政编码和电话号码对企业进行识别时,本文还剔除了有如下特征的企业样本:(1)没有邮政编码或联系电话的企业;(2)邮政编码无效(即编码数字小于100000)的企业;(3)7位电话号码无效(即号码数字小于100000)的企业。经过这些严格的筛选之后,仍有218 024家企业的产品贸易数据保持有效,占到了全部640 352个企业样本中的34%。同理,对企业生产数据集,剔除掉其中邮政编码或电话号码无效的样本后,剩余的企业样本数为973 207。继续按照先前的标准进行筛选,则还剩下433 273个企业样本,占到了973 207家企业中的44.5%。

在此基础上,我们即可以将产品贸易数据和企业生产数据归并整合起来。在这两个数据集中同时出现的贸易企业共有31 393家,只占产品贸易数据集中有效企业数的大约15%,占企业生产数据集中有效企业数的大约8%。从中我们可以观察到我国出口分布中的两个重要现象:

第一,从平均意义上讲,样本中的出口企业相比样本外的企业有更高的出口额。整合之后,企业产品数据集中只剩下8%的样本(其中4.8%为出口企业、3.2%为进口企业),这说明有超过90%的大型企业并没有参与国际贸易。注意到由于那些缺少有效标识编号的出口企业被剔除,出口企业的比例很可能遭到低估。Feenstra *et al.* (2011)发现,2000—2007年间有27%的大中型企业有出口贸易。去掉2007年数据后,可以发现这个比例仍是稳定的(在2000—2006年间约为24%)。尽管本文使用的数据只包括了大约21%的大型出口企业²¹,但它们仍然贡献了中国所有大型出口企业出口额的45%以

²⁰ 另一种替代的方法是使用企业的中文名称标示企业,但由于同一企业在两个数据集里的名称未必是完全一致的,故使用这种方法可能丢失高达85%的观测样本。

²¹ $4.8\%/24\% \approx 21\%$ 。

上, 在这个意义上, 本文回归所用的数据具有普遍的代表性意义。

第二, 大部分参与国际贸易的企业规模都比较小。依据海关总署在 2000 年至 2006 年间的相关数据, 此间共有 218 024 家企业从事国际贸易, 但其中只有 31 393 家规模较大, 也就是说 85% 的贸易企业在规模之下 (即年销售额在 500 万元人民币以下)。²²

最后, 表 1 还统计了在 2000 年至 2006 年间企业进入和退出市场的情况。显然, 在 2005 年人民币升值之前, 进入市场的企业比退出的多, 2005 年之后这一情况则发生了逆转。

(五) 统计摘要

表 4 汇报了使用 OP 法进行估计的中国企业投入要素的弹性, 并在统一编码 2 位码的水平上进行了分类。本文首先将 97 个统一编码 2 位码的产业分类归并为 15 个大的门类, 继而估计了它们的继续存活概率和要素投入弹性。企业在第二年继续存活的概率介于 0.977 到 0.996 之间, 均值为 0.994。也就是说, 此段时期样本中企业退出现象比较罕见。²³

表 4 Olley-Pakes 法的企业各投入要素弹性及全要素生产率估计

2 位 HS 码下的产业分类	TFP (OP)	劳动力 OP	原材料 OP	资本 OP
动物和动物制品 (01—05)	1.126	0.056 ** (3.32)	0.888 ** (55.36)	0.048 ** (1.80)
植物和植物制品 (06—15)	1.286	0.007 (0.49)	0.891 ** (68.05)	0.052 ** (5.49)
食品、饮料、酒、醋、烟草及其制品 (16—24)	1.529	0.036 ** (2.23)	0.874 ** (68.48)	0.044 (1.07)
矿产品 (25—27)	0.686	0.035 * (1.70)	0.872 ** (51.00)	0.099 ** (2.69)
化工工业和相关工业的产品 (28—38)	1.453	0.014 ** (1.98)	0.831 ** (121.70)	0.103 ** (7.79)
塑料、橡胶及其制品 (39—40)	1.765	0.064 ** (8.49)	0.796 ** (107.17)	0.103 ** (5.59)
皮毛和皮革制品 (41—43)	1.505	0.102 ** (7.76)	0.810 ** (65.53)	0.090 ** (3.36)
木材和木制品、纸制品 (44—49)	2.374	0.039 ** (4.29)	0.855 ** (97.11)	0.012 (0.47)
纺织原料和纺织制品 (50—63)	1.983	0.085 ** (19.50)	0.810 ** (192.59)	0.066 ** (10.38)

²² 中小规模的国有企业已被统计进企业生产数据库中。

²³ 这里所指的企业退出, 不只包括企业停止贸易并退出市场这种情况, 还包括企业年销售额缩减至低于“大型规模”(即每年 500 万元人民币)的界限以下并被数据集抛弃的情况。受限于数据集所提供的信息, 我们无法区分这两种情况。

(续表)

2位HS码下的产业分类	TFP	劳动力	原材料	资本
	(OP)	OP	OP	OP
鞋帽及其部件(64—67)	1.629	0.072 ** (5.93)	0.864 ** (73.17)	0.033 ** (5.43)
石料、陶瓷、玻璃及其制品(68—71)	1.663	0.104 ** (9.14)	0.785 ** (67.02)	0.103 ** (8.19)
金属及其制品(72—83)	1.167	0.045 ** (6.30)	0.832 ** (131.73)	0.109 ** (16.23)
机械和电子产品(84—85)	0.480	0.065 ** (13.36)	0.825 ** (206.22)	0.150 ** (10.83)
交通和运输设备(86—89)	1.368	0.042 ** (2.80)	0.883 ** (69.58)	0.043 ** (3.47)
其他产品(90—98)	1.683	0.083 ** (10.32)	0.796 ** (110.01)	0.098 ** (10.70)
总计	1.259	0.052 ** (30.75)	0.820 ** (493.33)	0.117 ** (27.08)

注：括号中是稳健的 t 估计值，*(**)代表5%(1%)的显著性水平。

表4列出用OP法估计所得劳动力、原料和资本的弹性系数及由此估算出来的全要素生产率。²⁴从表4的最后一行可看出，加总所有估计所得的系数，OP法下的规模弹性系数为0.989²⁵，十分接近于常规规模报酬系数。将最小二乘估计和OP法进行比较，可看出最小二乘法的估计结果有向下的偏差(TFP^{OLS}=0.958, TFP^{OP}=1.259)，这主要是由于最小二乘估计未能有效控制联立性偏差和选择性偏差造成的。

据此，我们可用上述计算结果与其他国家的OP法估计结果进行跨国比较。与Keller and Yeaple(2009)对美国企业，以及Amiti and Konings(2007)对印度尼西亚企业的估算相比，中国企业对中间投入品更为依赖，但是资本投入的重要程度则较美国和印度尼西亚企业低。这表明，加工贸易在中国企业生产率的增长中扮演了十分重要的角色。本文随后会详细地讨论这一点。

表5对一些估算中所涉及关键变量的统计结果进行了汇总。表格的上半部分展示了统一编码8位码的产品观测数据。基于16262159个月度观测样本进行计算，产品关税权重(即 $m_{jt}^k / \sum_k m_{jt}^k$)的平均值为0.006，加权的企业产出平均关税为7.2个百分点。不过，对企业年度数据而言，如表5下半部分所示，此项关税税率下降至4.77个百分点。

²⁴ 本文在此处使用了固定资产的账面价值来估计全要素生产率。然而，即使是使用折旧后的固定资产净值进行估计，也不会改变估计结果。

²⁵ OP法的加总弹性系数计算如下：0.052+0.820+0.117=0.989。

表5 统计数据摘要(2000—2006)

变量名称	样本量	平均值	标准误	最小值	最大值
8位统一编码(HS码)水平上的产品观测数据					
8位HS代码下的产品编号	17 170619	6.67e+07	2.14e+07	1031 000	9.80e+07
6位HS代码从价关税	9 851 216	0.112	0.773	0	90
1996年6位HS代码从价关税(%)	9 196 753	25.538	14.835	0	120
产品的贸易额(人民币元)	16 262 159	70499.77	856 771.9	0	4.40e+08
产品的关税权重 ^a	16 262 159	0.006	0.028	0	1
加权的企业产出关税 ^b	9 304 869	0.072	0.396	0	65
实际原料的对数值(M)	17 148 596	18.401	1.836	6.907	24.565
雇员人数的对数值(L)	17 170 641	6.254	1.339	2.302	11.907
实际资本的对数值(K)	17 153 244	17.631	1.932	6.907	24.281
平减价格指数	9 817 924	0.972	0.097	0.845	2.115
实际销售额的对数值(平减后)	17 170 641	11.818	1.797	7.979	17.814
贸易类别	10 404 300	12.228	4.510	10	39
企业水平的观测数据					
年份	101 518	2003.491	1.889	2000	2006
贸易企业的标识编号	101 518	3.52e+09	8.28e+08	1.10e+09	6.52e+09
企业全要素生产率(Olley Pakes)	101 292	1.258	0.347	-1.783	11.627
贸易企业虚拟变量(PE_{ij})	101 518	0.404	0.490	0	1
企业的加权关税(τ_{ijt})	101 518	4.776	7.264	0	65
工具变量(τ_{it}^{1996})	71 781	29.815	0.149	0	80
企业的上一年利润	101 517	1.043	0.585	-128.642	47.315
产业部门的上一年利润	101 518	1.053	0.010	0.968	1.282
上一年的赫芬达尔指数	101 518	0.015	0.027	0.002	0.825
$\ln(K/L)_{it}$	101 401	4.195	1.370	-5.777	14.940
国有企业虚拟变量	101 518	0.017	0.129	0	1
外资企业虚拟变量(港澳台商除外)	101 518	0.332	0.470	0	1
外资企业虚拟变量(FIE_{it})	101 518	0.666	0.471	0	1
$FIE_{it} \times PE_{ij}$	101 518	0.353	0.477	0	1
$SOE_{it} \times PE_{ij}$	101 518	0.004	0.066	0	1
$FIE_{it} \times \ln(K/L)_{it}$	101 401	2.859	2.337	-5.274	14.940

注:(a) 产品的关税权重见正文。(b) 加权的企业产出关税指6位HS代码水平上,每种产品的权重与其关税税率的乘积。

如前所述,其他条件不变时,外资企业的生产率相对较高,而国有企业的生产率则较低。根据企业生产数据库所提供的企业所有权信息,我们构建了一个虚拟变量(FIE_{it})来标示那些接受了外资投入的企业。由于大量外资是从港澳台流入内地的,所以本文将这部分境外资金也归为外来投资。用这种广义定义,如表5下半部分所示,则有2/3的贸易企业被归入外资企业。乍一看,这一比例高于相关研究得出的结论,如Feenstra *et al.* (2010)发现2000—2007年间有10%左右的规模以上企业为外资企业。造成这一差异的原因在于纳入本文的样本只包括规模以上的贸易企业,不从事外贸业务的企业已经被剔除。

类似的,虚拟变量 SOE_{it} 被用以标示国有企业。所有国有企业不论规模大

小都被放进回归。事实上,回归样本包含年销售额在500万元以下的中小国有企业,可以避免忽视中小型企业的作用。在样本中,约有2%的大型贸易企业是国有企业。

四、实证分析结果

(一) 基准回归

如图1所示,在2000年到2006年间,企业产出关税逐渐降低,而同时期的企业全要素生产率呈上升的趋势。²⁶这意味着关税税率和企业生产率是负相关的,本节将对这两者间的关系做更充分的讨论。

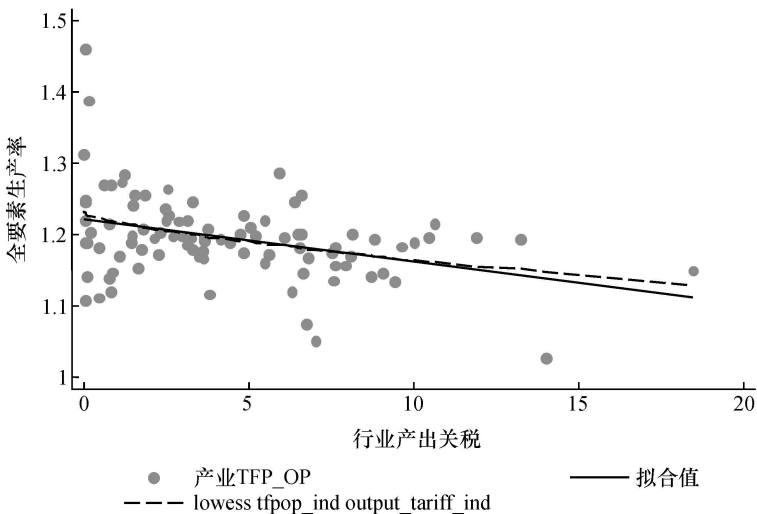


图1 中国企业的生产率和产出关税(2000—2006)

数据来源:本文作者对样本数据的计算。对所有样本年份中2位统一编码行业下的企业,计算其全要素生产率的对数值和产出关税水平,再对这些数据取平均值便得到了图中的生产率和产出关税数值。所以,图上的每一个点代表了某个2位统一编码水平的行业各年平均的样本。

表6的第(1)—(4)列汇报了用这31393个企业样本、跨度为2000—2006年的非均衡面板数据所得的混合最小二乘估计的基准回归结果。²⁷第(1)栏的回归只考虑企业产成品关税(τ_i)以验证最小二乘估计的结果是否与图1中的结果相一致。结果显示,企业进口关税对全要素生产率的影响显著为负,

²⁶ 2006年的数据有相反的上升趋势,这可能是由人民币在2005年升值所造成的。人民币升值之后,企业面临的进口竞争减弱,因而其提高产品质量的动机也变得不那么强了。

²⁷ 总的估计样本数有101292个,但其中部分观测样本缺少了全要素生产率的数据。

亦即表明关税降低通过产生更激烈的进口竞争显著地提高了企业的效率。在第(2)栏中,我们还加入了标示加工贸易企业的虚拟变量(PE_{it})。结果显示,加工贸易企业的系数显著为正,这也意味着加工贸易企业相对于非加工贸易企业有更高的生产率增长。

表6 基准估计结果

回归因变量: TFP_{it}^{OP}	最小二乘法(OLS)			固定效用			OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
企业关税 τ_{it}	-0.304 ** (-20.18)	-0.382 ** (-20.52)	-0.379 ** (-20.33)	-0.456 ** (-13.77)	-0.458 ** (-13.81)	-0.459 ** (-13.89)	-0.498 ** (-18.59)
PE_{it}		0.012 * (1.92)	0.012 * (0.1.88)	0.034 ** (2.94)	0.034 ** (2.94)	0.033 ** (2.90)	0.010 (0.82)
$(\ln K/L)_{it}$		-0.015 ** (-7.63)	-0.015 ** (-7.94)	-0.019 ** (-12.73)	-0.017 ** (-5.76)	-0.016 ** (-5.76)	0.001 (0.74)
FIE_{it}		0.063 ** (6.22)	0.061 ** (6.10)	0.065 ** (12.44)	0.082 ** (5.57)	0.081 ** (5.52)	0.054 ** (4.77)
SOE_{it}		-0.059 ** (-4.91)	-0.058 ** (-4.86)	-0.049 ** (-2.58)	-0.052 ** (-2.71)	-0.052 ** (-2.69)	-0.039 ** (-2.41)
$markup_{it-1}$		—	0.023 * (1.83)	0.017 ** (5.37)	—	0.017 ** (5.36)	0.027 * (1.75)
ind_markup_{it-1}		-0.312 ** (-2.64)	—	0.271 (1.00)	0.269 (0.99)	—	—
$Herf_{it-1}$		-0.147 ** (-3.55)	-0.133 ** (-3.21)	-0.214 ** (-2.50)	-0.218 ** (-2.55)	-0.220 ** (-2.58)	-0.164 ** (-2.64)
$FIE_{it} \times PE_{it}$		-0.045 ** (-6.19)	-0.045 ** (-6.13)	-0.068 ** (-5.35)	-0.069 ** (-5.37)	-0.068 ** (-5.32)	-0.039 ** (-2.86)
$SOE_{it} \times PE_{it}$		-0.004 (-0.16)	-0.003 (-0.14)	-0.029 (-0.67)	-0.029 (-0.68)	-0.028 (-0.66)	0.038 (1.07)
$FIE_{it} \times (\ln K/L)_{it}$		-0.002 (-1.02)	-0.002 (-1.01)		-0.004 (-1.20)	-0.004 (-1.16)	0.001 (0.23)
企业固定效应	无	无	无	有	有	有	无
年度固定效应	无	无	无	有	有	有	无
观测样本数量	101 291	68 041	68 042	68 041	68 041	68 042	33 963
Prob. > F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
R ²	0.004	0.014	0.013	0.001	0.001	0.001	0.018

注:括号中为归并到企业水平后的稳健的 t 估计值,*(**)代表10%(5%)的显著性水平。

传统贸易理论认为劳动力丰富的国家往往出口劳动力密集型产品。若这一推测成立,则处于劳动力密集型产业中的企业(或是劳动力禀赋相对丰富的企业)会有更多出口。同时,高生产率的企业也会有较高的出口额(Bernard等,2006)。由此推出:企业的资本利用率(资本劳动力比的对数值)与生产率应该是负相关的。故表6第(2)栏的回归考虑了资本利用率来控制这两者的相关性。此外,第(2)栏还控制了其他一些可能会影响进口竞争的要素,这些因素主要反映了产业市场结构的固有状态。在这些计算中我们依然发现关税减少有利于提高企业生产率。

先前的相关研究表明,国有企业往往受制于效率低下和激励机制失效,其生产率较非国有企业相对更低(Wu, 2005)。因此,除第(1)栏之外,本文在回归中均加入了一个标示国有企业的虚拟变量(SOE_{it})来控制回归结果。可以发现,各栏中标示国有企业虚拟变量的系数都显著为负。这与 Jefferson *et al.* (2000) 的研究成果一致,他们认为中国国有企业的生产率比私有企业的相对更低。

然而,目前学术界对外资方应持有多少股份方可算为外资企业仍有争议。为了绕开这一问题,本文主要以是否接受境外投资为依据,并使用了一个虚拟变量来标示外资企业(FIE_{it})以示区分。在这里,企业只要有涉及包括港澳台的任何境外投资则算为外资企业。表6的第(2)栏显示出外资企业相对于非外资企业具有较高的生产率。

如果加工贸易企业和外资企业都有相对较高的生产率,那么参与加工贸易的外资企业是否拥有更高的生产率呢?我们在第(2)栏、第(3)栏的回归中加入了两个分别衡量外资企业和加工企业、国有企业和加工企业之间交叉作用的自变量。回归表明衡量国有企业和加工贸易企业关系的交互变量系数在统计上并不显著。有趣的是,上述每一栏中,衡量外资企业和加工贸易企业关系的交互变量系数都显著为负。这表明,不从事加工贸易的外资企业相比从事加工贸易的,其生产率更高。这一现象的经济学解释是,多数外资企业的生产率本来就比较高,而只有那些生产率较低的外资企业才更积极地寻求加工贸易的机会并获得生产率的提高。最后,我们还引入了外资企业及其资本劳动力比对数值的交互作用项,用以观察资本要素较密集的外资企业是否拥有较高的生产率。这一交互作用项的拟合系数值为负,但结果并不显著。

第(4) — (6)栏是将两种固定效应纳入估计后的拟合结果。如前所述,一些不随时间变化的因素(如企业所在地)也会影响企业生产率。但在第(1) — (3)栏的最小二乘估计中,并未将这些因素分离出来。设想一家位于中国东南沿海地区的企业,很可能因为更靠近海岸线、从事对外贸易的运输费用更低而获益,并最终获得更高的生产率。与此类似,忽略诸如人民币升值这一类随时间变化的因素也会带来最小二乘估计的偏差。在回归中考虑这些特定企业和特定时间的固定效应,则能有效地控制以上因素。统计结果表明,企业关税变量和加工贸易虚拟变量的系数,其正负符号与预期相同。此外,这些变量回归所得系数在量上也与第(1) — (3)栏中经最小二乘估计所得的结果十分接近。

此外,还可能出现这样的情况:一些曾经进行加工贸易的企业可能不再从海外进口原材料,而改由国内市场采购中间投入品。类似的,一些不进行加工贸易的企业也可能转而从事加工贸易。尽管我们已经利用一个随时间变化的加工贸易虚拟变量来捕捉这一变化,但对一直从事加工贸易的企业进行

单独研究仍然深具价值。我们在表 6 的第 (7) 栏中列出了对这一类企业（此处的加工企业虚拟变量标示了在整个时期都从事加工贸易的企业）进行最小二乘估计的结果。结果表明，关税下降显著地提高了企业的生产率。此外，加工企业虚拟变量的系数依旧为正，虽然并不显著。

(二) 分行业估计

我们的数据表明不同产业类型企业的生产率之间存在显著的差异。在 15 个归并后的产业门类中，木材和木制品产业（编码：44—49）的平均全要素生产率最高，而机械和电子产品产业（编码：84—85）的平均全要素生产率最低。图 2 是在去掉生产率最高和最低的两个产业的极端数据后绘制的，它清楚地表明，大体上进口关税低的产业有较高的生产率。但如表 3 所示，不同产业间的企业加权关税差异很大。例如，纺织品和服装产业（编码：50—63）的关税要比机械和电子产品产业（编码：84—85）的关税高得多。因此，本文进一步探讨了不同行业关税下降对生产率作用的异质性。

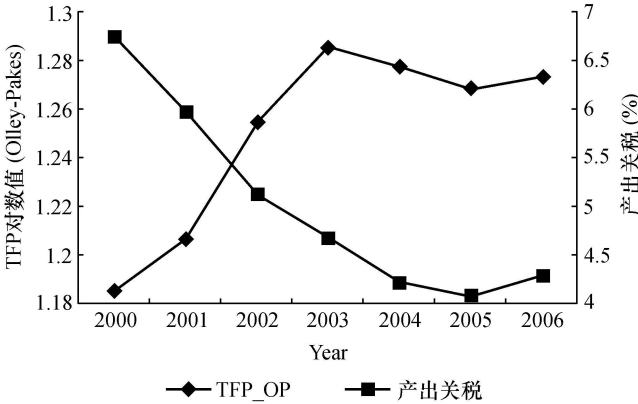


图 2 全要素生产率和产出关税

注：通过计算样本中所有企业的全要素生产率对数值和产出关税水平，再对计算结果取均值得到生产率和总的产出关税。

表 7 的第 (1) 栏、第 (2) 栏分别列出了最小二乘估计和固定效应的回归结果，这些计算是在剔除了产业生产率最高和最低的两个门类（即木制品和机械电子产业）后进行的。估计所得的系数与表 6 中第 (4) 栏至第 (7) 栏中的相应结果十分接近。在计算第 (3) 栏、第 (4) 栏中的数据时，笔者只使用了木制品产业的相关数据，并发现加工企业虚拟变量的系数不仅在统计上十分显著，在量上也远高于第 (1) 栏和第 (2) 栏中相同数值的数值。相反，企业关税的系数则不显著。这一结论与中国木制品行业的现实是高度吻合的：这一行业中的企业从国外进口了大量的原材料和较少的最终产品，因此，无论从统计上还是从经济学上来看，木制品产业中的企业从加工贸易

中的获益都是高度显著的。

表7 分行业估计结果

覆盖的产业:	除木制品和机械外的全部产业		木材和木制品		纺织业		机械电子产业	
	OLS	FE	OLS	FE	OLS	FE	OLS	FE
估计方法:								
回归因变量: TFP_{it}^{OP}	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
企业关税(τ_{it})	-0.355 ** (-17.01)	-0.425 ** (-12.33)	-0.103 (-1.53)	-0.062 (-0.80)	-0.114 ** (-2.72)	-0.173 ** (-2.96)	-0.512 ** (-9.69)	-0.459 ** (-6.16)
PE_{it}	0.014 * (1.88)	0.029 ** (2.38)	0.036 * (1.80)	0.062 ** (2.43)	-0.008 (-0.68)	0.008 (0.45)	0.001 (0.10)	-0.001 (-0.06)
$(\ln K/L)_{it}$	-0.014 ** (-6.61)	-0.017 ** (-5.58)	0.056 ** (6.16)	0.064 ** (8.16)	-0.034 ** (-8.62)	-0.032 ** (-5.71)	-0.019 ** (-4.18)	-0.022 ** (-3.42)
FIE_{it}	0.059 ** (5.24)	0.073 ** (4.68)	0.047 (1.23)	0.077 ** (2.07)	0.074 ** (3.81)	0.057 ** (2.06)	0.106 ** (3.58)	0.062 * (1.84)
SOE_{it}	-0.079 ** (-6.12)	-0.084 ** (-3.90)	0.187 ** (3.92)	0.188 ** (3.40)	-0.101 ** (-2.98)	-0.091 * (-1.84)	0.000 (0.01)	0.030 (0.93)
$markup_{it-1}$	0.022 * (1.80)	0.011 ** (3.78)	0.304 ** (4.02)	0.291 ** (9.16)	0.010 (0.85)	0.009 (1.45)	0.233 ** (2.34)	0.389 ** (15.80)
ind_markup_{it-1}	-0.265 ** (-2.03)	0.282 (1.02)	-0.267 (-0.70)	0.894 * (1.60)	-0.144 (-0.50)	0.708 (1.24)	-1.348 ** (-3.28)	0.128 (0.22)
$Herf_{it-1}$	-0.101 ** (-2.22)	-0.174 ** (-2.00)	-0.555 ** (-3.24)	-0.410 * (-1.93)	-0.283 ** (-2.52)	-0.377 ** (-2.07)	-0.053 (-0.40)	-0.156 (-0.80)
$FIE_{it} \times PE_{it}$	-0.046 ** (-5.38)	-0.062 ** (-4.66)	-0.009 (-0.41)	-0.022 (-0.81)	-0.029 ** (-2.03)	-0.041 * (-1.89)	-0.044 ** (-2.50)	-0.038 (-1.56)
$SOE_{it} \times PE_{it}$	0.031 (0.98)	0.034 (0.73)	-0.272 * (1.77)	-0.310 (-2.72)	0.056 (0.95)	0.043 (0.52)	-0.037 (-0.68)	-0.018 (-0.28)
$FIE_{it} \times (\ln K/L)_{it}$	-0.002 (-0.079)	-0.002 (-0.78)	-0.008 (-0.83)	-0.013 (-1.52)	-0.007 (-1.42)	-0.002 (-0.32)	-0.008 (-1.31)	0.000 (0.03)
企业固定效应	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
年度固定效应	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
观测样本数量	53069	53069	5526	5526	11564	11564	9446	9446
均方根误差	0.331		0.311		0.297		0.325	
Prob. > F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
R ²	0.013	0.014	0.073	0.084	0.034	0.009	0.041	0.000

注: 括号中为归并到企业水平后的稳健的 t 估计值, *(**)代表10%(5%)的显著性水平。

表7中剩余部分主要研究纺织业、机械电子行业的情况,前者的关税税率最高,而后者则最低。所有变量的估算系数都和相应值在之前其他拟合中的结果有相同的正负符号。机械产业中企业产出关税的系数要比纺织品服装产业中的大得多,这意味着前者中的企业能从关税下降中获益更多。一个可能的原因是我国机械产业存在巨大的行业内贸易,并使企业必须面对严酷的进口竞争,从而成为造成上述结果的一个可能原因。

总之,不论是样本混合回归还是分行业回归,各种方法回归结果稳健表明:关税下降10%,企业生产率会上升大约3%—6%。更重要的是,在考虑企业间由所有权造成的差异性后,发现加工贸易企业相对于非加工贸易企业有更高的生产率。

(三) 内生性分析

尽管关税下降受 GATT/WTO 协定的管制，但它在某种程度上仍是内生的。处于生产率较低部门的企业，会通过游说政府寻求政策保护 (Grossman and Helpman, 1994)，从而迫使政府在有关国际谈判中维持较高水准的关税。从目前国情出发，虽然低生产率企业联合起来向政府求助这种情况在现实中力度如何尚不可知²⁸，但从研究的完整全面出发，我们也对这种可能的反向因果关系加以控制。工具变量估计法是一种解决这类问题的有力计量方法。²⁹

但是，为关税寻找一个很好的工具变量，是一件极富挑战性的任务。参照 Amiti and Konings (2007) 的研究，本文使用企业在 1996 年的进口加权关税作为这一工具变量。具体而言，这一变量的表达式如下：

$$\tau_{it}^{1996} = \sum_k \left(\frac{m_{it}^k}{\sum_k m_{it}^k} \right) \nu_k^{1996},$$

其中， ν_k^{1996} 是产品 k 在 1996 年的关税税率，出口价值权重 $m_{it}^k / \sum_k m_{it}^k$ 衡量了第 t 年时产品 k 对企业 i 的重要程度。因此，1996 年的加权关税 τ_{it}^{1996} 表征了这些关税对企业仍在生产产品的重要程度。这一设计的经济学原理在于，由于国内特殊利益集团的影响，对那些已经享受政策高度保护的产业，政府通常较难降低它们的高额关税。因此，有理由认为，在中国加入世贸组织五年之前具有高额关税的产业，其现在的关税仍将比其他产业部门高。与此同时，由于一家企业可以生产多种产品，所以即使一些产品的关税相同，不同企业受到的影响仍然会有所差异。

为了确认这一工具变量的有效性，本文进行了几项必要的检验。首先，我们检验了这一排他 (exclusive) 的工具变量是否是“相关的”，亦即是否与内生的回归因子 (企业现在的加权关税) 相关。表 8 中的第 (1) — (3) 栏列出了这些检验结果。在本计量模型中，我们假定误差项是异方差分布的： $\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$ 。因此，常见的 Anderson (1984) 典型相关似然比检验不再适用，其只适用于独立同分布假设。本文使用了 Kleibergen and Paap (2006) 提出的瓦尔德统计量 (Wald statistic)，来检验这一工具变量是否与内生的回归因子相关。这一模型零假设的拒绝域由 1% 的显著性水平确定。

其次，本文检验了这一工具变量是否与企业现在的关税存在弱相关。若如此，则工具变量法所做的估计将失去价值。对第一阶段被弱识别这一零假设，Kleibergen and Paap (2006) 的 F 统计量足以在一个较高的显著性水平

²⁸ 感谢匿名审稿人正确提出这一点。

²⁹ 工具变量估计法是控制内生性问题的有效方法，Wooldridge (2002) 对这一问题进行了仔细的研究。

上拒绝之。³⁰最后, Anderson and Rubin (1949) 统计量(一种 LM 检验), 以及 Stock 和 Wright 的 S 统计量(一种 GMM 距离检验), 都拒绝了内生回归因子系数等于零的零假设。简而言之, 这些统计检验充分证明了工具变量的表现良好。

使用 OP 法对全要素生产率进行回归, 工具变量估计的结果列于表 8 的第 (1) — (3) 栏。在对进口关税的内生性进行控制之后, 企业关税变量的系数显著为负, 在量上也比表 6 中的相应数据要大得多。这依旧证实了关税下降会导致企业生产率的上升。由于低效企业会游说政府给予政策保护, 如果不控制这一反向因果关系, 估计所得关税变量的系数便会被低估。表 8 第 (2) 栏的计算还考虑了企业利润和行业利润的影响, 结论与第 (1) 栏相类似。此外, 我们还对外资企业虚拟变量和企业资本劳动力比对数值的交互作用项进行了稳健性检验, 结果列于第 (3) 栏。对于企业产出关税和加工企业虚拟变量这两个关键量, 回归结果也是稳健的。

表 8 工具变量估计

回归因变量: TFP_{it}^{OP}	工具变量			工具变量固定效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
企业关税(τ_{it})	-1.501** (-24.83)	-1.512** (-24.86)	-1.512** (-24.84)	-1.556** (-17.30)	-1.570** (-16.90)	-1.571** (-16.89)
PE_{it}	0.015* (1.89)	0.015* (1.93)	0.015* (1.93)	0.021* (1.65)	0.020 (1.59)	0.020 (1.58)
$(\ln K/L)_{it}$	-0.026** (-17.52)	-0.026** (-17.43)	-0.026** (-11.28)	-0.028** (-14.70)	-0.027** (-14.55)	-0.026** (-7.79)
FIE_{it}	0.029** (8.30)	0.028** (8.17)	0.028** (2.32)	0.042** (7.04)	0.041** (6.96)	0.050** (3.04)
SOE_{it}	-0.071** (-5.11)	-0.069** (-5.03)	-0.069** (-5.01)	-0.074** (-3.17)	-0.074** (-3.16)	-0.075** (-3.20)
$markup_{it-1}$		0.017 (1.52)	0.017 (1.52)		0.012** (3.81)	0.012** (3.80)
ind_markup_{it-1}		-0.357** (-2.30)	-0.357** (-2.30)		-0.381 (-1.13)	-0.387 (-1.15)
$Herf_{it-1}$	-0.025 (-0.39)	-0.022 (-0.34)	-0.022 (-0.34)	0.063 (0.54)	0.059 (0.50)	0.058 (0.49)
$FIE_{it} \times PE_{it}$	-0.061** (-6.70)	-0.060** (-6.64)	-0.060** (-6.64)	-0.073** (-5.09)		-0.073** (-5.06)
$SOE_{it} \times PE_{it}$	-0.009 (-0.35)	-0.009 (-0.33)	-0.009 (-0.34)	-0.008 (-0.16)		-0.007 (-0.14)
$FIE_{it} \times (\ln K/L)_{it}$			0.000 (0.08)			-0.002 (-0.54)

³⁰ Cragg and Donald (1993) 的 F 统计量只是用于独立同分布假设, 因而在此处无效。

(续表)

回归因变量: TFP_{it}^{OP}	工具变量			工具变量固定效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\tau_{it}^{19\%}$ (第一阶段工具变量)	0.182 ** (76.26)	0.183 ** (72.75)	0.183 ** (72.66)			
Kleibergen Paap rk LM 统计量	4 214.15 [†]	4 142.45 [†]	4 135.72 [†]			
Kleibergen Paap Wald rk F 统计量	5 367.74 [†]	5 292.17 [†]	5 278.96 [†]			
Anderson Rubin χ^2 统计量	684.57 [†]	681.86 [†]	681.21 [†]			
Stock Wright LM S 统计量	666.21 [†]	663.65 [†]	663.15 [†]			
企业固定效应	无	无	无	有	有	有
年度固定效应	无	无	无	有	有	有
观测样本数量	49 683	49 682	49 682	49 683	49 682	49 682
R^2	0.001	0.001	0.001	0.01	0.01	0.01

注：括号中是稳健的 t 估计值，* (**) 代表 10% (5%) 的显著性水平，[†] 代表 p 值小于 0.01。

在表 8 的第 (4) — (6) 栏中，本文列出了控制两种固定效应后进行工具变量估计的结果。可以发现，三种方案下的所有变量系数都各自保持稳定。唯一例外的是，如此处理之后的企业成本加成系数显著为正。造成这种相关关系的一个可能原因，是一些其他基础因素会同时影响企业利润和企业生产率。这一现象有待进一步的讨论，但其并非本文的要旨所在。相反，值得指出，控制了市场结构的因素之后，关税下降将带来企业生产率的上升，而加工贸易企业还能享受更大的获益。

(四) 关于加工贸易的进一步估计

为全面地探讨关税下降的竞争效应对企业全要素生产率的作用，本文进而研究了不同种类的加工贸易，考查不同种类间竞争效应的异质性。如前所述，在中国现有的 16 种加工贸易类型中，来料加工和进料加工是最重要的两种模式。与其他类别不同，来料加工是完全零关税的。企业一旦从国外获得组装配件，将立即获得关税免除的待遇。而从事进料加工的企业，则必须为其从国外进口的原材料上缴关税。此外，在将加工完毕后的增值产品出口之后，企业能够从政府得到相应的进口关税退税。因此，与不进行加工贸易的企业相比，进口原料加工企业实际上享受到了关税免除的优待。但即使如此，由于企业必须在最初支付进口关税，所以这类企业对现金流的需求比装配加工企业要高。从这个意义上说，进料加工企业相比不从事加工贸易企业有更低的进口成本，但它的这一成本却又高于来料加工企业。

我们可以构造一个标示进料加工企业的虚拟变量 $PWIM_{it}$ (即对参与进料加工的企业，这一变量值为 1，否则为 0)。若上述观点成立，则 $PWIM_{it}$ 的回归系数应比加工贸易企业虚拟变量 (PE_{it}) 的系数要高。如表 9 中的第 (1) 栏、第 (2) 栏所示， $PWIM_{it}$ 在工具变量估计中的系数为 0.036，在固定效应

的工具变量估计中,其系数为0.039。这两个数值都大于表8中第(3)栏的对应值0.015以及第(6)栏中的对应值0.020。

还需指出的是,直接将来料加工企业的样本纳入回归估计并不是十分恰当。来料加工企业从国外的代理商处免费获取原材料,企业自身并不对生产原材料的选择进行决策。若这一论述成立,目前任何一种计算方法计算生产率都不是十分适用于这类企业,因为它们都假定企业会根据利润最大化的目标来做出投入决策,所以企业应该可以调整形如原材料一般的中间投入,来适应整体的生产率冲击。为了规避这一可能的瑕疵,我们剔除了来料加工企业的样本并重新进行了计算。结果汇报于表9的第(3)栏、第(4)栏。从中可以发现,加工贸易企业虚拟变量的系数不但为正,且在量上大于表8中的对应值。表9的第(5)栏、第(6)栏所记录的计算结果,是在剔除了装配加工企业以及进口原料加工企业的样本后得到的,其相关估计值反映出更甚于之前的效应。这说明,尽管上述两种类型以外加工企业的出口额只占到中国加工贸易企业出口总额的一小部分,但这些企业仍然从贸易中获得了显著的生产率提高。

表9 不同加工贸易类别的工具变量估计

回归因变量: TFP_{it}^{OP}	进料加工		除去来料加工		除去来料加工和进料加工	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
企业产出关税(τ_{it})	-0.445 ** (-5.81)	-0.488 ** (-5.40)	-1.517 ** (-25.09)	-1.551 ** (-16.73)	-1.609 ** (-24.85)	-1.680 ** (-17.42)
加工企业虚拟变量(PE_{it})			0.027 ** (2.99)	0.032 ** (2.27)	0.035 ** (3.33)	0.045 ** (2.88)
进口原料企业虚拟变量 ($PWIM_{it}$)	0.036 ** (3.39)	0.039 ** (2.80)				
($\ln K/L$) $_{it}$	-0.028 ** (-6.57)	-0.033 ** (-6.20)	-0.027 ** (-11.22)	-0.025 ** (-7.47)	-0.027 ** (-11.23)	-0.026 ** (-7.60)
FIE_{it}	0.078 ** (3.81)	0.077 ** (3.09)	0.020 (1.63)	0.039 ** (2.40)	0.016 (1.28)	0.039 ** (2.38)
SOE_{it}	-0.086 ** (-3.45)	-0.083 ** (-3.44)	-0.069 ** (-5.02)	-0.079 ** (-3.41)	-0.070 ** (-5.07)	-0.077 ** (-3.36)
$markup_{it-1}$	0.012 (1.31)	0.009 ** (2.20)	0.016 (1.51)	0.012 ** (3.81)	0.016 (1.41)	0.011 ** (3.44)
ind_markup_{it-1}	-0.028 (0.14)	0.710 * (1.78)	-0.269 * (-1.69)	-0.385 (-1.15)	-0.403 ** (-2.25)	-0.623 * (-1.80)
$Herf_{it-1}$	-0.006 (-0.07)	0.140 (1.07)	-0.030 (-0.46)	-0.010 (-0.09)	-0.029 (-0.41)	-0.024 (-0.20)
$FIE_{it} \times PWIM_{it}$	—	—	-0.076 ** (-7.58)	-0.091 ** (-5.81)	-0.088 ** (-7.57)	-0.109 ** (-6.39)
$FIE_{it} \times PE_{it}$	-0.058 ** (-4.41)	-0.063 ** (-3.84)	—	—	—	—

(续表)

回归因变量: TFP_{it}^{OP}	进料加工		除去来料加工		除去来料加工和进料加工	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$SOE_{it} \times PWIM_{it}$	—	—	-0.018 (-0.62)	-0.006 (-0.12)	-0.018 (-0.48)	-0.039 (-0.63)
$SOE_{it} \times PE_{it}$	0.041 (0.94)	0.043 (1.04)	—	—	—	—
$FIE_{it} \times (\ln K/L)_{it}$	-0.001 (-0.35)	-0.006 (-0.10)	0.002 (0.71)	0.000 (0.05)	0.002 (0.87)	-0.000 (-0.21)
企业固定效应	无	有	无	有	无	有
年度固定效应	无	有	无	有	无	有
观测样本数量	13 283	13 283	46 616	46 616	43 383	43 383
R^2	0.015	0.01	0.001	0.01	0.001	0.01

注：括号中为归并到企业水平后的稳健的 t 估计值，*(**)代表 10%(5%)的显著性水平。

五、结 语

本文着力于研究加工贸易行为能否提高企业生产率。在很多发展中国家，贸易自由化往往体现在关税下降和加工贸易上。关税减低可以通过国际竞争效应来提高企业生产率，然而加工贸易一般通过来自外国的技术外溢效应提高企业生产率。本文的研究基于高度细化的中国贸易、关税、企业产品大型微观数据，得出两个结论：我国大型企业在平均意义上能够从关税下降中获得生产率提升；更重要的是，企业还能从加工贸易中得到额外的生产率增长。

本文丰富了我们对于中国企业全要素生产率的认识。可能是受制于数据质量和计量方法，先前的研究对中国全要素生产率增长的看法不一。本文在整合了我国最为可靠的企业生产数据和产品贸易数据之后，得以精准地计算出企业的全要素生产率。我们还修正了 Olley Pakes 计量方法，来处理全要素生产率计算中的两个常见问题：联立性偏差和选择性偏差。我们发现，新世纪以来中国企业的全要素生产率得到了显著的增长。

本文还具有较强的政策指导意义。首先，由于加工贸易行为能显著地提高企业生产率，发展中国家（如中国）的政府可以通过实施出口导向型的发展战略来出口本国具有比较优势的产品，从而促进经济增长（林毅夫，2009；姚洋和余淼杰，2009），当然这并不是发展经济的唯一途径，各国也应根据本国实际具体应用。其次，如果加工贸易企业而非加工贸易企业都能在关税下降中得以提升生产率，那么即使关税下降政策会加剧企业面对的国际竞争，自由贸易也仍然有利于本国企业。经过 GATT/WTO 多个回合的谈判，现有的各国关税税率已经被维持在一个相对较低的水平，但形式多样的非关税壁垒依然十分常见。在这个意义上，无论是对消费者还是对生产者而言，更进一步的全球贸易自由化都让人期待。

当然,从完美的角度出发,对全要素生产率的计算运用的价格指标应是企业各个产品的价格。目前,如同所有此类研究一样,产品水平上的价格指标并不可得。但这不失为未来改进的一个方向。

参考文献

- [1] Albert, P., X. Shi, D. Yang, and Y. Jiang, "Exporting and Firm Performance: Chinese Exporters and the Asian Financial Crisis", *Review of Economics and Statistics*, 2010, 92(4), 822—842.
- [2] Arellano, M., and S. Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2), 277—297.
- [3] Amiti, M., and J. Konings, "Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia", *American Economic Review*, 2007, 97(5), 1611—1638.
- [4] Arnold, J., "Productivity Estimation at the Plant Level: A Practical Guide", Mimeo, Bocconi University, 2005.
- [5] Bernard, A., and B. Jensen, "Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both?" *Journal of International Economics*, 1999, 47(1), 1—25.
- [6] Bernard, A., and B. Jensen, "Why Some Firms Export?" *Review of Economics and Statistics*, 2004, 86(2), 561—569.
- [7] Blundell, R., and S. Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics* 1998, 87(1), 115—143.
- [8] Bradford, S., and R. Lawrence, *Has Globalization Gone Far Enough? The Costs of Fragmentation in OECD Markets*. Washington DC: The Institute for International Economics, 2003.
- [9] Bustos, P., "Trade Liberalization, Exports and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of MERCOSUR on Argentinean Firms", *American Economic Review*, 101(1), 304—340.
- [10] De Loecker, J., "Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia", *Journal of International Economics*, 2007, 73(1), 69—98.
- [11] Feenstra, R., and G. Hanson, "Intermediaries in Export Trade: Hong Kong Re Exports of Chinese Goods", *Journal of Economics & Management Strategy*, 2004, 13(1), 3—35.
- [12] Feenstra, R., Z. Li, and M. Yu, "Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China", NBER Working Paper, No. 16940, 2011.
- [13] Felipe, J., R. Hasan, and J. McCombie, "Correcting for Biases When Estimating Production Functions: An Illusion of the Laws of Algebra?" CAMA Working Paper Series, No. 14, Australia National University, 2004.
- [14] Foster, L., J. Haltiwanger, and C. Syverson, "Reallocation, Firm Turnover, and Efficiency: Selection on Productivity or Profitability?" *American Economic Review*, 2008, 98(1), 394—425.
- [15] Grossman, G., and E. Helpman, "Protection for Sales", *American Economic Review* 1994, 84(4), 833—50.
- [16] Halpern, L., M. Koren, and A. Szeidl, "Imported Inputs and Productivity", Mimeo, University of California, Berkeley, 2010.
- [17] Harrison, A., "Productivity, Imperfect Competition and Trade Reform", *Journal of International Economics*, 1994, 36(1), 53—73.
- [18] Head, K., and J. Ries, "Rationalization Effects of Tariff Reduction", *Journal of International Economics*, 1999, 47(2), 295—320.

- [19] Helpman, E., and P. Krugman, *Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition, and the International Economy*. Cambridge, MA: The MIT Press, 1985.
- [20] Holz, C., "China's Statistical System in Transition: Challenges, Data Problems, and Institutional Innovations", *Review of Income and Wealth*, 2004, 50(3), 381—409.
- [21] Hummels, D., J. Ishii, and K. Yi, "The Nature and Growth of Vertical Specification in World Trade", *Journal of International Economics*, 2001, 54(1), 75—96.
- [22] Hsieh, C., and P. Klenow, "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India", *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4), 1403—48.
- [23] Iscan, T., "Trade Liberalization and Productivity: A Panel Study of the Mexican Manufacturing Industry", *Journal of Development Studies*, 1998, 34(5), 123—148.
- [24] Jefferson, G., T. Rawski, and Y. Zheng, "Chinese Industrial Productivity: Trends, Measurement Issues, and Recent Developments", *Journal of Comparative Economics*, 1996, 23(2), 146—180.
- [25] Jefferson, G., T. Rawski, W. Li, and Y. Zheng, "Ownership, Productivity Change, and Financial Performance in Chinese Industry", *Journal of Comparative Economics*, 2000, 28(4), 786—813.
- [26] Keller, W., and S. Yeaple, "Multinational Enterprises, International Trade, and Productivity Growth: Firm Level Evidence from the United States", *Review of Economics and Statistics*, 2009, 91(4), 821—831.
- [27] Koopman, R., Z. Wang, and S. Wei, "How Much of Chinese Exports Is Really Made in China? Assessing Domestic Value Added When Processing Trade is Pervasive", NBER Working Paper No. 14109, 2008.
- [28] Krugman, P., "Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade", *Journal of International Economics*, 1979, 9(4), 469—479.
- [29] Levinsohn, J., "Testing the Imports as Market Discipline Hypothesis", *Journal of International Economics*, 1993, 35(1), 1—22.
- [30] Levinsohn, J., and A. Petrin, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservable", *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2), 317—341.
- [31] Lin, J., *Economic Development and Transition: Thoughts, Strategy, and Viability*. Cambridge: Cambridge University, 2009.
- [32] Lu, J., Y. Lu, and Z. Tao, "Exporting Behavior of Foreign Affiliates: Theory and Evidence", *Journal of International Economics*, 2010, 81(1), 197—205.
- [33] Marschak, J., and W. Andrews, "Random Simultaneous Equations and the Theory of Production", *Econometrica*, 1944, 12(4), 143—205.
- [34] Melitz, M., "The Impact of Trade on Intra industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, 2003, 71(6), 1695—1725.
- [35] Naughton, B., *The Chinese Economy: Transition and Growth*. Cambridge, MA: The MIT Press, 2006.
- [36] Nickell, S., "Competition and Corporate Performance", *Journal of Political Economy*, 1996, 104(4), 724—746.
- [37] Olley, S., and A. Pakes, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, 1996, 64(6), 1263—1297.
- [38] Pavcnik, N., "Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants", *Review of Economic Studies*, 2002, 69(1), 245—276.

- [39] Perkins, D., "Reforming China's Economic System", *Journal of Economic Literature*, 1988, 26(2), 601—645.
- [40] Rodrik, D., "What's So Special about China's Exports?" *China & World Economy*, 2006, 14(5), 1—19.
- [41] Rumbaugh, T., and N. Blancher, "International Trade and the Challenges of WTO Accession", in Prasad, E. (ed.), *China's Growth and Integration into the World Economy, Prospects, and Challenges*. International Monetary Fund, 2004.
- [42] Schor, A., "Heterogenous Productivity Response to Tariff Reduction: Evidence from Brazilian Manufacturing Firms", *Journal of Development Economics*, 2004, 75(2), 373—396.
- [43] Trefler, D., "The Long and Short of the Canada U.S. Free Trade Agreement", *American Economic Review*, 2004, 94(3), 870—895.
- [44] Tybout, J., "Manufacturing Firms in Developing Countries: How Well Do They Do, and Why?" *Journal of Economic Literature*, 2000, 38(1), 11—44.
- [45] Tybout, J., J. de Melo, and V. Corbo, "The Effects of Trade Reforms on Scale and Technical Efficiency: New Evidence from Chile", *Journal of International Economics*, 1991, 31(3), 231—250.
- [46] Tybout, J., "Plant and Firm Level Evidence on 'New' Trade Theories", in Harrigan, J., and K. Choi (eds.), *Handbook of International Trade*. New York: Blackwell Publishing Ltd., 2003, 388—415.
- [47] Van Biesebroeck, J., "Exporting Raises Productivity in Sub-Saharan African Manufacturing Firms", *Journal of International Economics*, 2005, 67(2), 373—391.
- [48] Wooldridge, J. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: The MIT Press, 2002.
- [49] World Bank, "The World Development Indicator (WDI)" CD ROM, 2007.
- [50] Wu, J., *Understanding and Interpreting Chinese Economic Reform*. Mason, Ohio: Thomson, 2005.
- [51] 吴延瑞, "生产率对中国经济增长的贡献:新的估计",《经济学(季刊)》, 2008年第7卷第3期, 第827—842页。
- [52] 谢千里、罗斯基、张轶凡, "中国工业生产率的增长与收敛",《经济学(季刊)》, 2008年第7卷第3期, 第809—826页。
- [53] 姚洋、余森杰, "中国的劳动力、人口和出口导向的增长模式",《金融研究》, 2009年第9期, 第1—14页。
- [54] Young, A., "Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade", *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(2), 369—405.
- [55] Young, A., "Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period", *Journal of Political Economy*, 2003, 111(6), 1220—1261.
- [56] Yu, M., "Revaluation of the Chinese Yuan and Triad Trade: A Gravity Assessment", *Journal of Asian Economics*, 2009, 20(6), 655—668.
- [57] 余森杰, "对外贸易", 载罗金义、郑宇硕编,《中国改革开放30年》。香港:香港城市大学出版社, 2009年。
- [58] 余森杰, "中国的贸易自由化与制造业企业生产率:来自企业层面的实证分析",《经济研究》, 2010年第12期, 第97—110页。
- [59] 郑京海、胡鞍钢、Arne Bigsten, "中国的经济增长能否持续? 一个生产率视角",《经济学(季刊)》, 2008年第7卷第3期, 第777—808页。

附录 全要素生产率的度量

长期以来，许多计量经济学家一直致力于解决这一实证分析的难题。但直到 Olley and Pakes (1996) 发表其开创性研究后，这一问题才真正得以解决。最初，研究人员引入两种（即特定企业、特定年份的）固定效应估计来减弱联立性偏差。固定效应的方法尽管可以控制一些难以观察的生产率冲击，但对内生的反向因果关系却无能为力。所以这一方法仍然无法让人满意。与此类似，为避免选择性偏差，研究者通常抛弃某些在个别调查时间内有数据缺失的观测样本，以得出一个均衡面板数据集用于回归。然而，这会使数据集中的大量信息被浪费。

幸运的是，Olley and Pakes (1996) 的方法为两个实证分析问题的解决贡献巨大。将人们对不可观测的生产率冲击在未来实现值的预期记为 v_{it} ，并假定这一预期值依赖于其瞬时值，那么企业 i 的投资则被建模成一个有关 (of) 不可测生产率和资本对数值的递增函数，其中将资本对数值表示为 $k_{it} \equiv \ln K_{it}$ 。与 van Biesebroeck (2005)、Amiti and Konings (2007) 等人稍早的工作类似，本文也对 Olley Pakes 法进行了修正，向其中加入了一个表示企业出口决策的额外变量，而企业的出口决策往往是在上一期做出的 (Tybout, 2003)。投资函数的表达式为

$$I_{it} = \Upsilon(\ln K_{it}, v_{it}, EF_{it}, IF_{it}), \tag{5}$$

其中， EF_{it} (IF_{it}) 是用来标示企业 i 是否在第 t 年进行出口（进口）的虚拟变量。据此可得，(6) 式的反函数为 $v_{it} = \Upsilon^{-1}(\ln K_{it}, I_{it}, EF_{it}, IF_{it})$ 。³¹同时，不可观测的生产率也取决于资本对数值和企业出口决策。于是回归模型可以被写为

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_m \ln M_{it} + \beta_l \ln L_{it} + g(\ln K_{it}, I_{it}, EF_{it}, IF_{it}) + \epsilon_{it}, \tag{6}$$

其中， $g(\ln K_{it}, I_{it}, EF_{it})$ 被定义为 $\beta_k \ln K_{it} + \Upsilon^{-1}(\ln K_{it}, I_{it}, EF_{it})$ 。参照 Olley and Pakes (1996)、Amiti and Konings (2007) 的工作，我们使用资本对数值、投资对数值和企业出口虚拟变量的四阶多项式来逼近 $g(\cdot)$ 。³²此外，由于企业数据集的时间跨度为 1998 年至 2005 年，我们还加入了一个 WTO 虚拟变量（2001 年后的值为 1、此前值为 0）来表示 $g(\cdot)$ ：

$$g(k_{it}, I_{it}, EF_{it}, WTO_t) = (1 + WTO_t + EF_{it} + IF_{it}) \sum_{h=0}^4 \sum_{q=0}^4 \hat{\eta}_{hq} k_{it}^h I_{it}^q. \tag{7}$$

在得到估计系数 β_m 和 β_l 之后，我们使用公式 $R_{it} \equiv \ln Y_{it} - \beta_m \ln M_{it} - \beta_l \ln L_{it}$ 计算了残差 R_{it} 。

下一步是计算系数 β_k 的无偏估计。为了修正选择性偏差，Amiti and Konings (2007) 提出计算资本对数值和投资对数值的高阶多项式的存活指标概率。继而，我们可以精确地对下述方程式进行估计：

$$R_{it} = \beta_k \ln K_{it} + \Upsilon^{-1}(g_{k,t-1} - \beta_k \ln K_{i,t-1}, \hat{p}r_{k,t-1}) + \epsilon_{it}, \tag{8}$$

其中， $\hat{p}r_i$ 是企业下一年退出市场概率的拟合值。由于反函数 $\Upsilon^{-1}(\cdot)$ 的“真实”方程

³¹ Olley and Pakes (1996) 的研究表明，在对企业生产技术附加一些温和的假设后，可以证明投资需求函数对生产率变动 v_{it} 是单调递增的。

³² 使用更高阶的多项式来逼近 $g(\cdot)$ 并不会改变估算结果。

形式无从知晓, 使用含有 $g_{i,t-1}$ 和 $\ln K_{i,t-1}$ 的四阶多项式对其进行估算是可取的。此外, 在 (8) 式第一、第二项中, 资本对数值的估算系数必须完全一致。因此, 非线性最小二乘法是最为适用的计量方法 (Pavenik, 2002; Arnold, 2005)。最终, 一旦得到估计系数 β_k , 我们就可以获得任意产业 j 的 Olley Pakes 法全要素生产率:

$$TFP_{ijt}^{OP} = \ln Y_{it} - \beta_m \ln M_{it} - \beta_k \ln K_{it} - \beta_l \ln L_{it}. \quad (9)$$

Processing Trade, Productivity, and Tariff Reductions: Evidence from Chinese Products

MIAOJIE YU
(*Peking University*)

Abstract This paper explores how processing trade, jointly with tariff reduction, can improve firm productivity. Tariff reductions generate productivity gains via intensified competition. On the other hand, the extra proceeds from processing trade also help improving firms' productivity. Using highly disaggregated Chinese product level trade data and firm level production data from 2000 to 2006 and constructing firm level tariffs based on product information, I find that a 10% tariff decrease generates a 3%–6% increase in a firm's productivity. In addition, processing firms enjoy significant productivity gains when heterogeneity in firm ownership is controlled for. These findings are robust to various econometric methods, different specifications, and measures of productivity.

JEL Classification F1, L1, O1