

中国的贸易自由化与制造业企业生产率^{*}

余森杰

内容提要: 本文通过使用 1998—2002 年我国制造业企业层面的面板数据和高度细化的进口数据来考察贸易自由化对制造业企业生产率的影响。为此, 本文运用并修改扩充了 Olley-Pakes (1996) 半参数方法来纠正估算企业的全要素生产率 (TFP) 中经常产生的同步偏差和因欠考虑企业退出行为而产生的选择偏差。在控制行业的进口渗透率的内生性之后, 本文发现: (1) 贸易自由化显著地促进了企业生产率的提高; (2) 出口企业相对于非出口企业有较高的生产率提升; (3) 关税或非关税壁垒的减免对出口企业生产率的影响要比非出口企业的影响小。一个可能的原因是来料加工型出口企业并不需购买进口原料, 因而不断深化的贸易自由化政策对其影响不大。但是, 如若加上加工出口企业因进行加工业务时所可能产生的技术外溢, 则出口企业相对于非出口企业有较高的生产率提升。这些发现对不同的计量方法都很稳健。

关键词: 贸易自由化 企业退出 生产率 企业层面数据

一、引言

本文主要研究贸易自由化对于我国制造业企业生产率的影响。在过去的三十年中, 我国经历了引人注目的贸易自由化和生产率提升。非加权关税水平从 20 世纪 80 年代早期的大约 55% 下降到 2002 年的约 13%。在这 20 年中, 我国全要素生产率的平均增长率为 4%, 尽管之后这个速度似乎有所减缓 (Zheng et al, 2009)。因此, 研究我国的贸易自由化是否能促进企业生产率的提高是一个十分有现实意义的问题。尽管大量的经济学家长期关注这个问题, 现有的研究尚无定论。一些研究如 Young (2003) 对我国企业的生产率提升持悲观态度, 认为我国经济的增长主要来自企业外部投入的增加而产生的“粗放式”增长而非企业内部生产率提升的“集约式”增长。另外一些研究如谢千里等 (2008) 则找到了一些我国企业内部生产率提升的微观证据。他们的研究结果如此大相径庭, 主要的一个原因是在于如何估算企业的生产率。

首先, 先前大多数关于计算全要素生产率 (TFP) 的研究事实上都是不太精确和有偏的。在主流文献中, 衡量全要素生产率通常是用索洛残差 (Solow Residual) 来实现。所谓索洛剩余, 就是指企业实际观察产值和由最小二乘法计算所得的估计产值之间的差额。然而, 用最小二乘法来估算索洛剩余存在两方面的问题: 一是同步偏差 (Simultaneous Bias), 二是选择偏差 (Selection Bias)。之所以会有同步偏差, 是由于最大化利润的企业会通过调整自己的产出来应对生产率的冲击, 而这反过

^{*} 余森杰, 北京大学国家发展研究院中国经济研究中心, 邮政编码: 100871, 电子信箱: mju@ccer.pku.edu.cn。感谢 Robert Feenstra, Joaquin Silvestre, William Martin, Linda Yueh, Fredrik Wilhelmsson, Söderbom Mans, 林毅夫、姚洋、卢峰、郑京海、盛誉、陈庆池、潘士远、危杰根和田巍有益的评论和建设性的建议。感谢两位匿名审稿人的建设性修改意见。感谢参与瑞典哥特堡大学经济系学术讲座, 牛津大学和北京大学举办的中国微观经济增长率研讨会, 第七届韩国和世界经济 (2008) 研讨会, 第三届中国新政治经济学研讨会, 国际 2008 年中国生产率研讨会, 第四届亚太经济协会 (APEA) 年会、第五届香港经济学双年会的参与者所提供的宝贵的意见和建议。非常感谢北京市教育委员会共建项目 (编号 XK100010501) 和国家自然科学基金 2010 年管理科学部青年项目 (编号 7100301) 的资助。感谢单健丰、袁哲和欧阳森的出色研究助理。当然, 文责自负。

来又要求重新调整该企业的投入。换言之,由于企业面临的生产率冲击可由企业本身观察到,却不被计量经济学家观察到,这就产生同步偏差问题。同时,之所以会有选择偏差,是由于回归中所含的样本仅是那些因具有较高的生产率而在竞争中存活下来的,那些因有较低的生产率而倒闭或退出市场的企业并没有包括在回归样本中。这样,由于忽略了企业从市场的进入和退出因素,样本的选择自然就是非随机的,回归得出的结果也就难免有偏。

其次,大多数文献对于贸易自由化的衡量也是不完整的。许多文献使用产成品的进口关税来衡量贸易自由化。最近 Amiti-Konings (2007)进一步考虑投入品关税。但是,应当注意到,关税只是众多贸易政策工具中的一个。事实上,在1994年第八轮乌拉圭回合谈判后,各国关税已被降到一个非常低的水平上。换言之,它的下降空间是十分有限的。其它贸易政策工具,例如各式各样的非关税壁垒,对于国内进口竞争产业的保护起到了越来越重要的作用。由此可见,仅仅用关税来研究贸易自由化是不充分的。

最后,先前许多研究在使用中国数据时都遇到了实证上的挑战。Holz(2004)强调使用中国宏观数据时存在的可能偏差,这主要是由于在使用宏观数据存在着一定的“水分”:宏观数据无法从相应的微观数据加总所得。如前文所述,Young(2003)的研究指出,中国即便是改革开放后全要素增长率的增长也不快。这个结果与我们的直觉相去甚远,部分原因是由于该文使用了精确度较差的行业数据,这样,文中的估算难免也存在一定程度的偏差。

本文为准确地衡量我国贸易自由化对工业企业生产率的影响,避免实证的估计偏差,主要作了三方面的工作:(1)选择适当的贸易指标来衡量贸易自由化进程;(2)使用最细化的企业层面数据作为估算样本;(3)精确化计算企业的全要素生产率。

首先,为处理由采用普通最小二乘法所产生的同步偏差和选择偏差问题,本文修改了Olley-Pakes(1996)方法来控制同步偏差问题,即通过在半参数估计(semi-parametric estimation)中嵌入生存概率模型并结合我国的实际进行适度修正来解决这两个计量上的挑战。其次,如上所述,贸易自由化也包括大量的非关税壁垒的削减。理想的方法自然是在回归中同时包含关税和非关税壁垒因素。但是,非关税壁垒的数据很难获得(尤其是对于像我国这样的发展中国家更是如此)。所以,在本文中,笔者借鉴先前的相关研究(Harrison, 1994)采用进口渗透率(即行业的进口额除以总产出)来衡量我国的贸易自由化。事实上,由于进口渗透率是关税和非关税壁垒的共同结果,所以与关税和非关税壁垒相比,进口渗透率是一个更好的计算贸易自由化的工具。最后,本文所用的数据是企业水平面板数据,具体地,它包括了1998—2002年间超过15万家国有企业(SOEs)和年销售额超过500万元的非国有制造企业的数据库。而每一个样本又包括100多个会计报表中的财务变量。这样,就可以避免由于使用行业数据所可能造成的不准确结果。

本文的实证估计结果有三个发现:第一,中国的贸易自由化推动了制造业企业生产率的发展。第二,出口企业相对于非出口企业有较高的生产率提升。第三,更进一步地,贸易自由化对出口企业在生产率上的影响要比对非出口企业更大,这可能是因为加工出口企业进行加工业务时可能产生技术外溢,相对于非出口企业有较高的生产率提升。笔者发现,这一结果对于不同的计量方法均是稳健的。

本文结构如下:第二部分介绍我国近期贸易自由化的情况,第三部分阐述相应的经济计量方法,第四部分是数据描述,第五部分则汇报估计结果和相应的敏感性分析,第六部分小结。

二、我国的贸易自由化

改革开放之前,由于国有外贸企业如同“气囊”一样将我国与世界隔绝,关税并没有扮演重要的角色。20世纪80年代,我国开始逐步建立一个完整的关税体系。1992年中国宣布建立社会主义

市场经济,我国的未加权平均关税是42.9%,大致与其他发展中国家的关税水平相当。在WTO乌拉圭回合之后不久,为争取早日进入WTO,政府进行了大幅度的关税削减,将平均关税水平从1994年的35%削减到1997年的17%左右,下降幅度达到50%(余森杰,2009)。此后的1998—2002年间,我国的未加权(加权)平均关税并没有下降很多。最大的一次调整则是在2001年的入世前夕,平均关税从16.4%下降到15.3%。

如要完整考察我国的贸易自由化水平,单纯用进口关税或非关税壁垒指标都是不完整的。而采用行业水平的进口渗透率则可以很大程度地避免这个问题。同时,我国大量的FDI的存在也可能会因溢出效应等原因对企业生产率有正面促进作用,因此,在考察贸易自由化对企业生产率的影响时,应对这一现象进行必要的控制。

三、计量方法

在这部分,笔者首先简要介绍如何度量全要素生产率,然后介绍估计贸易自由化对企业生产率影响的实证方法。

(一)全要素生产率的测算

关于全要素生产率的估算,文献通常用柯布-道格拉斯生产函数来刻画。^①如Amiti-Konings(2007),我们考虑如下的形式:

$$Y_{it} = \pi_{it}(\tau_j) M_{it}^{\beta} K_{it}^{\beta} L_{it}^{\beta} \quad (1)$$

这里 Y_{it} , M_{it} , K_{it} , L_{it} 分别是 j 行业中企业 i 在 t 年的产出、原料、资本和劳动。注意到,企业 i 的全要素生产率 π_{it} 的实现会受到贸易政策 τ_j 的影响。为测量全要素生产率,首先对(1)取对数:

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

这样,全要素生产率 π_{it} 就被吸收到残差项中。如索洛(Solow, 1956)指出的,这个残差事实上是产出的真实数据和预测拟合值 $\ln Y_{it}$ 之差。而预测拟合则通常是通过OLS方法估算所得的:

$$TFP_{it} = \ln Y_{it} - \ln \hat{Y}_{it} \quad (3)$$

但是,如前所述,用OLS估算“索洛残差”的做法存在两个问题:同步偏差和选择偏差。Marschak & Andrews (1944)最早指出:至少有一部分全要素生产率变化能够被企业更早觉察出,因此企业能够改变投入决策来使利润最大化。从另一个角度来说,企业的全要素生产率会对它的要素投入产生反向内生性。不考虑这方面会使企业的利润最大化选择产生偏差。另外,企业的动态行为也存在选择偏差。在回归的样本中,被观察到的企业都是存活下来的企业,一些破产和退出市场的低劳动生产率的企业没有被包括在数据库里。这意味着回归中包含的样本实际上并不是随机选择的,这反过来也造成了估计的偏差。

为解决这两个计量技术面的挑战,早期研究通常使用双向(即企业特定的和年份特定的)固定效应来减少同步偏差。尽管固定效应方法能控制某些隐性的生产率变动,但它对于解决反向内生性并没有多少帮助,仍然不能令人满意。为减少选择偏差,先前的一些研究通过排除那些在考察时期内退出的企业样本以构建并估计一个平衡面板模型。但这样做,会造成数据中的部分有用信息的浪费。

直到Olley-Pakes (1996)的研究对上述问题进行了较好的解决。简单来说,通过假设隐性的生产率变动影响到企业的投资决定,就可以通过把不可直接观察的生产率冲击写成可直接衡量的投资的一个反函数。再注意到当期的投资又是本期的资本存量减去上期折旧后的差。基于上述观

^① 另一个选择是使用超对数生产方程,通常也会得到非常相似的估计结果(Amiti-Konings, 2007)。

察, Olley-Pakes (1996) 分两步计算资本、劳力和原料在生产函数中的比重, 从而用(3)式得到企业的生产率。第一步, 先估算出劳力和原料在生产函数中的比重, 并得出不直接考察资本的 OLS 拟合残差; 第二步, 以不直接考察资本的 OLS 拟合残差为因变量, 由于投资函数的具体形式不可知, 所以采用高阶的多项式把资本及投资作为自变量。并在此嵌入用 Probit 模型估算出来的企业生存概率作为额外自变量放回回归中。而由于要求当期和上期资本估计系数须相同, 因此, 可以采用非线性最小二乘法进行估计。一旦在第二步中把资本投入的系数估计出来, 再结合第一步所得的劳力和原料投入系数, 就可以成功地根据(3)式算出企业的生产率了。

本文采用 Olley-Pakes (1996) 的方法并对它进行相应的修改以使之符合我国的国情。具体的拓展有三方面: 第一, 如同 Amiti-Konings (2007) 指出的, 出口企业相对于非出口企业的投资决策会有不同。最简单的一个理解是出口企业因克服为出口而所需的固定成本 (Meitz, 2003) 会对资本有更大的需求, 这就直接影响企业的投资行为。所以, 本文把一个企业是否出口的虚拟变量加入企业的投资决定方程中。第二, 由于本文样本期间为 1998—2002 年, 而我国于 2001 年加入了世贸组织, 这会造成市场的扩大; 因此, 本文也在企业的投资决定方程中加入一个 WTO 虚拟变量来控制这种影响。第三, 如同绝大部分做企业数据的研究一样, 笔者无法得到企业水平的销售价格, 因此, 本文采用我国相应的各年各行业的出厂价格指数来计算企业的产量水平 (请注意不是产值)。作者可提供本文用修正版的 Olley-Pakes (1996) 法计算企业生产率的具体步骤 (可索取)。

(二) 计量模型

在这部分中, 我们将估计如下模型:

$$\ln TFP_{jt}^{OP} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln imp_{jt} + \alpha_2 EF_{it} + \alpha_3 (\ln imp_{jt} \times EF_{it}) + \alpha_4 exit_{it} + \theta X_{it} + \tilde{\omega}_i + \eta_t + \mu_{jt} \quad (4)$$

其中 $\ln TFP_{jt}^{OP}$ 表示 j 行业中的 i 企业在 t 年用 Olley-Pakes 法所得的全要素生产率的对数。 $\ln imp_{jt}$ 表示行业 j 在 t 年的进口渗透率的对数。 EF_{it} 是出口企业 i 在 t 年的虚拟变量, 而 $exit_{it}$ 表示企业 i 在 t 年退出的虚拟变量^①。 X_{it} 表示企业 i 在 t 年的其它控制变量, 如外商直接投资 (FDI) 虚拟变量、国有企业 (SOE) 虚拟变量、是否为中央直辖的国有企业。我们又进一步将误差项分成三部分进行考察: (1) 用于控制时间不变要素的企业特定固定效应 $\tilde{\omega}_i$; (2) 用于控制如人民币真实升值的不随企业变动的年份固定效应 η_t ; (3) 用于控制其它特定异质效应的标准误差项 μ_{jt} , 不失一般性, 这里假定 μ_{jt} 服从正态分布: $\mu_{jt} \sim N(0, \sigma_{jt}^2)$ 。

从(4)式我们得知, 行业 j 的进口渗透率对于企业 i 的生产率有下面两方面的影响:

$$\partial \ln TFP_{jt}^{OP} / \partial \ln imp_{jt} = \alpha_1 + \alpha_3 EF_{it} \quad (5)$$

其中系数 α_1 衡量贸易自由化对于行业 j 中非出口企业 i 的影响。相应地, 贸易对于出口企业生产率的影响则为 $\alpha_1 + \alpha_3$ 。在这里, 贸易自由化的深化, 表现为行业进口渗透率的增大。在本文中, 贸易自由化对生产率的促进作用表现在如下两方面: 第一, 关税减免或非关税壁垒的消除使更多国外产品进入本国市场, 因而同一行业内进口竞争型企业会面临着更激烈的竞争。为求生存, 这些进口竞争型企业会想方设法提高企业生产率 (Levinsohn, 1993; Hanison, 1994)。第二, 如果进口产品属于同行业内企业的原料或中间品, 贸易自由化的加深 (如关税减免) 则有利于企业直接节省成本, 也能促进企业的生产率的提高。综上, 待估参数 α_1 和 $\alpha_1 + \alpha_3$ 应为正。

更重要的是, 出口企业虚拟变量的系数 α_3 应为负。换言之, 相对于非出口企业, 出口企业的生产率提升在关税不断减免及非关税壁垒的逐步消除中获益较少。初看起来似乎有悖直觉。但事实上是不难理解的: 贸易自由化会对出口企业与非出口企业都产生影响。非出口企业又可分为两类:

① 这里没有包括进口企业虚拟变量的原因是企业数据库没有进口企业的信息。

进口竞争型非出口企业(即其产成品面临的进口关税下降)和成本节约型企业(即进口关税下降的产品是该类企业的原料或中间投入品)。如上段所分析的,不管进口的是中间品或产成品,贸易自由化都会使企业生产率提升。

类似地,出口企业也可分为两类:进口竞争型出口企业(即进口关税下降的产品是该类企业的产成品)和出口加工企业(即进口关税下降的产品是该类企业的原料或中间投入品)。注意到如Melitz(2003)指出的,如果企业出口一种产品,则该产品也必然在国内销售。所以,对进口竞争型出口企业而言,贸易自由化对这类企业生产率的影响与对进口竞争型非出口企业并没有太大不同。但“三来一补”为主的出口加工企业就不同了。因为出口加工企业在进口原材料时是完全免税的,对来料加工企业甚至不须支付原料的成本费。这样,逐年削减的关税对其影响就不大了:加工企业中的来料加工企业根本就不在乎关税的变化。那么,贸易自由化对出口企业(包括进口竞争型出口企业和出口加工企业)的影响就会比对非出口企业要小,虽然还是会有一定的正面促进作用。

需要指出的是,贸易自由化对出口企业和非出口企业生产率促进的差距会随着出口加工企业占出口企业比重的增加而扩大。而如图1所示,我国出口加工企业占出口企业比重自1995年就高于50%。

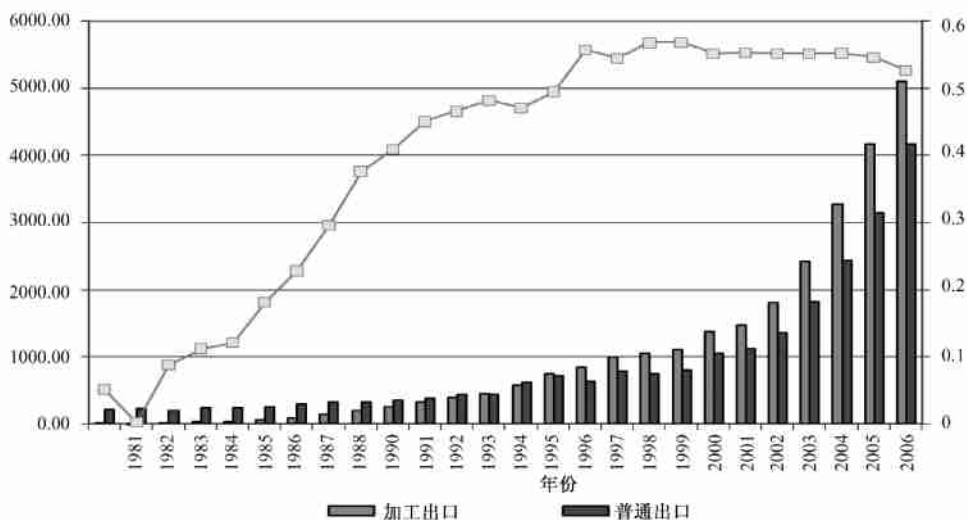


图1 中国的加工出口贸易
数据来源:《中国统计年鉴(2007)》。

(三)数据

本文使用的样本来自两个数据库。第一个是包括1998—2005年间15万家国有企业和年销售额超过500万元的非国有制造企业水平面板数据,由国家统计局通过每年的制造企业调查收集到。每个样本包括100多个财务变量。第二个数据库则是美国国民经济研究局和联合国主持开发并由戴维斯加州大学Feenstra教授维护的《世界进口和出口贸易数据》^①。

表1提供了关于这个企业层面数据库的基本统计信息。尽管这个数据库包含了丰富的信息,但其中一些样本是芜杂和有误的,这很大程度是来自有些企业的错误报告(Holz, 2004)。例如,有些家族企业没有正式的会计系统,数据信息是以1000元为单位的,而官方的要求是以1,000元为单位。因此,依照谢千里等(2008),只要出现以下情况则将该样本剔除:(1)企业雇用的工人数量

① 该数据可从 <http://cid.econ.ucdavis.edu> 中获得。

低于 8 人;^① (2) 与销售量相关的增值率低于 0 或高于 1。经过筛选, 我们从原始数据库中剔除了 28, 875 个样本。如表 1 所示, 外商直接投资企业约占厂商数的 8%, 国有企业占约四分之一。^②

表 1 我国规模以上企业层面数据基本信息

年份	1998	1999	2000	2001	2002
原始样本数	154882	154882	162883	169031	140741
筛选后的样本数	146490	149557	156400	164037	137060
外资企业数	10718	10718	11956	13116	10063
国有企业数	49098	49098	51363	35327	27304

先前的关于全要素生产率的文献认为产出应该用实物来度量。最近的像 Felipe et al (2004) 强调估计生产函数时使用货币度量产出会导致偏差。为了得到全要素生产率的精确度量, 应该从实物数据下手, 或者至少要采用过滤掉通胀因子的产出数据。可是, 如同许多先前的研究所遇到的一样, 实物产出的数据我们也无法获得, 因此本文效仿 Amity & Konings (2007) 采用滤除通胀因子的产出数据来估计。具体地, 笔者采用各年《中国统计年鉴》中各制造行业的出厂价格指数作为企业价格的代理变量。

表 2 分行业报告了用 Probit 模型估计所得的企业在下一年的存活概率。^③ 它们从 0.97 到 0.99 不等, 均值是 0.978, 也就是说企业的退出情况并不普遍。表 2 的其余部分汇报了通过 Olley-Pakes (1996) 方法和传统的最小二乘法估计所得的劳力、原料和资本的系数。这里包括全部 40 个制造行业, 并根据国家产业分类 (GB/T4754—2002) 从第 6 位到 46 位进行编码。如表 2 的最后一行所示, 用 Olley-Pakes (1996) 方法估计所得的三类要素投入系数 (劳力、原料和资本) 与采用最小二乘法估计所得相比更小。这说明, 在没有控制同步偏差和选择偏差时, 使用最小二乘法对全要素生产率的估计有一个向下的偏差, 这也能部分解释为什么以前的一些研究没有发现我国制造业有较大的全要素生产率提高的事实。

这里使用的进口数据是来自我国海关总署的 HS 十位码数据。尽管高度加总的 HS 二位码进口数据是可以从《中国统计年鉴》等公开出版物中获取, 但其细化的非加总数据却无法获得。我们幸得到 1998—2002 年的 HS 十位码进口数据。为计算行业 j 的进口渗透率, 我们首先将 HS 十位码进口数 (IM) 加总至 HS 四位码行业水平上, $\sum_i IM_i$ 。同时, 又将企业 i 的产出 y_i 加总至我国二位制编码部门分类法水平上, $\sum_i y_i$ 。最后, 对国际 HS 四位码水平和我国二位码水平的部门分类进行匹配, 就可获得行业 j 的进口渗透率 imp^j 为 $\sum_i IM_i / \sum_i y_i$ 。

图 2 则描述了 1998—2002 年间我国各制造业平均的进口渗透率和平均的全要素生产率的关系。注意到其中有些行业的产品是非贸易品, 没有相应的进口数据。如若行业的全要素生产率和进口渗透率数据有任一方不可得, 则该行业会被剔除掉。这样, 我们剔除掉 8 个行业, 还剩 32 个行业。^④ 尽管大多数产业有正的全要素生产率和正的进口渗透率的对数值, 也有一些例外: 煤炭、食品、皮革、石油和黑色金属冶炼及压延加工等行业其进口渗透率对数值为负, 说明这些行业其年

① Levinsohn & Petrin (2003) 在智利企业层面的研究中, 剔除了十名以上工人的智利工厂。

② 在这里, 外商直接投资企业不包含港澳台企业, 具体包括以下四类: (1) 中外合资经营企业 (代码: 310); (2) 中外合作经营企业 (320); (3) 外资独资企业 (330); (4) 外商独资股份有限公司 (340)。而国有企业则包括下列三类: 国有企业 (110), 国有联营企业 (140); 国有与集体联营企业 (143)。

③ 注意这里“企业退出”意味着一个企业或者关闭而退出市场, 或者是其年销售额低于 500 万元而不再列入该数据库。由于数据的局限, 我们无法进一步区分这两种情况。

④ 去掉的 8 个行业包括石油和天然气提炼, 铁矿石采掘加工业, 其它矿石采掘业, 废物回收和处理, 电力和热力, 电力和热力的生产与提供, 天然气的生产与提供, 水的生产与提供。

表2 我国制造企业全要素生产率

工业(编码)	企业的存活概率	劳动		原料		资本	
		OIS	OP	OIS	OP	OIS	OP
煤炭开采和选洗业(6)	0.983	0.092	0.062	0.431	0.468	0.382	0.237
石油和天然气开采业(7)	0.989	0.099	0.048	0.239	0.210	0.646	0.592
黑色金属矿采选业(8)	0.984	0.125	0.087	0.466	0.442	0.299	0.184
有色金属矿采选业(9)	0.971	0.112	0.126	0.474	0.484	0.303	0.154
非金属矿采选业(10)	0.982	0.131	0.106	0.473	0.494	0.213	0.109
农副食品加工业(13)	0.972	0.170	0.147	0.508	0.521	0.304	0.202
食品制造业(14)	0.974	0.155	0.141	0.569	0.535	0.359	0.283
饮料制造业(15)	0.975	0.150	0.124	0.463	0.476	0.410	0.264
烟草制品业(16)	0.970	0.076	0.078	0.214	0.224	0.777	0.510
纺织业(17)	0.983	0.137	0.120	0.341	0.345	0.296	0.228
纺织服装、鞋、帽制造业(18)	0.988	0.132	0.104	0.294	0.287	0.296	0.276
皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业(19)	0.982	0.139	0.107	0.371	0.385	0.265	0.212
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业(20)	0.983	0.148	0.109	0.457	0.453	0.238	0.141
家具制造业(21)	0.988	0.142	0.102	0.427	0.434	0.294	0.222
造纸及纸制品业(22)	0.981	0.114	0.086	0.366	0.378	0.346	0.226
印刷业和记录媒介的复制(23)	0.983	0.128	0.098	0.502	0.514	0.381	0.265
文教体育用品制造业(24)	0.990	0.141	0.111	0.291	0.286	0.343	0.348
石油加工、炼焦及核燃料加工业(25)	0.979	0.109	0.084	0.343	0.295	0.469	0.350
化学原料及化学制品制造业(26)	0.980	0.140	0.114	0.366	0.378	0.352	0.253
医药制造业(27)	0.986	0.119	0.090	0.359	0.342	0.404	0.285
化学纤维制造业(28)	0.975	0.155	0.099	0.301	0.279	0.371	0.309
橡胶制品业(29)	0.980	0.135	0.115	0.315	0.336	0.367	0.267
塑料制品业(30)	0.985	0.120	0.106	0.360	0.352	0.350	0.268
非金属矿物制品业(31)	0.981	0.111	0.095	0.389	0.395	0.334	0.207
黑色金属冶炼及压延加工业(32)	0.975	0.148	0.108	0.419	0.383	0.339	0.249
有色金属冶炼及压延加工业(33)	0.981	0.133	0.099	0.369	0.332	0.319	0.246
金属制品业(34)	0.986	0.140	0.117	0.358	0.354	0.316	0.252
通用设备制造业(35)	0.985	0.159	0.109	0.423	0.401	0.203	0.190
专用设备制造业(36)	0.982	0.174	0.116	0.502	0.472	0.271	0.226
交通运输设备制造业(37)	0.985	0.133	0.102	0.414	0.415	0.377	0.309
电气机械及器材制造业(39)	0.989	0.211	0.126	0.715	0.761	0.045	0.152
通信设备、计算机及其他电子设备制造业(40)	0.990	0.118	0.094	0.341	0.345	0.350	0.328
仪器仪表及文化、办公用机械制造业(41)	0.986	0.175	0.100	0.370	0.338	0.329	0.361
工艺品及其他制造业(42)	0.987	0.202	0.111	0.708	0.466	0.185	0.208
废弃资源和废旧材料回收加工业(43)	0.987	0.201	0.187	0.335	0.354	0.272	0.268
电力、热力的生产和供应业(44)	0.994	0.190	0.082	0.384	0.316	0.403	0.379
燃气生产和供应业(45)	0.990	0.079	0.039	0.366	0.330	0.432	0.382
水的生产和供应业(46)	0.998	0.069	0.049	0.324	0.299	0.523	0.221
全行业	0.978	0.150	0.097	0.439	0.406	0.307	0.214

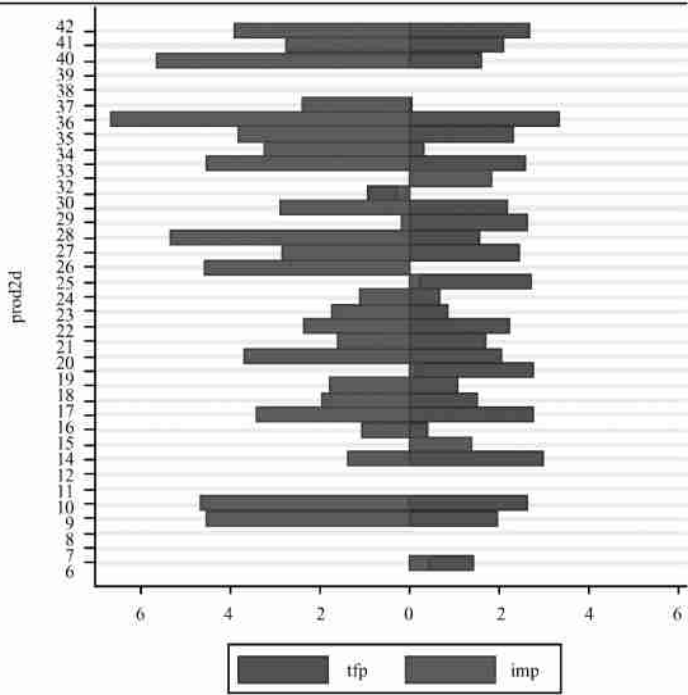


图2 各行业的全要素生产率和进口渗透率

注: (1)进口渗透率(*imp*)和全要素生产率(*tfp*)用对数形式度量。(2)空白处的行业表示在数据库中没有这种行业的进口渗透率或(和)全要素生产率的数据。(3)行业代码含义参见表2

均进口值小于其销售额。另一方面,黑色金属冶炼及压延加工业还具有负的全要素生产率。总体而言,图2表明一个行业的进口渗透率与它的全要素生产率正相关。

四、实证结果

(一)主要估计结果

表3汇报了方程(4)的估计结果。为考虑进口渗透率对全要素生产率的影响,我们首先分析进口渗透率、企业是否出口及两者交叉项对全要素生产率的影响,并以此作为基准模型。方程(4)中的估计系数 α_1 为0.019且在常规统计水平上显著。这表明较强的贸易自由化会提高企业的生产率。一些企业由于运作不善或其他原因在下一时期可能倒闭并退出市场。忽略这种行为会导致选择偏差的问题。因此我们在第(2)一(5)栏中,通过增加一个变量来度量企业在下一期是否退出市场(即(4)式中的 $exit_{it}$ 项。如企业当期仍能从样本中观察到,则取值1;否则取0)。正如表3所示,与其他企业相比,退出市场的企业平均有较低的生产率。

在对企业的退出行为进行控制之后,第(2)栏表明贸易自由化对于企业全要素生产率的弹性仍然是正的。不过,我们必须小心其量级,因为控制了企业退出行为的第(2)栏中的系数 α_1 比第(1)栏中没有控制的系数要低得多: $0.005 < 0.019$ 。我们怀疑这是由贸易自由化可能的内生性所致。另外,贸易自由化对于出口企业生产率的影响比对非出口企业生产率的影响要小,因为交叉项, $\ln imp_{it} \times EF_{it}$ 显著为负。给定出口企业的变量均值是0.49,出口企业自由化对全要素生产率的弹性仍为正($0.005 - 0.007 \times 0.49 = 0.002$)。

表3的回归结果有两方面的经济含义:首先,贸易自由化使进口竞争型企业面临着更激烈的竞争同时也使同行业内的原料进口商成本下降。由于本企业数据库无法得知企业到底属于哪一类,

这两类企业各自从贸易自由化所得的生产率提升无法单独考察。^① 但实证结果仍可以告诉我们, 这两类企业都在贸易自由化中实现了生产率的提高。第二, 与非出口企业相比, 出口企业在贸易自由化中获得的收益更少。原因如上所述, 来料加工类的出口企业无法从关税减免中获利, 而加工企业出口额又占全部出口的一半以上, 这自然使得出口企业相对于非出口企业在贸易自由化中获益较少。

当然, 这并不是说出口企业(特别是加工出口企业)在出口(或在加工贸易)中没有能提高生产率。相反, 从 $\partial \ln TFP_{ijt} / \partial EF_{it} = \alpha_2 + \alpha_3 \ln imp_{jt}$ 可知, 出口企业生产率的提升还表现在 α_2 项中。加工出口企业在加工贸易中可能因接触到质量较高的原材料而有利于企业本身的技术开发, 从而间接实现生产率的提升。所以, 出口企业相对于非出口企业而言, 仍有较高的生产率提升。具体地, 如第(5)栏所示, 给定平均进口渗透率对数值为 1.58, 出口企业相对于非出口企业的生产率对数变化为: $0.049 - 0.008 * 1.58 > 0$ 。

表 3 基准回归结果

因变量 ($\ln TFP_{ijt}^C$)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
进口渗透率对数 ($\ln imp_{jt}$)	0.019** (6.87)	0.005** (2.59)	0.005** (2.59)	0.006** (2.62)	0.006** (2.62)
出口企业哑变量 (EF_{it})	0.838** (200.30)	0.049** (10.05)	0.049** (10.09)	0.049** (10.03)	0.049** (10.04)
$(imp_{jt} \times EF_{it})$	-0.015** (-9.80)	-0.007** (-5.69)	-0.007** (-5.72)	-0.008** (-5.77)	-0.008** (-5.77)
企业在下一年退出哑变量		-0.162** (-3.39)	-0.162** (-3.40)	-0.162** (-3.40)	-0.162** (-3.40)
国有企业哑变量			-0.017 (-1.40)	-0.015 (-1.22)	-0.015 (-1.22)
是否属中央直属的国企					-0.094** (-5.13)
外商直接投资哑变量		0.003 (0.26)	0.003 (0.27)		0.003 (0.23)
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
样本数	301148	301148	301148	301148	301148
R平方	0.695	0.852	0.852	0.852	0.852

注: 该表格折旧率为 15%, 并使用永续盘存法测量投资量。因变量是全要素生产率的对数 (Olley-Pakes 方法)。括号内为纠正了企业水平集聚的 t 统计值。*(**) 表示在 10%(5%) 水平上显著。“是否属中央直属的国企”变量是国有企业虚拟变量和中央直属虚拟变量的交叉项。

之前的研究表明, 国有企业比非国有企业有相对低的生产率, 这主要是由它们低下的效率和无效的激励机制所导致的 (Wu, 2005)。因此笔者在第(3)栏中将是否国有企业的虚拟变量作为控制变量。结果得出系数显著为负。这个发现和 Jefferson et al(2000)的研究一致: 我国的国有企业比私

^① 这是由于为与进口产品数据相匹配, 企业是被加总到 2 位码水平上的大行业水平。这样, 企业的中间进口品和产成品都属于同一大类。

有企业的全要素生产率更低。更进一步, 国有企业还可以分为中央直辖或是隶属地方政府两类。注意到中央政府和地方政府有不同的经济利益。为了自我提升, 地方政府官员的主要目标是最大化当地总产出(Wu, 2005)。因此, 更有可能激励国有企业, 这又反过来会导致更高的生产率和利润。与预期相同, 第(5)栏的回归发现国有企业和中央控制虚拟变量的交叉项为显著负值。

最后, 可以预期外资企业有较高生产率, 因为它们具有较快的学习效应, 能采用更好的技术或者更高质量的投入(Amiti-Konings, 2007)。我们在第(5)栏中包括了外商直接投资, 并发现它尽管并不显著, 但与预测一样为正。

(二) 折旧率的选择

如前所述, 计算企业投资是用 Olley-Pakes 方法计算全要素生产率的必要步骤, 通常通过采用永续盘存法计算:

$$I_{it} = K_{it} - (1 - \delta)K_{it-1}, \quad (6)$$

这里 I_{it} , K_{it} 分别表示企业 i 在 t 年的投资和固定资本。 δ 表示给定我国在 1998—2002 年间折旧率不变的前提下, 不同企业和不同年份的共同折旧率。^①

问题是, 折旧率到底为多少。正如 Perkins (1988)、Wang-Yao (2003) 所推荐的, 5% 的折旧率应是一个很好的选择, 因为《中国统计年鉴》就选用这个值来代表国有企业的折旧率。但是, 有研究认为折旧率应为 4% (Liang, 2006)。Amiti-Konings (2007) 在用印度尼西亚数据作回归时采用了 15% 的水平。对于上世纪 90 年代而言, 有研究认为我国的折旧率可能高达 16% (Wang-Yao, 2003)。因此, 在衡量企业的投资水平时, 我们允许折旧率有一定弹性。依照 Amit-Konings (2007), 我们将 15% 作为默认值, 但使用 10%、5% 和 4% 作为不同的折旧率来进行稳健性检验。从表 4 看到, 使用不同的折旧率估计所得的结果均是稳健的。

(三) 内生性

贸易自由化并不是外生给定的, 实际上受到企业生产率的影响。一些生产率高的企业有很强的动机去扩大其经济规模, 而这反过来又要求来自国际市场的更多投入。企业的强烈需求会导致该行业具有更高的进口渗透率。我们需要控制贸易自由化的内生性以期获得贸易自由化对全要素生产率影响的精确估计。而工具变量(IV)法是解决这个问题一个强有力的计量方法。

但众所周知, 完美的工具变量在现实中是很难存在的。尽管如此, 本文选择储蓄作为进口渗透率的工具变量。正如 Krugman (1998) 所强调的, 一国的贸易顺差意味着该国的储蓄大于投资。而贸易顺差自然是出口大于进口。所以, 给定其他条件不变, 一国储蓄的增加将意味着顺差的上升, 进口的下降, 或者说进口替代率的下降。从这个角度分析, 省级水平的储蓄可能是一个合适的工具变量^②。

统计上有一些方法可用来检测该工具变量的质量。首先, 笔者进行 Anderson (1984) 的典型相关似然率检验判断回归是否存在识别不足的问题, 即检验工具变量(储蓄)是否与内生性回归量(即进口渗透率)相关, 认为模型不足识别的原假设在 1% 水平上被拒绝。第二, 我们还进一步考察储蓄是否与进口渗透率仅弱相关。倘若如此, 则估计可能有偏。可是, Cragg & Donald (1993) 的 F-值在统计上高度显著, 有力地拒绝了弱识别这一原假设。第三, Anderson & Rubin (1949) χ^2 统计拒绝内生性回归系数为零的原假设。总之, 不同的统计检验表明该工具变量具有较高的质量。

^① Olley-Pakes 方法的一个假设是生产率冲击应该根据投资条件预先决定的资本单调递增。投资变量作为代理变量只对非零投资的企业才有效。因此, 有学者不主张采用投资变量作为描述生产率冲击的代理变量 (Levinsohn-Petrin, 2003)。笔者也采用该方法计算生产率, 结果相似。限于篇幅忽略不报。

^② 理想状态是用企业水平的储蓄作为工具变量。但该数据不可得。退而求其次, 笔者采用数据可得的省级储蓄数据。

表4 不同投资量的回归结果

因变量 $\ln(TFP_{it}^x)$	(1) 折旧率(15%)	(2) 折旧率(10%)	(3) 折旧率(5%)	(4) 折旧率(4%)
进口渗透率对数	0.006** (2.62)	0.005** (2.54)	0.005** (2.34)	0.005** (2.46)
是否属出口企业(EF_{it})	0.049** (10.04)	0.049** (9.92)	0.050** (10.62)	0.050** (11.08)
$\ln imp_{jt} \times EF_{it}$	-0.008** (-5.77)	-0.007** (-5.20)	-0.007** (-5.14)	-0.006** (-4.75)
企业是否在下一年退出	-0.162** (-3.40)	-0.162** (-3.42)	-0.123** (-2.46)	-0.130** (-2.84)
国有企业哑变量	-0.015 (-1.22)	-0.012 (-0.95)	-0.012 (-0.97)	-0.012 (-0.93)
是否属中央直辖的国企	-0.094** (-5.13)	-0.088** (-4.73)	-0.090** (-4.56)	-0.085** (-4.61)
是否外商直接投资	0.003 (0.23)	-0.004 (-0.29)	-0.002 (-0.21)	-0.003 (-0.27)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本数	301148	301485	302283	302852
R平方	0.852	0.850	0.852	0.855

注：括号内为纠正了企业水平集聚的t统计值。*(**)表示在10%(5%)水平上显著。“是否属中央直辖的国企”变量是国有企业虚拟变量和中央直辖虚拟变量的交叉项。

在控制内生性之后，较高进口渗透率将导致较高的企业生产率。在所有估计中，系数 α_i^V 是稳定的，并且比没有控制内生性时的 α_i 要高。进口渗透率和出口企业虚拟变量的交叉项显著为负，这与之前的发现一致。贸易自由化对企业生产率的净效应仍为正(0.072-0.014 * 0.57=0.06)。这个净效应比没控制内生性时略低。这意味着隐含的负向动态因果倒置减弱了贸易自由化对于企业生产率的影响。在控制内生性后，行业贸易自由化对企业的生产率有显著的影响。特别地，行业进口渗透率对数值的10%的增长导致企业生产率对数值0.6%的增长。综合各种可能的影响渠道后，出口企业比非出口企业仍具有较高的生产率：0.049-0.014 * 1.58 > 0(回归结果可索取)。

(四)企业生产率的另一种度量

用修正版的 Olley-Pakes 法估算的全要素生产率能够处理同步偏差和选择偏差。不过，该方法是在建立在资本比劳动对未观察到的生产率冲击反应更强烈的假设下的。换言之，在生产率冲击时，劳动投入给定外生不变。但是，我国是一个劳动力资源丰富的国家，劳力成本相对较低。当面临生产率冲击时，企业更可能会通过调整劳动投入来最优化其生产行为(Blomstöm-Kokko, 1996)。所以，还需用其他计量方法来估算生产率，并对(4)式进行新的回归以考察回归结果是否稳健。

Blundell-Bond(1998)的系统GMM法是处理该问题的一个很好的方法。通过假设未观察到的生产率冲击依赖于前期的认识，系统GMM方法将全要素生产率的模型设定为受到包括现在和过去

在内的所有类型的企业投入的影响。^① 特别地, 这个模型有以下的一个动态表述:

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & \gamma_1 \ln L_{it} + \gamma_2 \ln L_{i,t-1} + \gamma_3 \ln K_{it} + \gamma_4 \ln K_{i,t-1} + \gamma_5 \ln M_{it} \\ & + \gamma_6 \ln M_{i,t-1} + \gamma_7 \ln y_{i,t-1} + \zeta_i + \zeta_t + \omega_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

其中 ζ_i 是企业 i 的固定效应, ζ_t 是年份固定效应。特定项 ω_{it} 是序列不相关的误差项。通过使用系统 GMM 方法, 我们能够获得式 (7) 中各系数的一致无偏估计。也就是说, 劳动和原材料投入不被当作外生给定, 而是同资本投入一样是内生的。当然, 采用系统 GMM 方法无法控制企业退出因而存在着“选择偏差”的问题, 但这并不影响它作为一项稳健检验。

表 5 汇报了贸易自由化对用系统 GMM 法估算所得的全要素生产率的回归结果。关键系数 $\hat{\alpha}_1$, $\hat{\alpha}_2$ 和 $\hat{\alpha}_3$ 都与用 Olley-Pakes 法计算的全要素生产率估计所得的结果高度接近。出口企业和非出口企业都得益于贸易自由化, 不过出口企业的得益较小。但是综合而言, 出口企业比非出口企业有更高的生产率。 $\hat{\alpha}_4$ 显著的负值表明退出的企业平均而言均为低劳动生产率的。国有企业则比非国有企业有更低的生产率。与前表比较, 表 5 唯一特别之处在于由中央政府直接控制的国有企业比由地方政府控制的国有企业有更高的生产率。这个出乎意外的结果也许是因为在用系统 GMM 型估算全要素生产率时, 我们无法控制企业的退出行为。但总体而言, 不同的估计方法对估算贸易自由化对企业的生产率的影响并不敏感。

表 5 系统 GMM 回归结果

回归因变量 ($\ln TFP_{it}^{DB}$)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
进口渗透率 ($\ln imp_{it}$)	-0.003** (-2.41)	0.004** (3.63)	0.004** (3.64)	0.004** (3.64)	0.004** (3.64)
出口企业哑变量 (EF_{it})	0.613** (304.09)	0.044** (20.63)	0.044** (20.68)	0.044** (20.70)	0.044** (20.70)
$\ln imp_{it} \times EF_{it}$	-0.007** (-10.99)	-0.003** (-5.28)	-0.003** (-5.32)	-0.003** (-5.30)	-0.004** (-5.30)
企业是否于次年退出		-0.196** (-5.76)	-0.196** (-5.76)	-0.196** (-5.76)	-0.196** (-5.76)
国有企业哑变量			-0.006 (-1.17)	-0.007 (-1.24)	-0.007 (-1.24)
是否属中央直轄的国企				0.016** (2.03)	0.016** (2.03)
外商直接投资哑变量					-0.001 (-0.26)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R-平方	0.829	0.895	0.894	0.894	0.894

注: 本表中回归因变量 $\ln TFP_{it}^{DB}$ 是采用 Blundell-Bond approach (1998) 的系统 GMM 方法计算所得的。括号内为纠正了企业水平集聚的 t 统计值。* (**) 表示在 10% (5%) 水平上显著。“是否属中央直轄的国企”变量是国有企业虚拟变量和中央直轄虚拟变量的交叉项。

^① 注意由 Arellano-Bond (1991) 引入的一阶方差 GMM 也允许企业投入依赖于过去。但是该法会失去部分投入要素的工具变量, 这是由于产出和投入要素的滞后项与残差项是相关的。相反, 通过假设工具变量的一阶方差与固定效应无关, 系统 GMM 能够引入更多的工具变量, 从而可以提升回归的有效性。

六、总结性评论

在本文中,笔者估计了我国贸易自由化对企业生产率的影响。在控制企业退出行为和贸易自由化的内生性之后,通过使用更可靠的企业水平上的微观数据,我们发现我国的全要素生产率在上一个十年中确实得到提升,贸易自由化对企业生产率的影响显著为正。更有趣的是,对于出口企业的影响比对非出口企业的影响要小。但综合而言,出口企业比非出口企业有更高的生产率。

这个发现和我国目前的贸易特别是加工贸易情况是一致的:来料加工型出口企业并不需购买进口原料,因而不断深化的贸易自由化政策对其影响不大。但是,如若加上加工出口企业因进行加工业务所可能产生的技术外溢,则出口企业相对于非出口企业有较高的生产率提升。如 Bernard-Jensen (1999) 表明的,在美国只有生产率较高的企业才会出口。但是,对我国来说,有可能是某些企业先出口,然后再从出口中获益而变得更强大(戴觅、余森杰,2010)。当然,工业企业数据库本身并没有提供企业加工信息,所以如要对这一领域作深入的研究,还须与海关进出口数据相结合来进行综合分析(余森杰,2010)。

参考文献

戴觅、余森杰,2010《出口的生产力提升效应以及出口前 R&D 的作用:来自中国制造业企业的证据》,北京大学中国经济研究中心。

国家统计局,《中国统计年鉴(2007)》,中国统计出版社。

谢千里、罗斯基、张轶凡,2008《我国工业生产率的增长与收敛》,《经济学(季刊)》,第7期。

余森杰,2009,《国际贸易的政治经济学分析:理论模型与计量实证》,北京大学出版社。

余森杰,2010,《加工贸易、企业生产率和关税减免:来自中国产品面的证据》,北京大学中国经济研究中心。

Arellano Manuel and Stephen Bond, 1991, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations." *Review of Economic Studies* 58 pp. 277-97.

Amiti, Mary, and Jozef Konings, 2007, "Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia." *American Economic Review* 97 (5), pp. 1611-1638.

Arnold, Jens Metthias, 2005, "Productivity Estimation at the Plant Level: A Practical Guide," mimeo, Bocconi University.

Bernard, Andrew, and Bradford Jensen, 1999, "Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both?" *Journal of International Economics* 47, pp. 1-25.

Blomström, Magnus and Ari Kokko, 1996 "The Impact of Foreign Investment on Host Countries: A Review of the Empirical Evidence," World Bank Policy Research Working Paper No. 1745.

Blundell, Richard and Stephen Bond, 1998, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models." *Journal of Econometrics* 87, pp. 11-143.

Felipe, Jesus, Hasan, Rana, and J. S. L. McCombie, 2004, "Correcting for Biases When Estimating Production Functions: An Illusion of the Laws of Algebra?" CAMA Working Paper Series No. 14, Australia National University.

Fujii, Takamune and Mitsuyo Ando, 2000, "Quantifying the Economic Impact of Removing Non-Tariff Measures: Tariff Equivalent Approach," mimeo.

Harrison, Ann, 1994, "Productivity, Imperfect Competition and Trade Reform," *Journal of International Economics* 36, pp. 53-73.

Head, Keith, and John Ries, 1999, "Rationalization Effects of Tariff Reduction," *Journal of International Economics* 47(2), pp. 295-320.

Holz, Carsten, 2004 "China's Statistical System in Transition: Challenges, Data Problems, and Institutional Innovations." *Review of Income and Wealth* 50(3), pp. 381-409.

Jefferson, Gary, Rawski, Thomas, Wang Li, and Zheng Yuxin, 2000 "Ownership, Productivity Change, and Financial Performance in Chinese Industry," *Journal of Comparative Economics* 28 (4), pp. 786-813.

Krugman, Paul, 1998, *The Age of Diminished Expectations*, The MIT Press, Cambridge.

Liang, Hong, 2006, "China's Investment Strength is Sustainable," Goldman Sachs Global Economic Paper, No. 146.

Levinsohn, James, 1993 "Testing the Imports-as-Market-Discipline Hypothesis." *Journal of International Economics* 35(1), pp. 1-22.

Levinsohn, James and Amil Petrin, 2003, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservable," *Review of Economic*

Studies 70(2), pp. 317—341.

Marschak, Jacob and Andrews, William, 1944, “Random Simultaneous Equations and the Theory of Production,” *Econometrica* 12(4), pp. 143—205.

Melitz, Marc, 2003 “The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity,” *Econometrica* 71(6), pp. 1695—1725.

Naughton, Barry, 2006 *The Chinese Economy: Transition and Growth*, MIT press, Cambridge.

Olley, Steven and Ariel Pakes, 1996, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry,” *Econometrica* 64(6), pp. 1263—1297.

Pavcnik, Nina, 2002, “Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants,” *Review of Economic Studies* 69(1), pp. 245—276.

Perkins, Dwight, 1988, “Reforming China’s Economic System,” *Journal of Economic Literature* 26(2), pp. 601—645.

Rumbaugh, Thomas and Blancher, Nicolas, 2004, “International Trade and the Challenges of WTO Accession”, in Eswar Prasad, eds., *China’s Growth and Integration into the World Economy: Prospects and Challenges*, International Monetary Fund.

Tybout, James, Jaime de Melo, and Vittorio Corbo, 1991, “The Effects of Trade Reforms on Scale and Technical Efficiency: New Evidence from Chile,” *Journal of International Economics* 31(3), 231—250.

Wang, Yan, and Yudong Yao, 2003, “Sources of China’s Economic Growth 1952—1999: Incorporating Human Capital Accumulation,” *China Economic Review* 14(1), pp. 32—52.

Wooldridge, Jeffrey M., 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.

Wu, Jinglian, 2005, *Understanding and Interpreting Chinese Economic Reform*, Thomson, Mason, Ohio.

Young, Alwyn, 2003, “Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People’s Republic of China during the Reform Period,” *Journal of Political Economy* 111(6), pp. 1220—1261.

Zheng, Jinghai, Hu, Angang, and Arne Bigsten, 2009, “Can China’s Growth be Sustained? A Productivity Perspective”, *World Development*, 37(4), pp. 809—826.

Trade Liberalization and Productivity: Evidence from Chinese Firms

Yu Miaojie

(CCER, Peking University)

Abstract: China has experienced dramatic trade liberalization since the late 1990s. In this paper, I investigate the impact of trade liberalization on firm productivity by using both Chinese manufacturing firm-level data and highly disaggregated Chinese import data from 1998—2002. For this purpose, a firm’s total factor productivity (TFP) was calculated by adopting an augmented Olley-Pakes (1996) semi-parametric methodology to correct the simultaneous bias from reverse causality and selection bias from the firm’s exit. After controlling the endogeneity issue, trade liberalization is found to significantly boost the firm’s productivity. Moreover, the effects of trade liberalization on the firm’s productivity in exporting firms are found to be smaller than that in non-exporting firms. One of the possible reasons is that, exporting firms with assembly, as a significant proportion of exporting firms in China, has no need to pay for imported materials. Accordingly, the ongoing tariff cut has only limited effect on these firms’ productivity. However, such firms would still have other benefits like spillover for processing behavior. As a result, exporting firms on average have higher productivity than non-exporting firms. Such findings are robust to different measures of TFP.

Key Words: Trade Liberalization; Firm Productivity; Firm Exit; Chinese Firms

JEL Classification: F10, L10, O10, O20

(责任编辑:王利娜)(校对:晓 鸥)