

出口目的地与出口企业生产率

刘 斌¹, 屠新泉¹, 王 杰²

(1. 对外经济贸易大学 中国 WTO 研究院, 北京 100029; 2. 河南财经政法大学 经济学院, 河南 郑州 450046)

摘 要: 出口目的地会影响企业生产率吗? 何种类型的企业会在出口目的地的选择中受益? 文章在新新贸易理论的基础上, 试图进一步解释中国企业生产率持续增长的原因。文章采用中国工业企业数据和中国海关进出口数据的合并数据, 运用倾向评分匹配和倍差法解决样本选择的内生性问题, 系统考察了出口市场转变对企业生产率的影响。研究表明: (1) 与只出口到发展中国家的企业相比, 企业出口目的地由发展中国家转向发达国家后, 生产率得到了更大幅度的提高, 在运用两阶段最小二乘法控制计量模型的内生性问题后, 检验结果依然稳健; (2) 民营企业 and 多产品企业在出口目的地由发展中国家转向发达国家后, 其生产率提升更为明显, 而且出口阅历的积累更有利于企业出口学习效应的发挥和创新能力的提高。文章结论对中国企业的出口目的地选择以及不同类型企业生产率的提升具有重要的启示。

关键词: 出口目的地; 企业生产率; 内生性; 倾向评分匹配; 倍差法

中图分类号: F740.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2015)11-0083-12

一、引 言

改革开放以来, 我国的全要素生产率以年均近 4% 的速度增长 (Zheng 等, 2009)。而与此密切相关的事实是, 我国出口贸易的市场结构发生了明显变化。我国向发达国家的出口份额由 1978 年的 37.4% 增加到 2013 年的 62.7%。那么, 我国企业出口目的地的转变是否会影响企业生产率的提升呢?

出口目的地由发展中国家转向发达国家后, 中国企业的生产率发生了怎样的变化? 本文利用 2000—2006 年中国工业企业数据库和中国海关进出口数据库合并后的 76 115 家企业数据, 动态地考察了出口目的地选择对企业生产率的实际影响, 满足“由发展中国家转向发达国家”这一条件的企业共 6 891 家 (这里的发达国家是指美国等七国集团), 而只出口到发展中国家的企业共 14 427 家。从企业之间的横向比较来看, 出口转向发达国家的企业的生产率明显高于只出口到发展中国家的企业的生产率; 从企业自身的纵向比较来看, 企业出口由发展中国家转向发达国家以后生产率出现了增长。据此得出“出口转向发达国家能够促进生产率提升”的结论是否可靠呢? 问题的关键是, 我们难以将企业生产率的生长完全归结为企业出口目的地的变化, 原因是同期只出口到发展中国家的企业的生产率也增加了, 单纯的统计数据比较和时间变化往往会“掩盖”事件背后的真相。

在本文的研究中, 有两个问题需要引起我们的足够重视: 一是样本选择所导致的内生性

收稿日期: 2015-01-21

基金项目: 国家自然科学基金项目 (71503046); 北京市社会科学界联合会青年社科人才资助项目 (2015SKL014)

作者简介: 刘 斌 (1984—), 男, 山东安丘人, 对外经济贸易大学中国 WTO 研究院助理研究员;

屠新泉 (1973—), 男, 浙江桐乡人, 对外经济贸易大学中国 WTO 研究院研究员;

王 杰 (1984—), 女, 河南郑州人, 河南财经政法大学经济学院讲师。

问题;二是在某一特定时间段来比较两组企业的生产率水平,难以反映企业出口目的地变迁对企业生产率的动态影响。针对样本选择的内生性问题,本文采用倾向评分匹配法加以克服。在本文中,许多企业出口目的地由发展中国家转到发达国家,这些企业生产率的变化是我们能够观察到的“事实”。而“反事实”则是指假设同样的企业没有进入发达国家市场,那么生产率的变化是我们不能观测到的。倾向值就是通过计算每个企业是否进入发达国家市场的概率值进行配对,让预测概率值相同或非常接近的处理组(主要出口目的地转入发达国家市场的企业)和对照组(主要出口目的地仍然为发展中国家市场的企业)配对成功,这样就可以有效地解决样本选择所导致的内生性问题。许多国内学者也运用该方法有效地控制变量内生性(包群等,2011;邵敏和包群,2012)。另外,本文还使用两阶段最小二乘法严格控制反向因果关系所带来的内生性问题,引入出口市场特征的控制变量以控制遗漏变量带来的内生性问题。

针对缺乏动态性的问题,本文运用倍差法加以解决,即在倾向评分匹配选择合适的处理组和对照组企业样本的基础上,把企业市场转变分为两个时期,动态考察企业出口目的地选择的变化对其生产率的实际影响。

与以往研究相比,本文的贡献主要体现在:首先,与以往研究大多基于出口市场进入时间、出口强度、企业研发和贸易方式等视角不同(Helpman, 2006; Van Biesebroeck, 2006; 张杰等,2009;戴觅和余森杰,2011;毛其淋和盛斌,2013;戴觅等,2014),本文从出口目的地的视角研究出口与企业生产率的关系,并将企业异质性特征(企业所有制、产品多样性、出口强度、出口阅历和出口市场等)考虑在内;其次,本文运用倾向评分匹配和倍差法有效地控制企业出口行为样本选择所产生的内生性问题,通过比较企业出口由发展中国家转向发达国家后的生产率变化,较为准确地反映了企业出口目的地选择对企业生产率的动态影响。另外,本文运用两阶段最小二乘法,选用该地区与发达国家签订的友好城市个数作为企业出口到发达国家市场的工具变量,以严格控制出口市场转变与企业生产率的反向因果关系。

二、文献综述

出口企业比非出口企业具有更高的生产率已成为“新新贸易理论”最重要的发现之一。“边出口边学”假说很好地解释了这一现象。该假说认为出口企业可以通过“学习效应”提升企业生产率(Melitz, 2003)。近年来,关于“边出口边学”假说的经验研究层出不穷。

从出口总体效应来看,许多研究证实了出口学习效应的存在(Bernard 和 Wagner, 1997;张杰等,2009)。然而,部分学者却发现企业的出口学习效应并不明显(Wagner, 2002)。Martins 和 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,其中,18 篇支持出口对生产率具有显著的提升效应,15 篇认为没有发现显著的正向效应。研究视角和样本选取的差异是研究结论不一致的重要原因。基于出口市场进入时间的视角,Greenaway 和 Kneller (2003)采用 1989—2002 年英国企业数据的研究显示,尽管企业在进入出口市场当年会对生产率产生明显刺激,但这种效应在企业进入出口市场后并不明显。Arnold 和 Hussinger(2005)研究发现,在出口发生之前,即将出口的企业与非出口企业之间存在明显的生产率差异,但是在出口行为发生之后,这种差异并没有扩大。基于出口密度视角,Fryges 和 Wagner(2008)的研究发现,企业在进入出口市场后,出口密度对企业生产率的改善具有重要的影响;而范剑勇和冯猛(2013)的研究却得出了不一样的结论。基于企业研发视角,Aw 等(2007)对中国台湾企业的研究发现,出口与研发的交互项对企业生产率具

有正向影响。戴觅和余森杰(2011)研究发现,企业出口之前的研发投入可以通过增强企业的吸收能力来提高企业生产率。基于加工贸易的视角,李春顶和赵美英(2010)利用中国制造业企业数据研究发现,出口对生产率具有阻碍作用,并认为可能是由我国出口企业加工贸易较集中且出口企业存在惰性引起的。

综上所述,学者从不同视角检验了出口对生产率的影响,并得出了一系列丰富的结论,但有一个视角并没有引起足够的重视,即企业出口目的地选择对企业生产率的影响。不同国家的经济发展程度和技术水平存在明显差异,且消费者对产品质量的要求不同,因而出口目的地选择会对企业生产率产生重要影响(Shevtsova, 2012)。出口到发展中国家或落后地区的企业,由于出口目的地技术溢出效应较低,企业出口的“学习效应”无法凸显。相反,出口到发达国家的企业则更容易接触到先进的技术和管理经验,且面临更具竞争性的市场环境,从而能够进一步提高企业生产率(Blalock 和 Gertler, 2004; Shevtsova, 2012)。国内有关出口目的地选择对企业生产率影响的文献相对匮乏,仅有的几篇国外文献(De Loecker, 2007)主要从东道国收入水平、东道国市场准入等视角进行了探讨,但使用的是国外企业的样本,其结论是否适用于中国企业还有待进一步验证。

三、计量模型与数据

(一) 估计模型

本文将出口目的地由发展中国家转向发达国家的企业视为处理组,将只出口到发展中国家的企业视为对照组,构造一个二元虚拟变量 de_{it} , 企业 i 的主要出口市场由发展中国家转向发达国家时取值为 1, 否则为 0。另外,构造二元时间虚拟变量 dt_i , 企业 i 的主要出口市场开始转向发达国家的时期取值为 1, 否则为 0。令 tfp_{it} 表示企业 i 在时期 t 的生产率, Δtfp_{it} 表示企业 i 在 $dt_i=0$ 与 $dt_i=1$ 期间的生产率变化:若企业主要出口市场由发展中国家转向发达国家,则将企业在此期间的生产率变化记为 Δtfp_i^1 ;若企业主要出口市场为发展中国家,则将企业生产率变化记为 Δtfp_i^0 。因此,企业出口目的地选择的变化对其生产率的实际影响 γ 为:

$$\gamma = E(\gamma_i | de_{it}=1) = E(\Delta tfp_i^1 | de_{it}=1) - E(\Delta tfp_i^0 | de_{it}=1) \quad (1)$$

由于 $E(\Delta tfp_i^0 | de_{it}=1)$ 是不可观测的,本文采用倍差法克服这一估计难题。倍差法估计的基本思想如下:如果样本期内存在始终没有将出口目的地转向发达国家的企业,则可以用其生产率变化 Δtfp_i^0 来度量企业出口目的地由发展中国家转向发达国家的生产率变化,即 $E(\Delta tfp_i^0 | de_{it}=1) = E(\Delta tfp_i^0 | de_{it}=0)$ 。因此,式(1)转化为:

$$\gamma = E(\gamma_i | de_{it}=1) = E(\Delta tfp_i^1 | de_{it}=1) - E(\Delta tfp_i^0 | de_{it}=0) \quad (2)$$

本文将样本期间出口目的地由发展中国家转向发达国家的企业作为处理组,将样本期间始终只出口到发展中国家的企业作为对照组。基于上述倍差法思想,估计方程设定如下:

$$\ln tfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 de_{it} + \alpha_2 dt_i + \gamma de_{it} \times dt_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中, i 和 t 分别表示企业和时间, tfp_{it} 和 ϵ_{it} 分别为企业生产率和扰动项,且有 $E(\epsilon_{it})=0$ 。对于处理组,企业在 $dt=0$ 和 $dt=1$ 两个时期的生产率为: $E[\ln(tfp_i^1 | de_{it}=1)] = \alpha_0 + \alpha_1 + (\alpha_2 + \gamma)dt$ 。因此,处理组企业的生产率变化为 $\Delta \ln tfp = \alpha_2 + \gamma$ 。对于对照组,两个时期的企业生产率为: $E[\ln(tfp_i^0 | de_{it}=0)] = \alpha_0 + \alpha_2 dt$ 。因此,在 $dt=0$ 和 $dt=1$ 两个时期对对照组企业的生产率变化为: $\Delta \ln tfp = \alpha_2$ 。由式(2)可知: $\gamma = (\alpha_2 + \gamma) - \alpha_2$ 。因此,交互项 $de \times dt$ 的估计系数 γ 也就度量了企业出口目的地选择变化行为对生产率的真实影响。

$\gamma > 0$ 意味着企业出口由发展中国家转向发达国家前后两个时期生产率的相对增加大于只出口到发展中国家的企业。

影响企业生产率的控制变量包括：①政府补贴(*subsidy*)，用补贴收入与企业销售额的比值来衡量。政府补贴反映了企业所获得的扶持政策(安同良等，2009；邵敏和包群，2012)。②融资约束(*finance*)，用利息支出与固定资产合计的比值来衡量(孙灵燕和李荣林，2011)。企业的利息支出越大，表明企业面临的融资约束问题越小。企业融资约束问题会限制其研发投入及设备更新等，进而对企业生产率产生负面影响。③企业资本劳动比率(*qykl*)，用企业固定资产净值年平均余额与从业人数的比值来表示。资本劳动比率高的企业较为重视设备更新和研发投入，从而具有更高的生产率，但要素配置扭曲又严重制约了企业生产率的提升。④国有企业虚拟变量(*home*)和外资企业虚拟变量(*foreign*)。由于体制性的原因，国有企业生产率相对较低，而外资企业则具有较好的技术特征，生产率水平较高。⑤企业成立时间(*age*)，指企业自成立以来的时间。由于中国工业企业数据库只报告了企业开业年份，没有报告企业成立时间，本文运用以下公式得到企业成立时间：企业成立时间 = 当年年份 - 企业开业年份 + 1。企业生产率与企业成立时间密切相关，通常在企业成长阶段，由于“干中学”和自主创新能力的提高，企业生产率会有明显提升。

(二) 核心变量及其度量

1. 生产率的计算。在估算生产率时，常用的做法是建立 C-D 生产函数：

$$Y_{it} = A_{it} L_{it}^{\alpha} K_{it}^{\beta} \quad (4)$$

其中， Y_{it} 表示产出， L_{it} 表示劳动投入， K_{it} 表示资本投入， A_{it} 表示生产率。两边取对数得到：

$$\ln Y_{it} = \alpha \ln L_{it} + \beta \ln K_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

目前较为流行的是使用 LP 方法(Levinsohn 和 Petrin, 2003)对式(5)进行回归得到生产率的估计值。LP 方法分两步估计劳动、资本和中间投入的系数：第一步，使用资本和中间投入高阶多项式的近似式，运用 OLS 方法估计劳动的系数；第二步，利用第一步估计出的劳动系数估计资本和中间投入的系数，最后得出生产率的有效估计。

2. 发达国家或地区、发展中国家或地区的界定。根据联合国开发计划署对发达国家的划分，将经济合作与发展组织(OECD)中 28 个发达经济体和非 OECD 中 16 个发达经济体共 44 个经济体定义为发达国家或地区，其他则为发展中国家或地区。^①

(三) 数据及其处理

1. 数据来源。本文的数据主要来源有两处：第一套数据来自中国工业企业数据库，我们运用工业企业数据计算企业生产率和各项控制变量；第二套数据来自中国海关进出口数据库，我们通过这套数据直接获取企业出口目的地、贸易方式和出口产品种类等信息。另外，用以计算企业产品出口复杂度的数据来源于联合国商品贸易统计数据库。

2. 数据合并。本文需要将可用于计算企业生产率的企业数据和含有企业出口目的地信息的海关数据合并起来。由于中国工业企业数据库中的企业代码与中国海关进出口数据库中的企业税号使用编码存在差异，同一企业在这两套数据库中的代码不同，无法简单地合

^①OECD 中 28 个发达经济体分别为澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、捷克、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、匈牙利、冰岛、爱尔兰、意大利、日本、韩国、卢森堡、荷兰、新西兰、挪威、波兰、葡萄牙、斯洛伐克、西班牙、瑞典、瑞士、美国 and 英国。非 OECD 中 16 个发达经济体分别为安道尔、巴林、巴巴多斯、文莱、塞浦路斯、爱沙尼亚、中国香港、以色列、列支敦士登、马耳他、摩纳哥、卡塔尔、圣马力诺、新加坡、斯洛文尼亚和阿联酋。

并,而且一些企业可能在这两套数据库中没有同时报告企业名称或者邮政编码和电话号码。为了能够将更多的企业合并,本文参照田巍和余森杰(2013)的方法,分两步对工业企业数据与海关数据进行匹配:第一步,采用企业名称和年份进行匹配;第二步,采用企业所在地邮政编码以及企业电话号码的后七位,将之前没有被识别出的企业再次合并。考虑到中国工业企业数据库存在指标缺失与异常等问题,本文根据公认的会计准则(GAAP)对样本数据进行了如下筛选:一是删除企业工业总产值、企业固定资产净值年平均余额缺失的观测值,二是删除不符合会计原则的样本,三是删除不满足“规模以上”标准的样本。通过筛选,成功匹配的企业数为76 115家。进一步地,删除一直只出口到发达国家和研究样本初始年份既出口到发达国家也出口到发展中国家的企业,得到本文选定的处理组企业为6 891家。

(四)相关性分析

本文还运用国家层面的数据作了相关性检验。国家层面的数据需要出口到发达国家的比重与全要素生产率两个变量。我们运用 1992—2014 年 UN Comtrade 数据库中细分的出口市场数据测算我国出口到发达国家的比重,运用基于数据包络分析(DEA)的 Malmquist-Luenberger 生产率指数方法测算我国的全要素生产率。依据C-D生产函数,全要素生产率的测算需要总产出、资本投入和劳动投入。产出值用GDP来表示,并按照1978年可比价格换算;劳动力投入采用全社会年底从业人员数来表示;资本投入采用永续盘存法对投资进行估算,具体公式为: $I_{it} = K_{it} - (1 - \delta)K_{it-1}$,其中, I_{it} 表示投资额, K_{it} 表示资本,用固定资产净值年平均余额表示, δ 表示折旧率,取值5%。计算全要素生产率所需的总产出、资本存量 and 劳动投入均来自历年《中国统计年鉴》。本文据此画出出口到发达国家的比重和全要素生产率两个变量之间的散点图(如图1所示),从中可以看出,出口到发达国家的比重与全要素生产率之间呈现正相关关系。由此可以初步推断,随着出口到发达国家比重的提高,全要素生产率在不断提升。

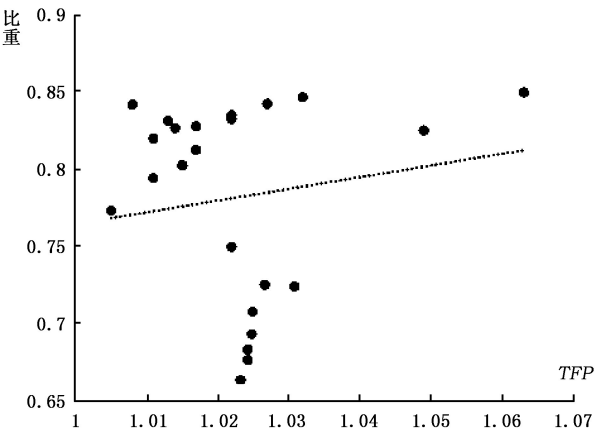


图1 1992—2014年出口到发达国家的比重与全要素生产率的散点图

数据来源:UN Comtrade 数据库与《中国统计年鉴》。

四、倍差法估计结果

(一)最近邻匹配及配对结果

本文选用倾向评分匹配法挑选可供参照的对照组。在以往文献研究的基础上(Görg, 2008;安同良等,2009;邵敏和包群,2012),本文选择企业成立时间、企业规模(用企业工业总产值与企业所在行业工业总产值的比值来表示)和企业生产率的滞后项作为配对依据。表1报告了配对前后出口目的地由发展中国家转向发达国家的企业和只出口到发展中国家的企业在匹配指标上的差异。基于估计系数的有效性与无偏性之间的权衡,本文将匹配比例确定为1:1。由表1可见,配对后出口目的地由发展中国家转向发达国家的企业与只出口到发展中国家的企业在选取的匹配指标上均不存在显著的差异,说明达到了较好的配对效果。

表 1 配对前后出口目的地不同企业配对变量的比较

指标	配对前			配对后			Probit	
	只出口到发展中国家	发展中国家转向发达国家	概率值	只出口到发展中国家	发展中国家转向发达国家	概率值	系数	Z 值
成立时间	2.0004	2.1737	0.0000	2.0004	2.0164	0.5110	0.1429***	5.5600
企业规模	-5.7885	-5.3656	0.0000	-5.7885	-5.8220	0.4530	0.03987**	2.2100
企业生产率滞后项	12.6120	12.9780	0.0000	12.6120	-12.6000	0.728	0.1233***	5.3100

注：数据来源于历年的中国工业企业数据库和中国海关进出口数据库；企业成立时间、相对规模和生产率滞后项均取对数。

(二)倍差法估计结果

从表 2 可以看出,企业出口目的地变化对生产率的影响得到了充分验证。列(1)和列(2)估计结果显示,无论是否加入控制变量, $de \times dt$ 的估计系数均显著为正,这说明企业出口目的地由发展中国家转向发达国家明显有利于企业生产率的提升,即企业出口目的地由发展中国家转向发达国家后生产率提高得更快。

(三)稳健性检验

为了更严格地控制变量之间的内生性问题,有效解决企业目的地转向与企业生产率之间的反向因果关系,本文进一步运用两阶段最小二乘法进行稳健性检验。本文选择 2000—2006 年企业所在省份与 7 个最发达国家签订友好城市个数作为企业目的地选择的工具变量,其原因是:一方面,国际友好城市的签订有利于建立中外城市合作交流平台,推动双边贸易的开展;另一方面,国际友好城市的签订与该地区企业生产率并不存在直接相关性。截至 2014 年,企业生产率相对较高的江苏省与美国签订的国际友好城市个数达到 31 个,而同为沿海经济强省的浙江省仅有 10 个。企业生产率相对较低的湖南省与发达国家签订的国际友好城市个数几乎是经济特区海南省的两倍。^① 另外,在大样本条件下,增加工具变量通常会得到更有效的估计结果(Wooldridge, 2002)。因此,本文选择这一指标作为出口市场选择的工具变量。需要说明的是,这里的变量指标是出口到发达国家的贸易额占该企业总出口额的比重(连续变量),而不是上

表 2 倍差法估计结果

	(1)	(2)
de	0.1765*** (7.5076)	0.1752*** (7.5884)
dt	-0.0471(-0.9016)	-0.0381(-0.7437)
$de \times dt$	0.2262*** (3.9637)	0.1620*** (2.8880)
$subsidy$		-0.4980** (-2.0434)
$finance$		0.1342*** (5.4984)
$qykl$		0.1413*** (19.7300)
$home$		0.1059*** (2.5985)
$foreign$		-0.0560*** (-2.9855)
age		0.1505*** (12.0994)
常数项	12.5929*** (22.2234)	9.8346*** (17.2253)
年份效应	控制	控制
行业效应	控制	控制
R^2	0.0826	0.1178
观测值	15 839	15 839

注：()内为 t 统计值,*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。下同。

表 3 两阶段最小二乘法估计结果

	(1)	(2)
de	4.0058*** (5.3246)	3.1778*** (5.5727)
控制变量		控制
年份效应	控制	控制
行业效应	控制	控制
D-W-H 内生性检验	86.4466[0.0000]	67.2774[0.0000]
Kleibergen Paap rk LM	33.8900[0.0006]	42.0480[0.0000]
Kleibergen Paap rk F	16.9000{7.0300}	20.9720{7.0300}
Anderson-Rubin Wald	138.7800[0.0000]	99.1900[0.0000]
R^2	0.9732	0.9809
观测值	15 815	15 815

注：()内为 t 统计值;[]内数值为相应统计量的 P 值;{}内为 Stock-Yogo 检验的临界值;D-W-H 统计量用来检验原计量模型的内生性问题,若拒绝零假设则说明存在内生性问题;Kleibergen Paap rk LM 统计量用来检验工具变量是否为识别不足,若拒绝零假设则说明选取的工具变量合理;Kleibergen Paap rk F 统计量用来检验工具变量是否为弱识别,若拒绝零假设则说明选取的工具变量合理;Anderson-Rubin Wald 统计量用来检验工具变量与内生变量的相关性,若拒绝零假设则说明选取的工具变量合理; R^2 为 Uncentered R^2 ;控制变量选择均与表 2 相同。

① 友好城市的数据来源于中国国际友好城市联合会,网址为 <http://www.cifca.org.cn/Web/Summary.aspx>。

文中选择的主要目的地是否为发达国家(虚拟变量),因此计量方程中没有时间项 dt (下文同)。表 3 中列(1)和列(2)的结果显示,无论是否加入控制变量, de 的系数均显著为正,这说明在控制了反向因果关系后,企业目的地的选择仍然对企业生产率具有重要影响。

五、何种类型的企业能从出口目的地转变中获利?

一般来说,发展中国家的企业出口促使生产率提高的渠道主要体现在以下四个方面:一是竞争效应。发展中国家的出口企业进入发达国家市场后,面临着更为激烈的市场竞争和更为苛刻的顾客需求,竞争的加剧和消费者异质性偏好会促使企业加快企业技术创新。二是逆向技术溢出效应。发达国家的跨国公司需要发展中国家的供应商提供价格更低、质量更优的中间品,因此发达国家的跨国公司通常会把产品规格、质量、性能、设计等技术标准及时反馈给发展中国家的供应商。三是人力资本提升效应。对于关系较为紧密的发展中国家供应商(特别是资产专用性产品供应商),发达国家的跨国公司会委派相关技术人员到生产流水线指导工人生产,发展中国家供应商的技术人员也可以参与跨国公司的产品研发设计,这种人员流动和技术培训无疑会提高发展中国家供应商的人力资本水平。四是供应链升级效应。发达国家的企业为满足全球消费市场的异质性需求以及发达国家消费者对产品质量、品种、环保、安全等更为苛刻的要求,会通过生产设备和设计转让,强制性地要求全球供应链上的发展中国家企业迅速提升自身生产工艺与产品设计能力。总之,出口目的地转变对企业生产率的影响已得到验证;但从企业异质性的视角来看,哪些类型的企业更能从出口目的地转变中获益呢?

(一) 基于企业所有制的分析

由于所有制性质的不同,企业在出口过程中的学习能力和自主创新的动力等会存在明显差异,因此基于所有制视角考察企业目的地选择对企业生产率的影响具有重要意义。双重差分法为这一问题提供了合适的工具,分析思路如下:对于一家由出口到发展中国家转向发达国家的民营企业而言,其生产率增长速度不仅要大于那些只出口到发展中国家的企业,而且也要高于那些同样选择出口转向发达国家的国有企业或者外资企业。换言之,此时的处理组是由出口到发展中国家转向发达国家的民营企业,对照组则包括只出口到发展中国家的企业和其他的出口目的地转向发达国家的企业。具体的检验模型如下:

$$\begin{aligned} \ln tfp_{ijkt} = & \beta_0 + \beta_1 de + \beta_2 dn + \beta_3 dt + \gamma_1 de \times dt + \gamma_2 dn \times dt \\ & + \gamma_3 de \times dn + \lambda de \times dn \times dt + \beta X_{ijkt} + \nu_j + \nu_t + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

(6)

其中, dn 为反映企业所有制的虚拟变量(企业为民营企业则取值为 1,否则为 0)。在估计结果中,我们最关心的是 λ 的系数。如表 4 中列(1)和列(2)所示,无论是否控制企业资本强度等因素, λ 均显著为正,这说明民营企业的出口目的地由发展中国家转向发达国家后获得了更强的生产率提高效应。

表 4 基于所有制分析的估计结果

	双重差分法		工具变量法
	(1)	(2)	(3)
de	-0.0099(-0.9217)	-0.0112(-1.0415)	-20.9483*(-1.9514)
dn	0.0760*** (2.7205)	0.0781*** (2.7980)	-2.5152*(-1.9551)
$de \times dn$	-0.0232*** (-3.2559)	-0.0219*** (-3.0119)	20.7419* (1.9014)
dt	-0.0492(-1.6125)	-0.0516*(-1.6920)	
$de \times dt$	0.0159(1.4280)	0.0171(1.5382)	
$dn \times dt$	-0.0745*** (-2.6007)	-0.0763*** (-2.6669)	
$de \times dn \times dt$	0.0675** (2.1553)	0.0692** (2.2120)	
控制变量		控制	控制
年份效应	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
R^2	0.0259	0.0281	0.9802
观测值	15 839	15 839	15 771

民营企业灵活的经营方式和管理体制使其在发达国家更为激烈的竞争压力下会积极学习发达国家的先进技术,在出口经营中积累经验和汲取教训,从而能够进一步提高生产率。另外,相对于不存在融资约束的国有企业,大多数民营企业受到严重的信贷歧视,无法获得充裕的外部资金(孙灵燕和李荣林,2011),自主研发往往“心有余而力不足”,因此,一旦接触到发达国家先进的技术和经验,民营企业便能敏锐地识别国外先进的技术成果和经验,通过学习进一步提高自身的生产率。而大多数外资企业是通过嵌入型技术获得竞争优势,而且有可能在进入中国市场之前就具有外部市场的经验,因而对外部的知识依赖较低。对于国有企业而言,在中国特有国情下存在“所有制优势”,学习能力相对不足,缺乏激烈竞争环境倒逼下的创新动力。表 4 中列(3)报告了两阶段最小二乘法的估计结果, $de \times dn$ 的系数显著为正,这进一步说明民营企业在出口市场转变后获得了更多的生产率提高效应。

(二)企业出口产品多样性和单一性

企业竞争力的核心是产品竞争力,企业产品策略对于企业竞争优势提升的重要性不言而喻。本文采用双重差分法对企业出口由发展中国家转向发达国家过程中出口产品的多样性对企业生产率提高的影响进行分析,处理组为出口由发展中国家转向发达国家的多产品企业,对照组包括出口目的地为发展中国家和由出口到发展中国家转向发达国家的单一产品企业。定义反映企业出口产品多样性的虚拟变量如下:多产品出口企业取值为 1,否则为 0。

表 5 中列(1)和列(2)的估计结果显示,无论是否加入控制变量, λ 均显著为正,也就是说,产品多样性在企业出口目的地转向发达国家后对生产率的提升作用非常明显。产品多样性在出口企业资源再配置的过程中扮演着重要角色,多样化产品会引致企业在国际市场上向比较优势的产品调整产品组合,进而促进企业生产率的提升。

此外,为适应发达国家的竞争环境和消费者的差异性偏好特征,企业可通过扩大产品范围,采取产品差异化策略来抢占市场。这一发现不仅颠覆了现有基于单一产品假定的企业异质性贸易模型关于中国出口增长的研究结论,而且还提醒我们在进行贸易结构调整时,不应只关注企业内集约边

表 5 基于出口产品多样性的估计结果

	双重差分法	工具变量法	(3)
	(1)	(2)	
de	0.1851 *** (4.4148)	0.1874 *** (4.4814)	0.6223 *** (3.2996)
dn	0.1056 (1.2032)	0.1141 (1.3037)	0.0443 (0.5376)
$de \times dn$	0.0555 * (1.7414)	0.0670 ** (2.1066)	0.0553 *** (19.5813)
dt	-0.0142 (-0.1397)	-0.0163 (-0.1609)	
$de \times dt$	-0.0082 (-0.1625)	-0.0056 (-0.1115)	
$dn \times dt$	-0.2338 ** (-2.1495)	-0.2415 ** (-2.2249)	
$de \times dn \times dt$	0.3246 *** (2.6303)	0.3204 *** (2.6020)	
控制变量		控制	控制
年份效应	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
R^2	0.0843	0.0891	0.9912
观测值	15 739	15 739	15 771

际的重要性,还应高度重视企业内扩展边际的贡献。表 5 中列(3)报告了两阶段最小二乘法的估计结果, $de \times dn$ 的系数显著为正,这进一步证实了出口产品多样性的促进作用。

(三)出口强度还是出口阅历更重要?

企业的出口学习能力随着其出口时间的增加而增加,而且企业出口程度越高就越能获得规模效应,也就是说,出口强度和出口阅历与企业“出口学习效应”过程中生产率的提高程度都有着密切关系。^① 首先,本文采用双重差分法对企业出口由发展中国家转向发达国家

^① 本文以企业出口交货值占销售收入(或主营业务收入)的比重来衡量企业出口强度,如果企业出口强度大于所有企业的出口强度平均值,则定义为高出口强度企业,否则为低出口强度企业。由于 2004 年中国工业企业数据库没有报告出口交货值,本文运用该企业除 2004 年外其他年份的平均值代替。另外,本文根据企业是否为新出口企业来定义企业出口阅历。

过程中出口强度对企业生产率提高的影响进行分析,处理组为出口由发展中国家转向发达国家的高出口强度企业,对照组则包括出口目的地为发展中国家和由出口到发展中国家转向发达国家的低出口强度企业,定义反映企业出口强度的虚拟变量如下:高出口强度企业取值为 1,否则为 0。表 6 中列(1)和列(2)的估计结果显示,无论是否加入控制变量, λ 均不显著,也就是说,出口强度没有起到提升生产率的作用。企业出口强度较高意味着企业对出口的依赖程度较高,但这并不能说明企业对新技术的吸收能力和自身创新能力就能与其出口强度匹配。这是因为:一方面,由于进入壁垒和地区分割现象的存在,新进入企业或低生产率企业为了避免国内激烈的竞争也会选择出口;另一方面,关税的下降在很大程度上提高了企业出口强度(田巍和余森杰,2013),使得这些出口企业无法凸显出口目的地对企业生产率的提升效应。列(3)报告了两阶段最小二乘法的估计结果,在控制了反向因果关系后,交互项估计系数变得不显著,这再次说明出口强度并不是企业生产率提升的关键因素。同样,本文采用双重差分法分析出口阅历在企业出口目的地选择变化过程中的作用。处理组为出口由发展中国家转向发达国家的非新出口企业,对照组则包括出口目的地为发展中国家和出口由发展中国家转向发达国家的新出口企业。定义“是否为新出口企业”的虚拟变量如下:不是新出口企业取值为 1,否则为 0。列(4)和列(5)给出了有关出口阅历的估计结果,无论是否加入控制变量, λ 均显著为正,这说明企业的出口阅历越长,其对国外市场的适应性就越好,而且技术外溢需要一定的时间,阅历久的企业对先进技术的反应能力和吸收能力都更强。因此,在企业出口目的地选择变化的过程中,企业生产率随其出口阅历的积累而不断上升。列(6)报告了两阶段最小二乘法的估计结果,这进一步证实了上述结论。

表 6 基于出口强度和出口阅历的估计结果

	出口强度			出口阅历		
	双重差分法		工具变量法	双重差分法		工具变量法
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
de	0.1241*** (4.7586)	0.1252*** (4.8687)	-45.5724(-0.1764)	0.2110*** (5.7403)	0.1865*** (5.1560)	-1.5794(-1.4365)
dn	-0.0328(-0.5504)	-0.0256(-0.4358)	-0.4727(-0.1661)	0.0017(0.0229)	-0.0091(-0.1287)	-1.1085** (-2.0150)
$de \times dn$	-0.7912*** (-24.8162)	-0.7447*** (-23.5857)	-31.0434(-0.1837)	0.1784*** (-5.5231)	0.1232*** (-3.8014)	13.3115* (1.7477)
dt	0.1771*** (2.7394)	0.1415** (2.2180)		0.0635(0.8048)	0.0766(0.9879)	
$de \times dt$	0.1141** (2.2444)	0.1145** (2.2843)		-0.0725(-1.5314)	-0.0253(-0.5440)	
$dn \times dt$	-0.0169(-0.1552)	-0.0239(-0.2218)		-0.1033(-0.9914)	-0.0706(-0.6885)	
$de \times dn \times dt$	-0.0993(-0.8097)	-0.1133(-0.9377)		0.3421*** (2.6629)	0.2555** (2.0208)	
控制变量		控制	控制		控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.1547	0.1797	-0.4833	0.0867	0.1175	0.9836
观测值	15 839	15 839	15 771	15 839	15 839	15 769

(四)出口到发达国家的个数

为分析出口到发达国家的个数对企业生产率的影响,本文运用双重差分法进行进一步的分析。本文引入发达国家市场数量的交互项检验出口到发达国家个数对企业生产率提升的影响。表 7 中列(1)和列(2)的估计结果显示,无论是否加入控制变量, λ 均不显著,这说明出口到发达国家的数量对企

表 7 基于出口发达国家个数的估计结果

	双重差分法		工具变量法
	(1)	(2)	(3)
de	0.1876*** (6.9903)	0.1884*** (7.1389)	1.5746* (1.7045)
dn	-0.0064(-0.1087)	-0.0019(-0.0331)	0.2451(1.1854)
$de \times dn$	0.1604*** (6.6567)	0.1406*** (5.8956)	-0.0231(-0.0827)
dt	0.0613(0.9392)	0.0110(0.1714)	
$de \times dt$	-0.0271(-0.8176)	-0.0252(-0.7747)	
$dn \times dt$	-0.1097(-1.3269)	-0.1011(-1.2445)	
$de \times dn \times dt$	0.0299(0.3475)	0.0383(0.4530)	
控制变量		控制	控制
年份效应	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
R^2	0.0952	0.1269	0.9683
观测值	15 693	15 693	15 669

业生产率提升并没有明显的影响。出口市场多元化虽然可以减少对某些市场过分依赖而带来的风险,但企业出口市场的多元化并不一定能够促进企业“学习效应”的发挥。由于不同国家具有不同的制度、人文和经济环境,企业进入发达国家市场后,不仅要承担出口市场的沉没成本,而且要“支付”熟悉东道国市场的“学习”费用。在贸易自由化的条件下,企业的出口市场并非越多元化就越好,应该存在一个最优的市场多元化程度。我们进一步运用两阶段最小二乘法做稳健性检验,计量结果与双重差分法的结论一致。

六、结 语

出口对中国经济发展的重要作用不言而喻,“自选择效应”证实了出口企业比非出口企业具有更高的生产率,而企业可以通过“出口学习效应”进一步提升生产率,出口目的地不同导致生产率提高的程度存在明显差异。企业出口目的地由发展中国家转向发达国家不仅使其面临更加严格的产品质量要求和激烈的国际市场竞争,而且可以接触到更先进的技术和经验。竞争效应和溢出效应为企业生产率获得更大幅度的提高提供了压力和动力。

总体而言,本文估计结果支持了“出口目的地由发展中国家转向发达国家有利于企业获得更高生产率”这一结论。在充分考虑到不同企业在所有制、产品多样性、出口强度、出口阅历等方面的异质性后,本文运用双重差分法逐一对这些问题进行了验证。从企业所有制来看,由于发达国家生产商先进技术的外溢一定程度上缓解了民营企业自主进行技术创新的资金不足问题,让经营和管理都较为灵活的民营企业更能享受出口到发达国家所带来的利益;从出口产品种类来看,出口产品多样化比单一产品出口到发达国家更有利于企业生产率的提升;从出口阅历和出口强度来看,企业在出口目的地的变迁过程中,生产率随着其出口阅历的积累而不断上升,而出口强度的影响则不明显;从出口市场数量来看,企业的出口市场并非越多元化越好。本文的结论对中国企业的出口目的地选择以及不同类型企业生产率的提升具有重要的启示:首先,充分发挥出口到发达国家的学习效应和技术溢出效应,促进企业特别是民营企业的竞争力和生产率的提升;其次,企业和政府都应重视企业内的扩展边际(产品多样性)的贡献,采取多产品差异化策略和市场细分策略提升企业竞争力;再次,在逐步增大出口强度的同时,更要注重出口经验的积累;最后,在积极实施出口市场“同心”多元化战略的同时,还要重视出口市场“水平”多元化战略下企业“出口学习效应”的发挥。

* 本文还得到对外经济贸易大学中国 WTO 研究院重点研究基地课题(13ZXWTO03)、对外经济贸易大学人文社科基础学科平台课题以及对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金项目(CXTD4-08)的资助。

主要参考文献:

- [1]安同良,周绍东,皮建才. R&D 补贴对中国企业自主创新的激励效应[J]. 经济研究,2009,(10): 87—98.
- [2]包群,邵敏,侯维忠. 出口改善了员工收入吗? [J]. 经济研究,2011,(9): 41—54.
- [3]戴觅,余森杰, Maitra M. 中国出口企业生产率之谜: 加工贸易的作用[J]. 经济学(季刊),2014,(2): 675—698.
- [4]戴觅,余森杰. 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[J]. 经济学(季刊),2011,(1): 211—230.
- [5]范剑勇,冯猛. 中国制造业出口企业生产率悖论之谜: 基于出口密度差别上的检验[J]. 管理世界,2013,(8): 16—29.
- [6]李春顶,赵美英. 出口贸易是否提高了我国企业的生产率? ——基于中国 2007 年制造业企业数据的检验[J].

- 财经研究,2010,(4):14—24.
- [7]毛其淋,盛斌. 中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化[J]. 经济研究,2013,(4): 16—29.
- [8]毛其淋,盛斌. 贸易自由化、企业异质性与出口动态——来自中国微观企业数据的证据[J]. 管理世界, 2013,(3):48—65.
- [9]邵敏,包群. 政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析[J]. 中国工业经济, 2012,(7): 70—82.
- [10]孙灵燕,李荣林. 融资约束限制中国企业出口参与吗? [J]. 经济学(季刊),2012,(1): 231—252.
- [11]田巍,余森杰. 企业出口强度与进口中间品贸易自由化: 来自中国企业的实证研究[J]. 管理世界,2013, (1): 28—44.
- [12]张杰,李勇,刘志彪. 出口促进中国企业生产率提高吗? ——来自中国本土制造业企业的经验证据: 1999~2003[J]. 管理世界,2009,(12): 11—26.
- [13]Amiti M, Konings J. Trade liberalization, intermediate inputs, and productivity: Evidence from Indonesia[J]. American Economic Review, 2007, 97(5): 1611—1638.
- [14]Arnold J M, Hussinger K. Export behavior and firm productivity in German manufacturing: A firm-level analysis[J]. Review of World Economics, 2005, 141(2): 219—243.
- [15]Aw B Y, Roberts M J, Winston T. Export market participation, investments in R&D and worker training, and the evolution of firm productivity[J]. The World Economy, 2007, 30(1): 83—104.
- [16]Bernard A B, Wagner J. Exports and success in German manufacturing[J]. Review of World Economics, 1997, 133(1):134—157.
- [17]Blalock G, Gertler P J. Learning from exporting revisited in a less developed setting[J]. Journal of Development Economics, 2004, 75(2): 397—416.
- [18]De Loecker J. Do exports generate higher productivity? Evidence from Slovenia[J]. Journal of international economics, 2007, 73(1): 69—98.
- [19]Fryges H, Wagner J. Exports and productivity growth: First evidence from a continuous treatment approach[J]. Review of World Economics, 2008, 144(4): 695—722.
- [20]Ge Ying, Lai H, Zhu S C. Intermediate imports and productivity gains from trade liberalization[R]. Working Paper, 2011.
- [21]Görg H, Henry M, Strobl E. Grant support and exporting activity[J]. The review of economics and statistics, 2008, 90(1): 168—174.
- [22]Greenway D, Kneller R. Exporting, productivity and agglomeration: A difference in difference analysis of matched firms[J]. GEP Research Paper No.45, 2003.
- [23]Hausmann R, Hwang J, Rodrik D. What you export matters[J]. Journal of Economic Growth, 2007, 12 (1): 1—25.
- [24]Helpman E. Trade, FDI, and the organization of firms[R]. National Bureau of Economic Research Paper No.12091, 2006.
- [25]Levinsohn J, Petrin A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. The Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 317—341.
- [26]Martins P S, Yang Y. The impact of exporting on firm productivity: A meta-analysis of the learning-by-exporting hypothesis[J]. Review of World Economics, 2009, 145(3): 431—445.
- [27]Melitz M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. Econometrica, 2003, 71(6): 1695—1725.
- [28]Shevtsova Y. International trade and productivity: Does destination matter? [R]. Discussion Papers in Economics, No.12/18, 2012.
- [29]Van Biesebroeck J. Exporting raises productivity in sub-Saharan African manufacturing firms[J]. Journal

- of International Economics, 2005, 67(2): 373—391.
- [30]Wagner J.The causal effect of exports on firm size and labor productivity:First evidence from a matching approach[J]. Economics Letters,2002,77(2):287—292.
- [31]Wooldridge J M. Econometric analysis of cross section and panel data[M].MA:MIT press, 2002.
- [32]Zheng J,Bigsten A, Hu A. Can China's growth be sustained? A productivity perspective[J]. World Development, 2009, 37(4): 874—888.

Export Destination and Export Enterprise Productivity

Liu Bin¹, Tu Xinquan¹, Wang Jie²

(1.China Institute for WTO Studies, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China; 2.School of Economics, Henan University of Economics and Law, Zhengzhou 450046, China)

Abstract: Does export destination affect enterprise productivity? Which type of enterprises would benefit from the choice of export destination? Based on new-new trade theory, this paper attempts to further explain the mystery of continuous growth of Chinese enterprise productivity. Using merged data of China's industrial enterprises and import-export trade, it employs propensity score matching and difference in difference methods to solve the endogeneity of sample selection and systematically investigates the effect of export market changes on enterprise productivity. It arrives at the results as follows: firstly, compared with enterprises only exported to developing countries, enterprise export destination from developing countries to developed countries improves productivity to a large extent; after controlling endogeneity problems by using two-stage least squares method, the test results are still robust; secondly, private and multi-product enterprises gain more productivity enhancement owing to the change in enterprise export destination from developing to developed countries, and export experience is more conducive to the exertion of learning effect and innovation capability of export enterprises. This paper has important implications for the choice of export destination of China's enterprises and the productivity promotion of different types of enterprises.

Key words: export destination; enterprise productivity; endogeneity; propensity score matching; difference-in-difference

(责任编辑 景 行)