

企业出口前研发投入、出口及生产率进步

——来自中国制造业企业的证据

戴 觅 余淼杰*

摘 要 出口会导致企业生产率提高么?什么因素会影响出口的生产率效应?本文采用 2001—2007 年中国规模以上制造业企业调查数据估计了出口的即期和长期生产率效应。我们认为企业出口之前的研发投入可以通过增加企业的吸收能力来提高出口的生产率效应。通过采用倾向得分匹配的计量方法,我们发现:(1)平均看来,对于首次出口的企业,其出口当年企业生产率有 2% 的提升,然而在出口之后的几年中这种提升效应均不显著。(2)对于有出口前研发投入的企业,出口对生产率存在着持续且幅度较大的提升作用;但对于没有出口前研发投入的企业,出口对生产率没有显著的提升效应或提升效应短且较弱。(3)出口对生产率的提升效应随企业从事出口前研发年数的增加而提高。

关键词 出口, 全要素生产率 (TFP), 出口前研发投入

一、引 言

出口企业比非出口企业生产率更高,这是自 20 世纪 90 年代以来企业层面贸易研究所发现的一个典型事实。为解释这一事实研究者提出了两个假说。首先,出口企业生产率更高可能是因为只有生产率较高的企业才会选择出口:由于出口存在可观的固定成本(比如海外市场调查费用、建立海外销售渠道的费用、改进产品以符合海外消费者偏好的费用,等等),只有生产率较高的企业才能在海外市场赢得足够的利润来补偿出口带来的固定成本(Melitz, 2003)。这一假说通常被称为“自选择出口”(selection into export)。第二个假说通常被称作“边出口边学”(learning by exporting)。这一假说认为,出口企业生产率更高是因为出口可以提升企业的生产率。这种提升既可能是企业在出口后向国外消费者与供应商学习的结果,也可能是由出口后国际市场更大的竞争压力所致。

* 北京大学国家发展研究院中国经济研究中心。通信作者及地址:余淼杰,北京大学国家发展研究院中国经济研究中心,100871;电话:(010)62753109;E-mail:mjyu@ccer.pku.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金管理科学部青年项目(71003010)的资助。

Bernard and Jenson (1999) 最早对这两个假说进行了考察。之后,大量的研究者用不同国家的企业微观数据对这两个假说进行了检验。¹ 几乎所有的研究都发现生产率高的企业才选择出口,但是对于出口是否能提高企业生产率这一问题,以往的研究并没有得出一致的答案。Martins and Yang (2009) 总结了过去 10 年来有关出口的生产率效应的 33 篇文章。这些研究中发现出口对生产率有显著提升作用的占 18 篇,没有发现显著效应的占 15 篇。诚然,结果的不一致有可能是由于研究所采用的计量方法不同,但即使是采用相同计量技术的文章有时也得出了完全不同的结论。² 造成这种现象的一个可能原因是研究者忽视了一些影响出口的生产率效应的重要变量。如果这些变量的值在各国或者在不同企业样本中有很大差异,那么基于不同国家甚至是基于同一国家不同样本的研究就有可能得出不同的结论。过去的部分研究已经开始试图寻找这些影响出口的生产率效应的因素。比如,De Loecker (2007) 发现企业出口的目的地是一个重要因素:出口的生产率效应对于出口到发达国家的企业比出口到发展中国家企业更大(这可能是因为与发达国家的进口商或供应商交流更容易接触到更先进的技术和管理经验)。但是,与数目众多的检验出口的生产率效应是否存在的研究相比,探讨出口生产率效应影响因素的文章仍相对较少。

在本文中,我们将提出一个影响出口的生产率效应的重要变量:出口前的研发。我们的基本逻辑是出口前持续且有意识的研发活动可以增加企业的吸收能力(即吸收和利用外部知识的能力),从而提高出口的生产率效应。在一篇经典的论文中,Cohen and Levinthal (1989) 指出,研发有两大功能,一是直接导致发明创新(创新效应),二是提高企业的吸收能力(学习效应)。在此项研究之后,大量的实证研究证实了研发对提高企业吸收能力的重要作用。比如,Kinoshita (2000) 发现对于 1995—1998 年的捷克制造业企业,研发的学习效应比创新效应更为重要。Griffith *et al.* (2004) 用 12 个 OECD 国家的行业数据发现,研发对于创新和技术追赶都有显著的正影响。Hu *et al.* (2005) 用中国制造业企业的面板数据发现,研发和外国技术转移存在显著的互补关系。这些研究都表明持续地进行研发的企业比没有进行任何研发的企业有着更强的吸收能力。将此结论进行延伸,我们认为如果企业在出口之前进行持续而有意识的研发,那么这些企业的吸收能力会比较强,因此能够在出口后获得更大的生产率提升。原因有两个:首先,吸收能力更强的企业能

¹ 比较有影响力的文章包括 Clerides *et al.* (1998) 对哥伦比亚、墨西哥与摩洛哥的研究、De Loecker (2007) 对斯洛文尼亚的研究、Girma *et al.* (2004) 对英国的研究、Alvarez and López (2005) 对智利的研究。这方面相关综述参见 Martins and Yang (2009)。

² 例如,Greenaway *et al.* (2002) 与 Arnold and Hussinger (2005) 都采用了倾向得分匹配的方法,但得出的关于出口是否能提高生产力的结论仍有质的区别。另外,Hahn (2004) 与 Bernard and Jenson (1999) 都采用了 OLS 回归,但得出的结论也完全不同。

够更敏锐地识别出国外先进的技术成果和管理经验从而进行学习，而对于吸收能力弱的企业，就算他们在出口中接触到了先进的技术和经验，也有可能对此无动于衷（Cohen and Levinthal, 1990）。其次，由于知识的累积性和关联性，在某一领域具有更多专业知识的企业在学习本领域与其他相关领域先进技术成果时会更加容易（Grossman and Helpman, 1993）。所以吸收能力强的企业在学习国外先进技术和经验时会更有效率。

在本文中，我们利用 2001—2007 年中国规模以上制造业企业年度调查数据估计了出口对中国制造业企业生产率的即期和长期提升效应。为控制生产率高的企业会自选择出口，我们采用了倾向得分匹配（propensity score matching）的方法。估计结果发现，出口的生产率效应在出口前研发状态不同的企业间存在巨大差异。对于有出口前研发投入的企业，出口对生产率存在着持续且幅度较大的提升作用；但对于没有出口前研发投入的企业，出口对生产率没有显著的提升效应或提升效应较弱。此外，我们还发现出口对生产率的提升效应随企业从事出口前研发年数的增加而提高，这说明持续的研发活动可以提升企业的吸收能力，从而加强出口对生产力的提升作用。

本文与国际贸易研究中的两支文献相关。第一支文献关于“边出口边学”假说的检验。目前国外一些学者已经开始用企业层面的微观数据探讨中国出口与生产力的关系（Lu *et al.*, 2010; Park *et al.*, 2010; Feenstra *et al.*, 2010; 余淼杰, 2011）。其中一些研究结果间接说明出口提高了企业生产率。例如，Park *et al.* (2010) 发现如果企业出口目的地的货币贬值幅度较小，那么企业对其出口增长越快，并且出口的增长伴随着生产率的提高。Yang and Mallick (2010) 用一个小规模的企业调查数据检验了“边出口边学”假说，他们发现出口提高了样本企业在 2000—2002 年的生产率。近几年来国内学者对出口与生产率关系的关注也逐步加强，其中一些研究试图从行业层面或省级层面数据考察出口量（或出口份额）与行业或地区生产率之间的关系（李春顶和唐丁祥, 2010; 张庆昌, 2011; 陈媛媛和王海宁, 2011），另一些研究则利用企业层面微观数据研究企业出口行为与企业生产率的关系。张杰等（2008）利用江苏省本土制造业企业微观数据发现，出口不是促进企业生产率（用 TFP 衡量）增长的因素，但生产率却是促进本土企业出口的因素；许斌（2006）通过对 1998—2000 年约 1500 个民营企业数据的分析，发现新出口企业通过出口 TFP 增长率达到了 46%。余淼杰（2010）用中国制造业企业 1998—2002 年的数据发现，中国的贸易自由化促进了中国制造业企业的生产率。本文对于已有文献的贡献在于：（1）用国家统计局的大规模工业企业调查数据系统地考察了出口对生产率的影响，所用数据比之前一些研究中所采用的小样本调查数据更具有代表性。（2）在简单考察出口对生产率的影响之外，本文还着重探讨了出口前研发对于出口的生产率效应的提升作用，而之前的

研究均未涉及这一问题。

与本文相关的第二支文献着重于探讨企业出口、生产率与研发等技术升级活动的互动关系。Bustos (2011) 对阿根廷企业的研究发现在关税削减程度较高的行业,企业对技术的投资增长越快。Lileeva and Trefler (2010) 发现美加自由贸易协定的签订导致了生产率较低的加拿大企业出口,提高了这些企业的劳动生产率。他们还发现这些企业是通过投资技术而使生产率得以提高的。在这些文章中,研发的作用都仅限于直接提升企业生产率,即 Cohen and Levinthal (1989) 中提到的“创新效应”。但研发对增加企业吸收能力的作用,即“学习效应”却被忽略了。Aw *et al.* (2007) 是这一支文献里为数不多的提到研发的学习效应的文章。他们对台湾企业 1986—1996 年的研究发现,出口与研发的交互项对企业生产率有正的影响。但是在他们之后的一项对台湾企业 2000—2004 年的研究中,出口与研发的交互项对生产率的影响却变为了负向 (Aw *et al.*, 2008)。因此,目前的研究对研发是否能提高出口的生产率效应并没有形成统一的意见。本文的发现为研发对出口的生产率效应的影响提供了新的证据。

本文的结论具有重要的现实意义。20 世纪中后期,许多发展中国家都将贸易开放作为促进经济发展的一项重要举措。尽管研究表明贸易开放确实可以促进整个经济的生产率水平,但是这通常是由于贸易开放促进了资源在企业间的重新分配,而不是由于企业自身从贸易开放中获得了生产率的提升 (Bernard and Jenson, 2004)。本文的结论说明出现这种情况的原因有可能是发展中国家中企业研发水平的不足使得企业吸收能力低下,导致即使采取贸易开放企业也未必能从中获得生产率提升。因此,如果能将鼓励企业研发创新的政策与贸易开放政策结合起来使用,会使贸易开放政策收到更好的效果。

本文其余部分安排如下:第二部分介绍所用数据并进行描述性分析;第三部分用倾向得分的方法估计出口的生产率提升效应;第四部分分析出口前研发对出口的生产率效应的影响;第五部分进行稳健性检验和进一步讨论;最后一部分总结。

二、数据描述

本文所用数据来自于国家统计局“中国规模以上制造业企业年度调查”。调查对象包括了 33 个两位数行业、31 个省(自治区)所有的国有企业以及“规模以上”(即总产值超过 500 万元)的非国有企业。本文所用的样本年份为 2001—2007。我们删除了满足以下任意一条的观测值:(1)总收入、就业人数、固定资产、总销售额、中间产品价值、研发费用、出口额中至少一项为负或为缺省值;(2)就业人数小于 8;(3)总销售额小于出口额。最终用于之后分析的样本包括了 490 302 家企业、1 592 246 个观测值。

表 1 总结了样本企业的出口情况与研发费用情况。平均而言，在 2001—2007 年中，每年选择出口的企业大约为总企业数的 27%，选择进行研发的企业大约为总企业数的 12%。出口企业比进行研发的企业比例高，这一事实与 Bustos (2011) 的发现相同。由于出口企业中有一部分企业并未进行研发，我们就可以通过比较有研发的出口企业与没有研发的出口企业在出口后的生产率来识别研发对出口的生产率效应的影响（第四部分）。我们进一步将所有企业细分为新出口企业、已出口企业以及未出口企业。新出口企业指初次出口年份晚于企业在样本中首次出现的年份的企业；已出口企业指初次出口年份等于企业在样本中首次出现年份的企业³；未出口企业指在在样本中出现期间一直没有出口的企业。从表 1 可以看出，新出口企业占到了总企业数的 28%，未出口企业占了 64%，剩下的为已出口企业。⁴ 由于我们在本文中主要考察初次出口对企业生产率的影响，我们在下面的分析中将会主要比较新出口企业与未出口企业的生产率。

表 1 样本企业的出口及研发状态

变量	年平均(2001—2007)
出口企业份额	27.14%
研发企业份额	12.01%
新出口企业份额	27.57%
已出口企业份额	8.83%
未出口企业份额	63.58%
观测值数	1 592 246

注：新出口企业指初次出口年份晚于企业在样本中首次出现的年份的企业，已出口企业指初次出口年份等于企业在样本中首次出现年份的企业，不出口企业指在样本期内所有年份都未出口的企业。

三、估计出口的生产率效应

(一) 估计全要素生产率

本文的重点是估计出口对企业生产率的影响，因此精确地估计企业生产率对于本文的结果至关重要。按照文献中惯用的做法，我们用全要素生产率 (total factor productivity, TFP) 来衡量企业的生产率水平。TFP 的估计采

³ 由于我们无法知道企业在样本期之前是否出口，我们假设如果企业在被观测到的第一年选择了出口，那么该企业在样本期之前就已经开始出口。诚然，这一假设会将部分新出口企业归到已出口企业中，但是除此之外没有更好的办法。

⁴ 值得注意的是，新出口企业与已出口企业加起来占到了企业总数的 37%，这一比例比表 1 中出口企业比例(27%)要高。原因是表 1 中出口企业比例是取的 2001—2007 年出口企业比重的平均值，而企业是“新出口企业”或“未出口企业”并不因为年份而变化。例如，某企业在 2005 年停止了出口，那么它在 2006 年和 2007 年就不再被算为出口企业，但是它仍然会被归为“新出口企业”。换句话说，新出口企业的比重与已出口企业的比重相加等于在样本期内至少出口一年的企业的比重。

用了 Olley and Pakes (1996) (以下简称 OP) 的方法。与传统的 OLS 估计法相比, OP 方法有以下优势: (1) 这一方法用企业投资与资本存量作为生产率的代理变量, 从而解决了由企业同时选择产量与资本存量而带来的共时性 (simultaneity) 问题。(2) 这一方法可以纠正企业面板数据中存在的样本选择偏误, 即只有生产率较高的企业才能够存活下来并在样本中被持续观测到。附录 A 详细介绍了 TFP 的 OP 估计方法。

图 1 描述了 2001 年到 2007 年出口企业与非出口企业 TFP 的变化情况。从图中我们可以清楚地看到: (1) 与几乎所有其他研究的发现相同, 出口企业比非出口企业的 TFP 更高。在图中, 出口企业的 TFP 水平大约比非出口高出 5%。(2) 出口企业与非出口企业 TFP 变化的趋势大体相同。这可能是由于一些共同影响出口企业与非出口企业的宏观经济因素造成的。值得注意的是, TFP 在 2003 年与 2004 年都有一定程度的下降。对此一个可能的解释是 2003 年的 SARS 危机与之后的高通货膨胀降低了企业的生产率水平。

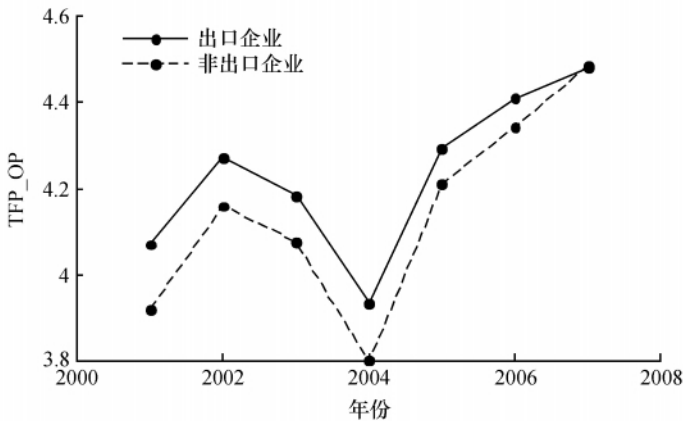


图 1 出口企业与非出口企业 TFP 水平

(二) 估计出口的生产率效应

下面我们用计量方法来严谨地估计出口的生产率效应。我们采用“对被处理单位的平均处理效应” (average treatment effect on the treated, ATT) 来估计出口对生产率的影响。我们将企业初次出口的时间记为 0 期, 并用 $s \geq 0$ 代表出口后第 s 年。那么, 初次出口对与出口企业的平均处理效应可以表示为

$$E(\omega_s^1 - \omega_s^0 \mid \text{Start}_i = 1) = E(\omega_s^1 \mid \text{Start}_i = 1) - E(\omega_s^0 \mid \text{Start}_i = 1) \quad (1)$$

其中, ω^1 与 ω^0 分别表示企业出口与不出口时的生产率水平。 $\text{Start}_i = 1$ 表示企业 i 首次出口。一个棘手的问题是 ω_s^0 是观测不到的。为了无偏地估计 ATT,

我们需要构建一个对照组，使对照组中的企业能够尽量代表实验组中企业（新出口企业）如果不出口时的情况。按照最近文献中的做法（Wagner, 2002; Girma *et al.*, 2004; Alvarez and López, 2005; De Loecker, 2007），我们采用了倾向得分（propensity score）的方法来构建对照组。我们用企业在出口前一年的特征来估计倾向得分：

$$P(\text{Start}_i = 1) = \Phi(h(X_{i,-1})), \quad (2)$$

其中， $X_{i,-1}$ 包括了企业 i 在出口前一期的一系列可以预测其是否出口的企业特征，包括生产率（TFP）、企业规模（用企业雇用人数总数代表）、企业固定资本总额，以及一系列的地区、行业和所有制虚拟变量。为了无偏地估计倾向得分，我们采用了比较灵活的函数形式， $h(\cdot)$ ，即在估计（2）式时加入自变量的高阶和交叉项。倾向得分的估计采用了 Probit 模型，因此 $\Psi(\cdot)$ 代表正态分布的累积分布函数。在分年估计出倾向得分之后，我们借鉴 Girma *et al.*（2004）以及 De Loecker（2007）的方法进行了倾向得分匹配。⁵ 由于不同行业、不同年份的企业受到的宏观经济影响不同，缺乏可比性，我们采用了分年、分行业的办法进行匹配。配对之后，我们将所有年、所有行业的观测值集中到一起，并计算实验组和对照组结果变量的平均差异。用公式表示，我们所用的匹配估计量为

$$\text{ATT}_s = \frac{1}{N_s} \sum_i (\omega_{is}^1 - \sum_{j \in C(i)} \omega_{ij} \omega_{js}^c), \quad s = 0, 1, 2, \dots, \quad (3)$$

其中， ω^1 与 ω^c 分别为实验组企业生产率以及对对照组中与之相匹配企业的生产率， $C(i)$ 表示与企业 i 匹配的企业集合， ω_{ij} 表示给每个与企业 i 匹配的企业 j 赋予的权重， N_s 表示匹配的总对数。⁶ 用文字表示，这一匹配估计量实际上是实验组企业与其相匹配的对照组企业生产率的平均差异。

在此有必要说明一下对照组企业的选择问题。本文中我们采用了未出口企业（即在样本期中一直没有出口的企业）构建对照组。与此相对的另一种设计是选用当年（即在时间 t ）不出口的企业作为对照组，但这种设计可能会将一些之前出口过但在时间 t 退出出口市场的企业纳入对照组，而这些企业其实已经进入过出口市场，之前的出口经历对其生产率有可能已经产生了影响，因此不应将其纳入对照组。

⁵ 具体方法为：（1）将倾向得分分为 K 个等长度的区间，使实验组与对照组的倾向得分的均值在每个区间都相同。（2）对于每个区间，检验自变量的均值是否相同，即检验“平衡条件”（the balancing condition）是否成立。（3）如平衡条件不成立，在估计倾向得分时加入高阶项或交叉项，并重复（1）、（2）的步骤。（4）在平衡条件满足后，用“最近邻匹配”（nearest neighbor matching）的方法对实验组和对照组进行匹配。

⁶ 仿照 De Loecker（2007），我们令 $\omega_{ij} = \frac{1}{N_{ic}}$ ，其中 N_{ic} 表示与企业 i 匹配的企业总数。后文中展示的结果均采用“最近邻匹配”（nearest neighbor matching），即将对照组中与企业 i 倾向得分最相似的一个企业与企业 i 进行匹配，因此 $\omega_{ij} = 1$ 。但允许多个企业与某一实验组企业进行匹配对结果并没有质的影响。

表2汇报了倾向得分匹配的估计结果。在上半栏中,我们汇报了用企业TFP水平作为结果变量的匹配估计值。结果显示,在2001年到2007年,出口对样本企业的生产率仅存在微弱的提升效应,并且这种效应仅在开始出口当年才存在。由于我们所估计的TFP值是对数形式,所以我们可以对结果中的ATT值作以下诠释:在控制了企业自选择出口的影响后,出口企业的生产率在开始出口的当年比与之相匹配的非出口企业平均高2%(出口对生产率的即期效应)。但是在出口三年后,出口企业的生产率与之匹配的非出口企业相比并没有显著的提高(长期效应)。之前的研究普遍发现出口的生产率提升效应在出口当年最强(Damijan and Kostevc, 2005; Girma *et al.*, 2004; Martins and Yang, 2009),我们的结果与此发现一致。对这一结果有几种可能的解释:一种可能是企业通过出口接触到国际市场的先进生产技术和管理经验之后,会立即对其生产和管理进行改进,使生产率在出口当年得到提高。当这些技术与经验都被掌握后,企业能从出口中再学到的东西相对变少,生产力也就不会再继续提升。另一种可能是企业在出口之前产能利用不充分,在出口当年由于市场规模的扩大使规模经济得以实现,从而使平均成本下降,生产力得以提高(Damijan and Kostevc, 2005)。在表2的下半栏中,我们汇报了用TFP年增长率作为结果变量的匹配估计值。在出口当年到出口后三年,只有出口后第二年的估计值是显著的,并且值非常小。这说明总体而言,出口企业的生产率并不是每年都比非出口企业增长得更快。

表2 出口的生产率效应(全样本)

<i>s</i>	0	1	2	3
(1) 结果变量:TFP水平				
ATT _{<i>s</i>}	0.0210*	0.0111	0.0230	0.0341
标准差	(0.012)	(0.022)	(0.03)	(0.039)
实验组企业数	17357	8371	4291	2306
(2) 结果变量:TFP增长率				
ATT _{<i>s</i>}	0.0023	0.0106	0.0075*	0.0056
标准差	(0.0063)	(0.0101)	(0.0040)	(0.0079)
实验组企业数	12374	5787	3218	1798

注:本表汇报了用公式(3)计算的匹配估计值。*s*表示企业出口后第*s*年。*、**与***分别表示在10%、5%和1%水平显著。

四、出口前研发对出口的生产率效应的影响

在本部分中我们将着重考察出口前研发对出口的生产率效应的影响。如引言中所说,我们认为研发不仅能直接导致创新,还能够增加企业的知识储备,提高其识别、吸收和利用外界知识的能力。由此,在出口前进行了更多研发的企业将拥有更高的吸收能力,因而能在出口后更加有效地识别和学习

国外的先进技术和管理经验，从而使生产率得到更大的提升。

(一) 出口的生产率效应：对比有/无出口前研发的企业

我们首先将出口企业分成两组：一组在出口前进行过至少一年的研发（即至少有一年的研发费用大于 0），另一组在出口前没有进行任何研发。我们以这两组企业分别作为实验组，按照第三部分的办法以非出口企业构建对照组分别进行倾向得分匹配。两组结果分别代表出口对于有出口前研发的企业与没有出口前研发的企业生产率提升效应。由于有出口前研发的企业有着更高的吸收能力，我们预期出口的生产率效应对于这组企业会比较大。

估计结果见表 3。A 栏汇报了有出口前研发的企业匹配结果，B 栏汇报了没有出口前研发的企业匹配结果。对比 A 栏与 B 栏不难发现，出口的生产率效应在两组子样本中存在巨大差异。在 A 栏中，从出口当年到出口后三年，所有估计值均显著为正，并且数值远远大于第三部分中全样本的估计结果：对于有出口前研发的企业，出口对于生产率的即期效应达到了 16%，而三年后效应达到了 22%。然而，在 B 栏中，所有的估计值均不显著。以上结果说明，出口前研发的确对出口的生产率效应有显著的影响。有出口前研发的企业能从出口中获得较大、较持续的生产率提升。提升较大可能是因为出口前进行过研发的企业更有能力去识别和学习那些对生产率提升效果最大的技术和管理经验，也可能是因为它们在学习过程当中效率更高。提升较持久可能是因为出口前进行过研发的企业对先进技术能够更为敏感地察觉，因而能够在出口过程当中源源不断地发现值得学习的技术与经验。另外，持久的生产率提升也说明出口的生产率效应对进行过出口前研发的企业更可能是来自学习而不仅是出口初期产能的更有效利用（Damijan and Kostevc, 2005）。与此相对，对于没有出口前研发的企业，出口的生产率提升效应即使在出口当年也不存在。

表 3 出口的生产率效应（分有/无出口前研发的企业）

s	0	1	2	3
(A): 有出口前研发的企业				
ATT _s	0.1644***	0.1377***	0.2163***	0.1956***
标准差	(0.0295)	(0.0417)	(0.0570)	(0.0757)
实验组企业数	3 421	1 715	958	548
(B): 没有出口前研发的企业				
ATT _s	-0.01470	-0.0216	-0.0325	-0.0161
标准差	(0.0134)	(0.0193)	(0.0275)	(0.0366)
实验组企业数	13 936	6 656	3 333	1 758

注：本表汇报了将出口企业按照有/无出口前研发分类并用公式(3)计算的匹配估计值。结果变量均为用 OP 方法计算的 TFP 水平， s 表示企业出口后第 s 年。(A) 栏汇报了有出口前研发的子样本的结果，(B) 栏汇报了没有出口前研发的子样本的结果。*、** 与 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平显著。

以上实验设计中,我们将出口企业分为有出口前研发与没有出口前研发两类并均已未出口企业作为对照组。对这种方法的一个质疑是出口前研发有可能对企业生产率有着直接的影响,如果在分析中没有控制这个直接影响,那么它就被纳入出口的生产率效应中,从而导致效应过高。⁷我们认为这一问题很大程度上已通过匹配方法得以解决。由于我们在估计式中加入了出口前一期的生产率水平,并且匹配时都检验了平衡条件(balancing condition),所以在出口前一期两个匹配企业的生产率是基本相同的,如果出口前研发对企业在出口前的生产率有直接的影响,那么这种影响很大程度上已经通过匹配控制住了,诚然出口前研发如对生产率有滞后效应,有可能影响到我们的估计值。为了检验我们的结果是否受这种滞后效应的影响,我们将企业以是否出口以及是否有出口前研发分成四组,然后以有研发的非出口企业作对照组算出有出口前研发的出口企业的生产率效应,再以没有研发的未出口企业作对照组算出没有研发的出口企业的生产率效应。⁸结果见表4。对于有出口前研发的企业,出口的生产率效应在出口当年到出口后三年的每一年中均显著,其中即期效应为6%,三年后效应为16%。而对于没有出口前研发的企业,出口的生产率效应即使在出口当期也不存在。因此,即使出口前研发对出口后生产率有着滞后的影响,这一影响对我们的结果并不会产生质的影响。

表4 出口的生产率效应(分有/无出口前研发的企业)

s	0	1	2	3
(A): 有出口前研发的企业				
ATT _{s}	0.0631***	0.0854***	0.1421***	0.1571***
标准差	(0.0303)	(0.0429)	(0.0582)	(0.0769)
实验组企业数	3347	1657	936	532
(B): 没有出口前研发的企业				
ATT _{s}	0.0121	-0.0006	-0.0006	-0.0001
标准差	(0.0134)	(0.0193)	(0.0275)	(0.0369)
实验组企业数	13877	6617	3311	1742

注:本表汇报了将出口与非出口企业按照有/无出口前研发分类并用公式(3)计算的匹配估计值,结果变量均为用OP方法计算的TFP水平, s 表示企业出口后第 s 年。(A)栏汇报了有出口前研发的子样本的结果,(B)栏汇报了没有出口前研发的子样本的结果。*、**与***分别表示在10%、5%和1%水平显著。

(二) 出口的生产率效应: 对比进行出口前研发持续程度不同的企业

在上一小节中我们对比了出口的生产率效应在有出口前研发企业与没

⁷ 作者感谢匿名审稿人对本文提出的建设性意见。

⁸ 未出口企业无法确定其有无出口前研发。但由于匹配是分年进行的,我们在对第 t 年进行匹配时以在 t 年之前有研发(无研发)的未出口企业作为在 t 年初次出口的并有出口前研发(无出口前研发)企业的对照组。

有出口前研发企业之间的差异。这一方法清楚地展示了出口前研发有助于企业从出口中获得更大、更持续的生产率提升。然而，以上方法无法将那些有意识地、持续地进行研发的企业与偶然进行研发的企业区分开。Cohen and Levinthal (1989) 指出，只有有意识的、持续的研发活动才有助于提升企业的吸收能力。也就是说，那些长期投资于研发的企业应该比偶然投资于研发的企业有着更高的吸收能力，从而能从出口中获得更大的生产率提升。

为了检验这一假说，我们将出口企业按其从事出口前研发的年数划分为不同的子样本，并对每一个子样本以非出口企业为对照组进行倾向得分匹配并计算相应的 ATT 值。⁹ 结果见表 5。总的来看，结果显示随着企业从事出口前研发年数的增加，出口对生产率的提升效应逐渐提高：对于出口前仅有一年从事研发的企业，出口在出口当年与出口后第三年分别能提高企业生产率 8% 与 20%，这比我们在上一小节中用所有进行出口前研发的企业所得到的效果（即期效应与三年后效应分别为 16% 与 22%）要小。然而对于有三年出口前研发的企业来说，出口对生产率的即期与三年后效应分别达到了 32% 与 34%。¹⁰ 这一结果支持了我们的假说：有意识地、长期投资于出口前研发的企业比偶然投资于出口前研发的企业吸收能力更强，因而能从出口中获得更大的生产率提升。¹¹

表 5 出口的生产率效应(分不同出口前研发年数的企业)

<i>s</i>	0	1	2	3	4	5	6
(A): 即期效应							
ATT _{<i>s</i>}	-0.01470	0.0754*	0.2336***	0.3188***	0.2222*	0.3644	0.3572
标准差	(0.0134)	(0.0466)	(0.0729)	(0.1025)	(0.1518)	(0.2743)	(0.4262)
实验组企业数	13 936	1 809	842	480	205	61	24
(B): 两年后效应							
ATT _{<i>s</i>}	-0.0325	0.1997***	0.2447***	0.3350***	0.1204	n. a.	n. a.
标准差	(0.0275)	(0.0733)	(0.1210)	(0.1480)	(0.2911)	n. a.	n. a.
实验组企业数	3 333	615	202	114	27	n. a.	n. a.

注：本表汇报了将出口企业按照出口前研发年数分类并用公式(3)计算的匹配估计值，*s* 表示企业从事出口前研发的年数。(A) 栏汇报了初次出口当年的 ATT 值，(B) 栏汇报了出口两年后的 ATT 值。结果变量为 OP 方法计算的 TFP 水平。*、** 与 *** 分别表示在 10%、5% 与 1% 水平显著。

⁹ 在一篇有影响力的文章中,Zahra and George(2002) 建议采用企业从事 R&D 的年数来作为企业吸收能力的代理变量。

¹⁰ 对于有 5 年或者 6 年出口前研发的企业,出口对生产率的即期提升效应从水平来看更大,但是并不显著。这可能是由于这一类型能够匹配的企业数目过少的缘故。

¹¹ 为了控制出口前研发对生产率的滞后影响,此处本应仿照第四部分第一节的方法,将出口企业与非出口企业均按照出口前研发年数进行分类并对具有相同出口前研发年数的出口-非出口企业进行匹配。但是在操作中,由于采用 Olley and Pakes(1996)的方法计算 TFP 导致了样本量的较大下降,加之非出口企业中进行长期研发的企业本身较少,使得对于出口 3 年之后都没有足够的企业进行匹配,因此对于 Olley and Pakes(1996)的 TFP 我们无法检验出口前研发滞后效应对结果的影响。在第五部分中我们将汇报采用 Levinsohn and Petrin(2003)方法计算的 TFP 进行检验的结果。

五、稳健性检验与进一步讨论

(一) 不同 TFP 估计方法下的结果

为了检验我们的估计结果对不同的 TFP 估计方法是否稳健,我们采用了 Levinsohn and Petrin (2003) 的方法重新估计了 TFP。这一方法采用企业的中间品投入作为生产率的代理变量,与 OP 方法一样可以解决估计中的共时性问题。¹²表 6 汇报了用 OP 与 LP 两种方法估计的 TFP 的描述性统计。从结果来看,两组 TFP 并没有很大的差异。

表 6 TFP_OP 与 TFP_LP 的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
TFP_OP	4.214	1.151	-8.410	10.590
TFP_LP	3.433	1.891	-7.375	14.651

我们首先重复了第四部分第一节中分有/无出口前研发企业进行的倾向得分匹配,但是采用 LP 方法估计的 TFP 作为结果变量。仿照第四部分第一节的做法,我们先将出口企业按是否有出口前研发进行匹配(结果见表 7),然后将出口企业与非出口企业都按是否具有出口前研发进行匹配以控制出口前研发对出口后生产率的滞后效应(结果见表 8)。结果显示,我们的主要结论并没有因为 TFP 估计方法的改变而受到质的影响。表 7 中,对于有出口前研发的企业,出口对生产率仍然有较大并且持续的提升效应:从出口当年到出口后第三年,所有 ATT 估计值均显著为正,其中即期效应为 20%,三年后效应为 26%。在控制出口前研发的滞后效应后,表 8 显示出口的即期效应与三年期效应均减弱到 12%。而对于没有出口前研发的企业来说,首先出口的生产率提升效应并不持续:在表 7 中,出口的即期效应与三年期效应均不显著,在表 8 中,两年期与三年期效应均不显著。其次,在出口后的 3 年内,ATT 的点估计值对于没有出口前研发的企业都无一例外地小于有出口前研发的企业。这一结论不论采用表 7 还是表 8 的方法都是成立的。

¹² 与 Olley and Pakes(1996)的方法相比,Levinsohn and Petrin(2003)的方法只需要中间品投入的数据,而 OP 方法需要企业投资数据。投资额为 0 或者缺省的企业不能用于 OP 估计,但却可以用于 LP 估计。因此,LP 估计方法可以保留更多的观测值,增大样本量。

表 7 出口的生产率效应(分有/无出口前研发的企业,结果变量为 TFP_{LP})

s	0	1	2	3
(A):有出口前研发的企业				
ATT _s	0.1997***	0.1777***	0.2578***	0.2630***
标准差	(0.0348)	(0.0501)	(0.0647)	(0.0832)
实验组企业数	5 996	3 079	1 749	1 059
(B):没有出口前研发的企业				
ATT _s	0.0154	0.0436*	0.0609*	0.0597
标准差	(0.0170)	(0.0250)	(0.0342)	(0.0453)
实验组企业数	26 226	13 003	6 557	3 867

注:本表汇报了将出口企业按照有/无出口前研发分类并用公式(3)计算的匹配估计值,结果变量为用 LP 方法计算的 TFP 值,s 表示企业出口后第 s 年。(A) 栏汇报了有出口前研发的子样本的结果,(B) 栏汇报了没有出口前研发的子样本的结果。*、** 与 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平显著。

表 8 出口的生产率效应(分有/无出口前研发的企业,结果变量为 TFP_{LP})

s	0	1	2	3
(A):有出口前研发的企业				
ATT _s	0.1212***	0.10863***	0.1572***	0.1235***
标准差	(0.0354)	(0.0508)	(0.0664)	(0.0855)
实验组企业数	5 926	3 029	1 725	1 038
(B):没有出口前研发的企业				
ATT _s	0.04237***	0.0697***	0.0472	0.0620
标准差	(0.0169)	(0.0250)	(0.0343)	(0.0452)
实验组企业数	26 186	12 971	6 542	3 857

注:本表汇报了将出口与非出口企业按照有/无出口前研发分类并用公式(3)计算的匹配估计值,结果变量为用 LP 方法计算的 TFP 值,s 表示企业出口后第 s 年。(A) 栏汇报了有出口前研发的子样本的结果,(B) 栏汇报了没有出口前研发的子样本的结果。*、** 与 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平显著。

我们还用 LP 方法估计的 TFP 重复了第四部分第二节中按出口前研发年数不同所划分的子样本的倾向得分匹配。结果(见表 9)再一次确认了之前的发现:出口的生产率效应随着企业从事出口前研发年数的增加而提高。对于仅有一年出口前研发的企业,出口对生产率的即期提升效应与两年后效应分别为 15% 与 20%,然而对于有三年出口前研发的企业,即期与两年后效应分

表 9 出口的生产率效应(分不同出口前研发年数的企业,结果变量为 TFP_{LP})

s	0	1	2	3	4	5	6
(A):即期效应							
ATT _s	0.0154	0.1502***	0.2255***	0.2868***	0.3687***	0.3511	0.2371
标准差	(0.0170)	(0.0466)	(0.0729)	(0.1025)	(0.1518)	(0.2743)	(0.4262)
实验组企业数	26 226	3 426	1 399	708	323	99	41
(B):两年后效应							
ATT _s	0.0609*	0.2028***	0.3205***	0.4715***	0.3908	n. a.	n. a.
标准差	(0.0342)	(0.0797)	(0.1430)	(0.2124)	(0.3939)	n. a.	n. a.
实验组企业数	6 557	1 172	364	165	48	n. a.	n. a.

注:本表汇报了将出口企业按照出口前研发年数分类并用公式(3)计算的匹配估计值,s 表示企业从事出口前研发的年数。(A) 栏汇报了初次出口当年的 ATT 值,(B) 栏汇报了出口两年后的 ATT 值。结果变量为 LP 方法计算的 TFP 水平。*、** 与 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平显著。

别达到了 29% 与 47%。此外,在第四部分中,出口的生产率效应对于有四年出口前研发的企业不显著,但是现在由于匹配企业数目的增加,这一效应变得显著,并且比对从事出口前研发年数在四年以下的企业的效应都要大。

与之前一样,出口前研发对生产率的滞后效应有可能影响到我们的结果。¹³为了检验我们的结果对此是否稳健,我们将出口企业与非出口企业都按照其出口前研发的年数进行分类,然后将具有相同出口前研发年数的出口-非出口企业进行匹配,结果见表 10。¹⁴采用这一方法后,首先可以看到出口的生产率提升效应较大幅度地下降了,比如对于有三年出口前研发的企业来说,出口的即期与两年后效应分别由 29% 与 47% 下降到了 12% 与 14%。其次,由于 ATT 估计值的下降,加之匹配企业数量不多,导致了所有估计值均变得不显著。然而,尽管 ATT 估计值大幅下降并因此变得不显著,我们仍能清楚地看到出口的生产率效应随着企业出口前研发年数增加而增加的趋势。ATT 的点估计值从对有一年出口前研发企业的 7% 单调上升为对有五年出口前研发企业的 19%;而两年后效应由对有一年出口前研发企业的 6% 单调上升为对有四年出口前研发企业的 28%。这说明第四部分第二节中的结论总的来说还是成立的,如果拥有更大的样本量使得匹配企业数目增加,我们应该能看到显著的结果。

表 10 出口的生产率效应(分不同出口前研发年数的企业 TFP_{LP})

s	0	1	2	3	4	5	6
(A): 即期效应							
ATT _s	0.0423***	0.0664	0.1144	0.1245	0.1794	0.1906	0.0654
标准差	(0.0169)	(0.0457)	(0.0740)	(0.1163)	(0.1685)	(0.2828)	(0.4262)
实验组企业数	26 186	3 331	1 331	643	294	96	37
(B): 两年后效应							
ATT _s	0.0472	0.0574	0.0845	0.1385	0.2814	n. a.	n. a.
标准差	(0.0343)	(0.0899)	(0.1533)	(0.2231)	(0.4078)	n. a.	n. a.
实验组企业数	6 542	1 144	337	153	45	n. a.	n. a.

注:本表汇报了将出口与非出口企业按照出口前研发年数分类并用公式(3)计算的匹配估计值,s表示企业从事出口前研发的年数。(A)栏汇报了初次出口当年的 ATT 值,(B)栏汇报了出口两年后的 ATT 值。结果变量为 LP 方法计算的 TFP 水平。*、**与***分别表示在 10%、5%和 1%水平显著。

(二) 出口前研发与出口的生产率效应: 行业差异

从之前的分析中我们看到,出口前研发对出口的生产率效应有着明显的影响。那么,这种影响在行业间是否存在差异呢?直觉上讲,吸收能力对于技术密集型行业应该比较重要,因此出口前研发对出口的生产率效应的影响

¹³ 作者感谢匿名审稿人对本文提出的建设性意见。

¹⁴ 与之前一样,未出口企业无法确定其出口前研发年数。我们在对第 t 年进行匹配时在 t 年之前有 N 年研发投入的未出口企业作为在 t 年初次出口前有 N 年研发投入出口企业的对照组。

应该在技术密集型行业比较明显。为检验这个假说，我们按照行业研发密集度高低（我们用行业研发密集度作为行业技术密集度的代理变量）对 32 个两位数分类的行业进行排序，并分别计算了每个行业中出口的生产率效应在对有出口前研发的企业与对没有出口前研发的企业之间的差异。结果见图 2。其中，横轴为行业研发密集度（该行业内企业“研发费用/总收入”的平均数），纵轴为该行业内出口对有出口前研发的企业的 ATT 减去对没有出口前研发的企业的 ATT 得到的差。如果出口前研发对出口的生产率效应的影响在技术密集型行业比较大，那么我们得到的应该是一条斜率为正的散点图。从图 2 的结果来看，如排除图 2 最右边与最上面的三个异常点，行业研发密集度与两组 ATT 之差的确存在明显的正相关关系。这说明对于大多数行业来说，出口前研发对出口生产率效应的影响的确在技术密集型行业比较大。但是图 2 中仍存在不符合这一规律的行业。比如，图 2 最右方的两个异常点分别代表“通信设备、计算机及其他电子设备制造业”以及“仪器仪表及文化、办公用机械制造业”。这两个行业虽然具有较高的技术密集度，但是出口前研发对出口的生产率效应影响并不大。另外，图 2 最上方的“石油加工、炼焦及核燃料加工业”虽然技术密集程度不高，但是出口前研发在两组企业间的差值却很大。为什么这些行业会出现与大多数行业不一致的现象值得进一步探讨。

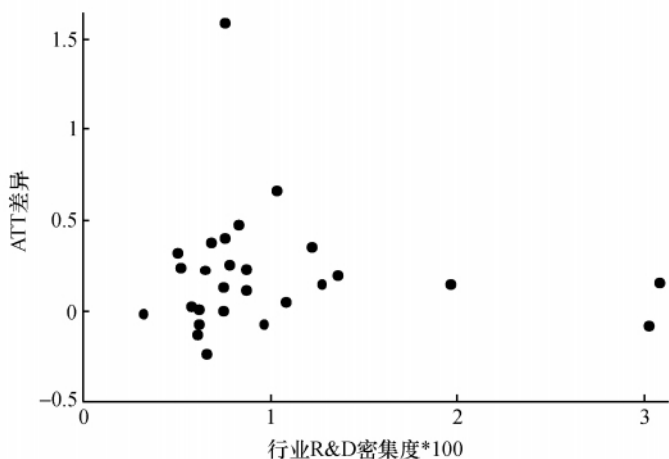


图 2 ATT 差异与行业研发密集度

六、结 论

尽管之前的企业层面研究都发现出口企业比非出口企业生产率更高，但是对于出口是否可以提高企业生产率这一问题却没有一致的答案。找出哪些因素影响出口的生产率效应有助于我们理解为什么之前研究会得出不同的结论。在本文中，我们认为出口前研发对企业是否能从出口中获得生产率提升

起到了重要作用。企业在出口前进行研发可以提高其吸收能力,从而使其在出口后更加有效地学习国外先进技术与管理经验,从而使生产率得到更大的提高。

为检验这一假说,我们利用 2001 年到 2007 全国规模以上制造业企业调查数据估计了出口对企业生产率的即期与长期提升效应。我们用 Olley and Pakes (1996) 的方法估计了企业的 TFP,并采用了边际倾向得分匹配的方法来控制生产率高的企业选择出口所带来的内生性问题。结果显示:(1)对于所有抽样企业来看,开始出口对出口企业生产率在出口当年有 2% 的提升效应,然而在出口之后的几年中这种提升效应均不显著。(2)尽管对于所有企业而言,出口对生产率的提升效应微弱并且短暂,但是对于有出口前研发的企业而言,出口对生产率存在着持续且幅度较大的提升作用,即期效应根据 TFP 估计方法的不同和匹配方法的不同从 6% 到 20% 不等,三年期效应从 12% 到 26% 不等;而对于没有出口前研发的企业来说,根据 TFP 估计方法的不同和匹配方法的不同,出口的生产率效应要么不存在,要么不持续且比有出口前研发的企业小。(3)出口的生产率效应随着企业从事出口前研发的年数的增加而逐步提高。这说明有意识地、持续投资于研发的企业能够比偶然投资于研发的企业从出口中获得更大的生产率提升。此外,我们还发现出口前研发对出口生产率效应的提升作用随着行业的技术密集程度提高而上升。总之,本文的结果说明出口前研发提高了企业的吸收能力,有助于企业能在出口后获得更大的生产率提升。因此,我国在坚持对外开放的基础上,应该同时重视对研发创新的支持以不断增强我国企业的吸收能力,这样才能使对外开放政策的益处得到更充分的实现。

附录 A: 用 Olley and Pakes (1996) 方法估计 TFP

计量经济学家曾尝试过多种方法来克服估计 TFP 过程中遇到的问题。传统的 OLS 方法有两个缺陷:第一,企业可能同时选择产量和资本存量,使产量和资本存量间产生反向因果关系:资本存量的选择影响产量,而产量的选择也反过来影响资本存量。第二,OLS 方法无法解决面板数据中的样本选择偏误,即只有生产率较高的企业才能够存活并留在样本当中。为解决第一个问题,起初研究者普遍采用加入企业固定效应与时间固定效应的方式来减小共时性偏误。虽然固定效应方法能够在一定程度上减小共时性,但是它并不能克服企业同时选择产量与资本存量所带来的反向因果问题。为解决第二个问题,研究者通常丢掉那些在样本期中退出的企业,使数据变为平衡面板。但这种方法会造成大量信息浪费,并且对企业的动态决策问题完全不予考虑。

Olley and Pakes 的方法在解决这些实证难题上作出了巨大贡献。考虑一个常规的柯布-道格拉斯生产函数

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

其中, Y_{it} 为企业 i 在时间 t 的产量, K_{it} , L_{it} 与 M_{it} 分别为资本、劳动力与中间投入品, π_{it}

为企业生产率。假设企业对后一期生产率 (v_{it}) 的预期取决于前一期生产率的实现值, 那么企业 i 的投资可以写为生产率 (不可见) 与资本存量对数 $k_{it} = \ln K_{it}$ 的单调递增函数。仿照 van Biesebroeck (2005) 以及 Amiti and Konings (2007) 对 OP 方法的拓展, 我们将企业的出口决策也放进其投资函数当中。

$$I_{it} = \bar{I}(\ln K_{it}, v_{it}, EF_{it}), \quad (2)$$

其中, EF_{it} 为衡量企业 i 在时间 t 是否出口的虚拟变量。因此, I_{it} 的反函数可以写作

$$v_{it} = \bar{I}^{-1}(\ln K_{it}, I_{it}, EF_{it})^{15}, \quad (3)$$

由此, 不可见的企业生产率取决于企业的资本存量、投资与出口状态。对 TFP 的估计方程现在可写作

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_m \ln M_{it} + \beta_l \ln L_{it} + g(\ln K_{it}, I_{it}, EF_{it}) + \epsilon_{it}, \quad (4)$$

其中, $g(\ln K_{it}, I_{it}, EF_{it}) \equiv \beta_k \ln K_{it} + \bar{I}^{-1}(\ln K_{it}, I_{it}, EF_{it})$ 。参照 Olley and Pakes (1996) 以及 Amiti and Konings (2007) 的方法, 我们采用资本 (对数)、投资 (对数)、出口虚拟变量的四阶多项式来对 $g(\cdot)$ 进行近似。¹⁶

$$g(k_{it}, I_{it}, EF_{it}) = (1 + EF_{it}) \sum_{h=0}^4 \sum_{q=0}^4 \delta_{hq} k_{it}^h I_{it}^q, \quad (5)$$

在估计出 $\hat{\beta}_m$ 与 $\hat{\beta}_l$ 之后, 我们计算 (4) 式的残差 $R_{it} \equiv \ln Y_{it} - \hat{\beta}_m \ln M_{it} - \hat{\beta}_l \ln L_{it}$ 。

下一步我们估计资本存量的系数 β_k 。为纠正之前所提到的样本选择偏误, Amiti and Konings (2007) 建议估计一个企业存活概率模型 (自变量为资本与投资的高阶多项式), 并将估计的存活概率放入方程进行控制。因此, 我们估计以下方程:

$$R_{it} = \beta_k \ln K_{it} + \bar{I}^{-1}(g_{it-1} - \beta_k \ln K_{it}, t-1, \hat{p}r_{i,t-1}) + \epsilon_{it}, \quad (6)$$

其中, $\hat{p}r_{i,t-1}$ 表示企业在下一年退出概率的估计值。由于我们并不清楚投资函数的反函数 $\bar{I}^{-1}(\cdot)$ 的真实函数形式, 因此我们用 g_{it-1} 与 $\ln K_{i,t-1}$ 的四阶多项式对其进行近似。此外, (6) 式要求式中两个资本项前面的系数相同。因此, 我们采用非线性最小二乘 (Non-linear Least Squares) 的方法进行估计 (Pavcnik, 2002; Arnold, 2005)。

最后, 在得到资本系数 $\hat{\beta}_k$ 之后, 我们计算每个行业 j 中企业 i 的 TFP

$$TFP_{ijt}^{OP} = \ln Y_{it} - \hat{\beta}_m \ln M_{it} - \hat{\beta}_k \ln K_{it} - \hat{\beta}_l \ln L_{it}. \quad (7)$$

参 考 文 献

- [1] Alvarez, R., and R. López, "Exporting and Performance: Evidence from Chilean Plants", *Canadian Journal of Economics*, 2005, 38(4), 1384—1400.
- [2] Arnold, J., and K. Hussinger, "Export Behavior and Firm Productivity in German Manufacturing: A Firm-Level Analysis", *Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv)*, 2005, 141(2), 219—243.

¹⁵ Olley and Pakes(1996)证明了在对企业的生产技术作少量假设的情况下, 投资函数即可写作生产率的单调增函数。

¹⁶ 用更高阶的多项式来近似 $g(\cdot)$ 并不会大幅改变估计结果。

- [3] Aw, B., M. Roberts, and T. Winston, "Export Market Participation, Investments in R&D and Worker Training, and the Evolution of Firm Productivity", *The World Economy*, 2007, 30(1), 83—104.
- [4] Aw, B., M. Roberts, and D. Xu, "R&D Investments, Exporting, and the Evolution of Firm Productivity", *American Economic Review*, 2008, 98(2), 451—56.
- [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, "Exporting and Productivity in the USA", *Oxford Review of Economic Policy*, 2004, 20(3), 343—357.
- [7] Bustos, P., "Trade Liberalization, Exports and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of MERCOSUR on Argentinean Firms", *American Economic Review*, 2011, forthcoming.
- [8] 陈媛媛、王海宁, "出口贸易、后向关联与全要素生产率", 《财贸研究》, 2011年第1期, 第46—51页。
- [9] Clerides, S., S. Lach, and J. Tybout, "Is Learning By Exporting Important? Micro-Dynamic Evidence from Colombia, Mexico, And Morocco", *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113(3), 903—947.
- [10] Cohen, W., and D. Levinthal, "Innovation and Learning: The Two Faces of R&D", *Economic Journal*, 1989, 99(397), 569—596.
- [11] Cohen, W., and D. Levinthal, "Absorptive Capacity: A New Perspective on Learning and Innovation", *Administrative Science Quarterly*, 1990, 35(1), 128—152.
- [12] Damijan, J., and C. Kostevc, "Performance on Exports: Continuous Productivity Improvements or Capacity Utilization", LICOS Discussion Papers 16305, 2005.
- [13] De Loecker, J., "Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia", *Journal of International Economics*, 2007, 73(1), 69—98.
- [14] De Loecker, J., "A Note on Detecting Learning by Exporting", NBER Working Paper, No. 16548, 2010.
- [15] Feenstra, R., Z. Li, and M. Yu, "Exports and Credit Constraint under Private Information: Theory and Application to China", Mimeo, University of California, Davis, 2010.
- [16] Girma, S., "Absorptive Capacity and Productivity Spillovers from FDI: A Threshold Regression Analysis", Research Paper 2002/08, Leverhulme Centre for Research on Globalisation and Economic Policy, University of Nottingham, 2002.
- [17] Girma, S., A. Greenaway, and R. Kneller, "Does Exporting Increase Productivity? A Microeconomic Analysis of Matched Firms", *Review of International Economics*, 2004, 12(4), 855—866.
- [18] Greenaway, D., and R. Kneller, "Exporting, Productivity and Agglomeration", *European Economic Review*, 2008, 52(5), 919—939.
- [19] Griffith, R., S. Redding, and J. Van Reenen, "Mapping the Two Faces of R&D: Productivity Growth in a Panel of OECD Industries", *Review of Economics and Statistics*, 2004, 86(4), 883—895.
- [20] Grossman, G., and E. Helpman, *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge, MA: The MIT Press, 1993.
- [21] Hahn, C., "Exporting and Performance of Plants: Evidence from Korean Manufacturing", NBER Working Paper, No. 10208, 2004.
- [22] Hu, A., G. Jefferson, and J. Qian, "R&D and Technology Transfer: Firm-Level Evidence from Chinese Industry", *Review of Economics and Statistics*, 2005, 87(4), 780—786.

- [23] Imbens, G., and J. Woodridge, “Estimation of Average Treatment Effects under Unconfoundedness”, “What’s New in Econometrics” Lecture Notes Series, 2007.
- [24] Kinoshita, Y., “R&D and Technology Spillovers through FDI: Innovation and Absorptive Capacity”, CEPR Discussion Papers 2775, 2001.
- [25] Levinsohn, J., and A. Petrin, “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables”, *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2), 317—341.
- [26] Lileeva, A., and D. Trefler, “Improved Access to Foreign Markets Raises Plant-Level Productivity... for Some Plants”, *Quarterly Journal of Economics*, 2010, 125(3), 1051—1099.
- [27] 李春顶, 唐丁祥, “出口与企业生产率:新-新贸易理论下我国的数据检验(1997—2006年)”, 《国际贸易问题》, 2010年第9期, 第13—21页。
- [28] Lu, J., Y. Lu, and Z. Tao, “Exporting Behavior of Foreign Affiliates: Theory and Evidence”, *Journal of International Economics*, 2010, 81(2), 197—205.
- [29] Martins, P., and Y. Yang, “The Impact of Exporting on Firm Productivity: A Meta-analysis of the Learning-by-exporting Hypothesis”, *Review of World Economics*, 2009, 145(3), 431—445.
- [30] Melitz, M., “The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, 2003, 71(6), 1695—1725.
- [31] Olley, S., and A. Pakes, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 1996, 64(6), 1263—97.
- [32] Park, A., D. Yang, X. Shi, and Y. Jiang, “Exporting and Firm Performance: Chinese Exporters and the Asian Financial Crisis”, Working Papers 549, Research Seminar in International Economics, University of Michigan, 2006.
- [33] Wagner, J., “The Causal Effects of Exports on Firm Size and Labor Productivity: First Evidence from a Matching Approach”, *Economics Letters*, 2002, 77(2), 287—292.
- [34] Woodridge, J., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: The MIT Press, 2002.
- [35] 许斌, “外贸、外资和中国民营企业的生产率”, 载林双林、王振中、尹尊声主编《民营经济与中国发展》。北京:北京大学出版社, 2006年。
- [36] Yang, Y., and S. Mallick, “Export Premium, Self-selection, and Learning-by-exporting: Evidence from Matched Chinese Firms”, *The World Economy*, 2010, 33(10), 1218—1240
- [37] 余淼杰, “中国的贸易自由化与制造业企业生产率”, 《经济研究》, 2010年第12期, 第97—110页。
- [38] 余淼杰, “加工贸易、企业生产率和关税减免:来自中国产品面的证据”, 《经济学(季刊)》, 2011年第10卷第4期, 第1251—1280页。
- [39] Zahra, S., and G. George, HYPERLINK “Absorptive Capacity: A Review, Reconceptualization, and Extension”, *Academy of Management Review*, 2002, 27(2), 185—203.
- [40] 张杰、李勇、刘志彪, “出口与中国本土企业生产率——基于江苏制造业企业的实证分析”, 《管理世界》, 2008年第11期, 第50—64页。
- [41] 张庆昌, “工资、出口贸易与全要素生产率:1979—2009”, 《财经研究》, 2011年第4期, 第26—36页。

Pre-export R&D, Exporting and Productivity Gains: Evidence from Chinese Manufacturing Firms

MI DAI MIAOJIE YU

(*Peking University*)

Abstract Does entry into the export market foster firms' productivity? In this paper, we estimate the instantaneous and long-run effects of exporting on the productivity of Chinese manufacturing firms during 2001 and 2007. We argue that pre-export R&D plays a crucial role in generating post-entry productivity gains by increasing firms' absorptive capacity. By using propensity score matching in our estimation, we find that: (1) on average, starting to export has an instantaneous effect in raising productivity by 2%, but there are no significant long-run effects. (2) Firms that have ever invested in R&D before exporting experience large and lasting productivity gains whereas the productivity gain is short-lived or does not exist even instantaneously for those without pre-export R&D. (3) The effect of export on productivity increases with the number of years that firms engage in pre-export R&D.

JEL Classification F1, L1, D24