第 37 卷 第 6 期
2011 年 6 月

财经研究
Journal of Finance and Economics

Vol. 37 No. 6
Jun. 2011

出口、异质性与企业生产率*
——来自中国企业层面的证据

王　华，许和连，杨晶晶
（湖南大学 经济与贸易学院，湖南 长沙 410079）

摘　要：文章基于“自我选择”效应和“出口中学”效应假说，利用中国企业面板数据，从超越对数生产函数出发，纳入出口状态变量，分别采用固定效应估计、系统广义矩估计和 Olley-Pakes 半参数估计法克服潜在的同步性偏差和选择偏差问题，在从微观角度充分控制企业异质性的背景下，深入考察出口行为与我国企业生产率之间的作用机理。研究发现，出口企业的生产率相对非出口企业高出 20%－30% 左右，我国出口贸易存在显著的“出口中学”效应；而对“自我选择”效应的检验结果警示，本土企业以低劳动力成本而非高生产率作为出口竞争优势切入全球价值链低端，转变贸易增长方式是保证中国开放经济长期可持续增长的重要保障。

关键词：出口；企业异质性；“自我选择”效应；“出口中学”效应；估计偏误
中图分类号：F275.5　　**文献标识码：**A　**文章编号：**1001-9952(2011)06-0036-11

一、问题的提出

改革开放以来，中国对外贸易额迅速增长，2010 年进出口总额达到29 728亿美元，其中出口贸易占15 779亿美元，成为世界第一出口大国。出口加快了一国资本积累的速度，提高了专业化水平和优势资源的效率，有效扩大了市场规模，加快了技术进步的步伐，并一直被古典学派誉为最理智和最有效的发展战略。

随着新增长理论的兴起，出口贸易与技术进步之间的关联研究受到学术界的普遍关注。近十多年来，该领域研究的重要发展之一是从宏观向微观领域的拓展。微观层面引申出的一个重要论题是“出口企业是否具有比非出口

收稿日期：2010-12-10
基金项目：国家社会科学基金项目(07&ZD017)；国家社会科学基金项目(10BJL040)；教育部新世纪优秀人才支持计划(NCET-09-0337)；湖南省研究生创新基金(CX2010B156)
作者简介：王　华(1984－)，女，湖南安乡人，湖南大学经济与贸易学院博士研究生；
许和连(1971－)，男，湖南双峰人，湖南大学经济与贸易学院教授，博士生导师；
杨晶晶(1980－)，女，湖南长沙人，湖南大学经济与贸易学院博士研究生。

企业更高的生产率”?

从实证的角度看,部分经验研究支持企业“自我选择”效应的存在(如Clerides 等,1998; Delgado 等,2002)。这些研究认为,出口市场存在进入壁垒,如物流、管理、关税等额外成本以及国际市场中更严酷的产品需求标准和市场竞争等,因此只有生产率较高的企业才能最终参与出口。另一方面,关于“出口中学”假说的检验却未能得到一致的结论。Wagner(2002)、Bernard 和 Jansen(2004)分别检验了德国、美国和日本的出口行为与企业生产率之间的关联,未发现存在“出口中学”的经验证据。然而,关于欠发达国家或地区的经验研究却较为普遍地支持“出口中学”效应的存在,他们认为国外购买者会及时将商品设计、质量、功效的反馈信息提供给出口商,或提供相应的技术培训,进而促进本土企业生产率的提高(Blalock 和 Gertler,2004; Biesebroeck,2005)。

国内现有的文献大多集中于出口贸易与经济增长的宏观层面研究。出口贸易显著促进了中国的经济增长,但对其机理的研究却难成共识。包群等(2003)指出,出口贸易主要通过对“非出口部门”的技术外溢促进经济增长。姚洋等(2008)认为,本土企业保持了出口技术水平的绝对增长以及对在华外商投资企业的相对追赶,存在一定的出口结构优化和技术进步。张杰等(2008)利用江苏本地制造业企业数据的研究认为出口行为与以资本生产率和资本劳动比衡量的企业生产率之间存在相互促进的关系;但出口却没有促进以全要素生产率衡量的企业生产率。

我们注意到现有文献存在两种改进的可能:首先,传统的估计方法忽略了如下两方面的问题:其一,同步偏差;其二,选择性偏差。其次,尽管出口促进经济增长已是不争的事实,但出口行为与企业生产率之间的相互作用机制仍有待更系统深入的研究,尤其对于亟须实现贸易结构优化、技术升级的中国而言,研究有助于我们识别中国长期以来的“出口导向”政策和中国贸易政策未来改革的方向。

二、数据与描述性统计

(一)数据来源

本文使用的企业数据来源于 2002 年世界银行发布的“The Study of Competitiveness,Technology & Firm Linkages”问卷调查数据库。世界银行在北京、天津、上海、广州、成都五个城市分别随机抽取 300 余家企业,最终得到1 548家企业 1997—2000 年面板数据。样本企业涵盖交通设备及零部件、电子设备、电子元件等 5 类主要制造业企业和广告与营销、信息技术服务等 5 类服务业企业。

和所有微观数据一样,该样本存在数据缺失、误报的情况,本文采用 Blalock 和 Gertler(2004)的处理方法如下:如果该企业首、尾年份数据均可得,则

采用平滑递推法补充其不超过两年的缺失值;如果存在 2 年以上的数据缺失,我们则删除该企业样本。根据调整后的数据,我们观测到 1997－2000 年各地 1 467家出口企业数量的变化,如表 1 所示。各城市的出口企业数量均呈稳定上升趋势,这是中国多年以来改革开放政策的成效。其中广州出口企业数量稳居首位,上海次之,成都最低。成都出口企业数的增速居各地之首,反映了近年来我国中西部地区对外开放的强劲步伐。

表 1　出口与非出口企业数

城市	1997 年		1998 年		1999 年		2000 年	
	出口	非出口	出口	非出口	出口	非出口	出口	非出口
北京	51	201	56	211	62	219	67	226
天津	59	179	63	194	72	204	75	211
上海	93	149	107	155	119	168	124	175
广州	113	125	122	135	127	154	139	153
成都	30	221	33	236	40	242	51	246
总计	346	875	381	931	420	987	457	1010

注:“出口”指在特定年份参与出口的企业数,“非出口”指在特定年份未参与出口的企业数。

(二)变量描述

结合调查问卷中各数据的可得性,本文主要变量选取如下:

企业产出(Y)采用增加值来衡量,即各年总销售额减去各年材料成本。资本(K)用企业各年固定资本账面价值衡量。本文采用《中国统计年鉴》提供的各地区相应年度的商品零售价格指数和固定资产投资价格指数分别对企业销售额、材料成本和固定资本账面价值进行平减。劳动力投入(L)用企业每年平均雇员人数代替。企业投资(I)用永续盘存法来估算。关于折旧率的选取,文献中通常设定为 15%(Hu 等,2005),本文亦取该值。

另外,数据提供了企业 1997－2001 年出口销售收入额,为本文确定企业的出口状态提供了依据。根据 Clerides 等(1998),企业依出口状态可分为五种类型,即 Non-exporters、Exporters、Entrants、Quitters 以及 Switchers。[①] 在样本观测期内,20%的企业一直保持出口,10%的企业进入出口市场,而退出出口市场和在出口行为中转换的企业各占 1%。表 2 给出了主要变量的描述性统计。与预期一致,出口企业相比非出口企业而言拥有更高的产出、雇佣更多的员工、投入更多的资本。

表 2　出口与非出口企业主要指标的描述性统计

	出口企业			非出口企业		
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
Ln(Y)	1 604	10.819	1.784	3 803	8.404	2.010
Ln(K)	1 604	10.273	1.965	3 803	8.354	2.490
Ln(L)	1 604	5.944	1.383	3 803	4.751	1.546
出口销量百分比	1 604	0.481	0.415	3 803	—	—

注:“出口”指在观测期内参与出口的企业;“非出口”指在观测期内未参与出口的企业。

三、模型与计量方法

(一)基本模型

本文的主要目的是检验出口行为与企业生产率之间的内在联系。一种通用的方法是计算生产函数的出口溢值,即根据生产函数估算企业生产率,再将出口行为转化为虚拟变量对企业生产率进行回归得到出口企业和非出口企业的生产率差异以判断"出口中学"效应是否存在(Aw 等,1995;Baldwin 和 Gu,2003)。基于此,本文采用形式更为灵活的超越对数生产函数模型,并将出口状态以虚拟变量的形式加入模型:

$$\ln Y_{it} = \alpha Export_{it} + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \ln^2 K_{it} + \beta_4 \ln^2 L_{it} + \beta_5 \ln K_{it} \ln L_{it} + \varphi_i + \lambda_r + v_j + \gamma_t + \tilde{\omega}_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

其中,Y_{it}、K_{it}和 L_{it}分别为企业的产出、资本和劳动,下标 i 和 t 分别代表企业和年份。$Export_{it}$是出口的虚拟变量,若企业 i 在 t 年参与出口,则变量取值为 1;其估计系数 β_0 如果为正,则表明出口行为与企业生产率之间存在正向关联。

φ_i 是根据企业资本构成划分的所有制性质的虚拟变量,[②] 同时加入城市和行业虚拟变量 λ_r 和 v_j 对模型的非观测效应进行控制。另外在模型中加入了时间虚拟变量 γ_t 用于控制这些宏观层面的经济环境与政策变化对企业生产行为的影响。$\tilde{\omega}_{it}$是隐性生产率。

(二)"自我选择"还是"出口中学"

上述模型的估计结果能揭示出口和非出口状态的企业之间是否存在显著的生产率差异,但无法推断出口和企业高生产率之间的关联究竟是"自我选择"的结果,还是通过"出口中学"实现的,即不能表明出口是否促进了企业生产率的提升。

借鉴 Blalock 和 Gertler (2004)的思路,本文通过考察出口行为和生产率变化的相对时间变化进一步检验出口企业的高生产率的源泉。将模型(1)中的虚拟变量 $Export_{it}$用出口的五种状态 Non-exporters、Exporters、Entrants、Quitters 和 Switchers 来替代。首先,检验企业在进入出口之前是否已经具有显著较高的生产率,若出口企业在出口前的生产效率显著高于非出口企业,则在一定程度上支持"自我选择"效应。其次,考察企业由出口转为非出口状态后是否伴随生产率下降。若"出口中学"假说成立,参与出口的企业在停止出口行为后将仍能保持稳定的生产率优势。最后,本文采用 Girma 等(2004)提出的"检验出口中学效应是否存在的最直接的方法之一是采用滞后期的出口对当期的生产率进行回归",将之作为本研究的稳健性检验。

(三)计量方法

如前所述,同步性偏差和选择性偏差是模型估计时必须考虑的问题。同步性偏差源于以利润最大化为目标的企业将根据它们了解到的隐性生产率水

平调整要素投入,而这种隐性生产率却不能通过传统计量方法被识别出来。早期研究者使用双向固定效应模型来减少回归偏误,但当隐形生产率冲击随时间变化时,固定效应估计不能有效解决同步偏差问题。而广义矩估计能弥补这一缺陷,处理随时间变化的隐性生产率(Yeaple,2005)。

1. 系统广义矩估计

为解决要素投入和隐性生产率之间的同步性关联,本文构建动态生产函数并进行一阶差分以消除不随时间变化的固定效应影响,得到:

$$\begin{aligned}\Delta \ln Y_{it} = {} & \alpha \Delta Export_{it} + \beta_1 \Delta \ln K_{it} + \beta_2 \Delta \ln L_{it} + \beta_3 \Delta \ln^2 K_{it} + \beta_4 \Delta \ln^2 L_{it} \\ & + \beta_5 \Delta \ln K_{it} \ln L_{it} + \theta \Delta \mathrm{Ln} Y_{it-1} + \Delta \gamma_t + \Delta \tilde{\omega}_{it} + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}\end{aligned} \tag{2}$$

此时,由于模型中右边解释变量包含了因变量的滞后项,从而造成解释变量与随机扰动项相关。针对此问题,本研究采用 Blundell 和 Bond(1998)提出的系统广义矩估计修正一阶差分方程弱工具变量问题,将水平方程中解释变量一阶差分的滞后一期作为方程的工具变量,将差分方程中滞后两期的水平变量作为一阶差分的工具变量,解决了生产函数估计中的同步偏差问题,因而提高了模型参数估计的效率。

2. Olley-Pakes 半参数估计

系统广义矩估计不能有效处理样本选择性偏差问题。这种偏差源于在隐性生产率给定的情况下,资本存量和企业退出概率之间存在的负向关联。Olley 和 Pakes(1996)提出了半参数法估计生产函数,通过引入企业投资函数和企业生存概率函数分别解决了估计中的同步性偏差和选择性偏差问题。

Olley-Pakes 法的关键在于对隐性生产率 $\tilde{\omega}_{it}$ 的处理。从 Cobb-Douglas 生产函数出发,根据 Olley-Pakes 法的思路,将企业的出口决策引入企业投资函数并假定企业的投资是隐性生产率和资本对数的增函数,得到:

$$\ln I_{it} = I_{it}(Export_{it}, \ln K_{it}, \tilde{\omega}_{it}) \tag{3}$$

根据式(3)得到其反函数,即隐性生产率也取决于资本和投资的对数,以及企业的出口决策。将其代入生产函数有:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_l \ln L_{it} + g_{it}(Export_{it}, \ln K_{it}, \ln I_{it}) + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

其中,$g_{it}(\cdot) = \beta_k \ln K_{it} + h_{it}(Export_{it}, \ln K_{it}, \ln I_{it})$,根据资本的对数、投资的对数和出口虚拟变量的四阶多项式估计 $g_{it}(\cdot)$(Loecker,2007)。并得到 β_l 的一致估计,以及残差 R_{it}:

$$R_{it} = \ln Y_{it} - \beta_l \ln L_{it} - \beta_0 \tag{5}$$

接下来是获得出口和资本变量的无偏估计系数 α、β_k。Olley-Pakes 法构建了企业生存概率函数来控制因资本存量和企业退出概率之间存在的负向关联而引起的选择性偏差:

$$R_{it} = \beta_k \ln K_{it} + h_{it}(g_{it-1}(\cdot) - \beta_k \ln K_{it-1}, \hat{P}r_{it-1}) + \varepsilon_{it} \tag{6}$$

其中，$\hat{P}r_i$ 是一个非线性的 Probit 计量模型，代表下一年企业 i 退出概率的拟合值，可通过资本对数和投资对数的高阶多项式估计得到。最终，通过非线性最小二乘法得到 α 和 β_k 的一致估计。

四、实证结果与分析

（一）出口、异质性与企业生产率的实证检验

首先，对引入出口状态变量的生产函数进行估计，以考察出口行为、企业异质性与企业生产率的关联以及处于不同出口状态企业的生产率差异。

表 3　引入出口变量的超越对数生产函数估计

$\ln Y_{it}$	POLS		FE	GMM		OP
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Export_{it}$	0.2901*** (0.045)		0.2079*** (0.059)	0.2795*** (0.032)		0.2508*** (0.063)
Exporters		0.3766*** (0.047)			0.1346*** (0.032)	
Entrants		0.2531*** (0.072)			0.2331*** (0.057)	
Quitters		0.2437* (0.128)			0.1608 (0.115)	
Switchers		0.2197 (0.180)			0.1204 (0.145)	
LnY_{it-1}				0.5597*** (0.059)	0.5625*** (0.057)	
$\ln K_{it}$	0.3893*** (0.044)	0.3942*** (0.046)	0.4454*** (0.077)	0.2778* (0.042)	0.2765* (0.041)	0.6181*** (0.119)
$\ln L_{it}$	0.8188*** (0.072)	0.8195*** (0.073)	0.9066*** (0.115)	0.8046*** (0.088)	0.8239*** (0.086)	0.7298*** (0.136)
$\ln^2 K_{it}$	0.0331*** (0.004)	0.0331*** (0.004)	−0.0012 (0.006)	0.0137*** (0.005)	0.0136*** (0.004)	
$\ln^2 L_{it}$	−0.0443*** (0.012)	−0.0495*** (0.012)	−0.0381** (0.016)	−0.0419*** (0.013)	−0.0402*** (0.013)	−0.0616*** (0.013)
$\ln K_{it}\ln L_{it}$	−0.0174* (0.013)	−0.0252* (0.013)	0.0080 (0.018)	−0.0301** (0.014)	−0.0287** (0.013)	
Cons	4.1049*** (0.192)	4.7897*** (0.188)	2.4575*** (0.439)	0.0110 (0.302)	0.1138 (0.295)	7.2019*** (0.874)
Adjusted R^2	0.8367	0.8256	0.8086			0.8431
Hausman test			70.43***			
AB test for AR(2)				1.30	1.32	
Hansen test of overid. Restriction				4.07	4.82	

注：(1)估计中分别加入了企业性质、企业所属行业、所在城市和时间的虚拟变量控制个体效应引起的偏误；(2)括号中为异方差稳健标准误；(3)*、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1%的显著性水平。表 4 和表 5 同。

表 3 第(1)、(2)列是 OLS 的估计结果，作为模型估计的参照组。在给定显著性水平 1%的情况下，Hausman 检验支持固定效应模型，结果见表 3 第(3)列。Hansen 过度识别检验值分别为 4.07 和 4.82(p 值分别为 0.458 和 0.681)，不能拒绝不存在过度识别的原假设；干扰项二阶序列相关的Arellano-Bond 检验值为 1.3 和 1.32(p 值均值为 0.182)，不能拒绝不存在序列相关的

原假设,据此可以判定GMM模型的设定是基本合理的。第(6)列是采用Olley-Pakes半参数估计,同时控制同步性偏差和选择性偏差的相应结果如表3第(6)列所示。

出口状态虚拟变量的估计系数是本文关注的焦点。从表3给出的结果可以看出,以当期出口状态衡量的出口变量 $Export_{it}$ 在各种估计方法下得到的结果比较稳定(见第(1)、(3)、(4)、(6)列),估计系数在1%的水平上显著为正。其中基于OLS的估计结果最高为29.01%,而在对同步性偏差和选择性偏差予以控制之后,出口变量的系数明显下降,但始终保持在20%以上。第(2)列和第(5)列估计采用Clerides等(1998)对企业出口类型的细分法,比较分析不同出口状态对企业生产率的贡献差异。采用SYS-GMM估计的结果与OLS的结果大致一致,四种拥有出口经历的企业状态变量系数均为正,说明各类出口企业较非出口企业具有稳定的生产率优势。但值得注意的是各类型出口变量系数的变动。根据估计结果(5),Entrants较非出口企业享有最高的生产率优势23.31%,而Exporters的系数较估计结果(2)出现大幅下降的仅为13.46%,Switchers和Quitters类的企业系数均为正,但统计上不显著。SYS-GMM的估计结果整体上低于OLS的估计结果,一种合理的解释是出口决策、要素投入和产出之间隐含的动态联系削弱了出口对企业生产率的影响。但总体而言,不同的估计方法对出口状态变量对企业生产率的影响并不敏感,出口企业的生产率水平显著高于非出口企业。

为了更全面考察影响企业生产率的其他异质性因素,表4给出了企业所有制、区域、行业和时间虚拟变量的估计结果。

表4 其他企业异质性对企业生产率的影响

企业所有制、地区和时间效应		行业效应	
外资占多数企业	0.1359***	电子元件	0.1981***
外资占少数企业	0.0485	电子设备	0.2347***
国有企业	−0.0192*	服装及皮革产品	−0.3295***
天津	−0.2598***	消费品行业	−0.0135
上海	0.5029***	商务物流服务	−0.1568**
广州	0.1512***	通讯服务	−0.0914
成都	−0.4193***	会计及相关服务	−0.3168***
1998年	−0.0015	广告与营销	−0.2371**
1999年	0.0418	信息与技术服务	−0.0014
2000年	0.0976**		

从表4可以看出,企业生产率在不同所有制结构下存在明显的差异。外资在资本占比中超过50%的企业生产率显著高于民营企业,而国有企业生产率则低于民营企业。[③] 以北京为基准组的企业生产率区域效应与预期相符,天津、成都的企业生产率普遍低于北京,上海、广州的正向区域效应显著反映两地较北京有更高的生产率。以交通设备及零部件为基准组的行业效应输出结果表明,在其他因素固定的前提下,各行业之间的生产率存在一定差异,制造

业普遍比服务业拥有更高的企业生产率。

（二）出口与企业高生产率的因果检验

从超越对数函数的估计结果来看，在控制其他因素影响的情况下，具有出口行为的企业生产率相比非出口企业平均高出20%－30%左右。进一步分析出口企业的高生产率是其出口行为引致的还是高生产率企业主动选择出口，具有更为重要的意义。根据Blalock和Gertler(2004)的方法，表5给出考虑这一因果关联的估计结果。

表5　出口与企业生产率的因果检验

$\ln Y_{it}$	POLS	FE			OP
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$Export_{it}$	0.3013***	0.1538**	0.2387***		
	(0.042)	(0.075)	(0.064)		
$Export_{it-1}$					0.1611*
					(0.092)
$Pre\text{-}ex_{it}$		0.0672			
		(0.151)			
$Post\text{-}ex_{it}$			0.1562*		
			(0.093)		
$Exported_{it}$				0.2816***	
				(0.071)	
$\ln K_{it}$	0.3297***	0.4471***	0.2472***	0.2543***	0.5031***
	(0.046)	(0.077)	(0.077)	(0.077)	(0.073)
$\ln L_{it}$	0.8213***	0.9110***	0.9037***	0.8951***	0.7786***
	(0.073)	(0.115)	(0.115)	(0.115)	(0.163)
$\ln^2 K_{it}$	0.0378***	−0.0013	−0.0015	−0.0025	
	(0.004)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	
$\ln^2 L_{it}$	−0.0465***	−0.0382**	−0.0380**	−0.0384**	−0.0656***
	(0.013)	(0.016)	(0.016)	(0.016)	(0.014)
$\ln K_{it}\ln L_{it}$	−0.0231*	0.0078	−0.0082	−0.0095	
	(0.013)	(0.018)	(0.018)	(0.018)	
Cons	4.3326***	2.4545***	2.4567***	2.4518***	7.0877***
	(0.198)	(0.439)	(0.439)	(0.438)	(0.873)
Adjusted R^2	0.8249	0.8086	0.8143	0.8100	0.8405
Hausman test		77.96***	73.42***	93.18***	

表5第(2)列加入虚拟变量$Pre\text{-}ex_{it}$，代表企业进入出口市场的前一年，该系数为正，但在统计上并不显著。企业加入出口市场之前并不必然具有显著的生产率优势，一种可能的推测是出口企业的生产率优势是在采取出口行为后伴随发生的。第(3)列加入表示企业退出出口市场后年份的虚拟变量$Post\text{-}ex_{it}$，该变量取1表示之前参与出口的企业在t年不再出口。根据“自我选择”效应的假设，出口将因企业生产率的下降而停止，即退出出口伴随生产率的下降，该系数应显著为负。$Post\text{-}ex_{it}$的系数在10%水平上显著为正，与之相悖。第(4)列将t年是否出口的虚拟变量替换成在t年出口或在t年之前有出口行为的虚拟变量$Exported_{it}$，即某企业拥有出口经历则该变量取1。相应的系数仍正向显著。综合第(2)、(3)、(4)列的结果可以看出，出口行为中获得的生产

率提高是持续稳定的;企业在停止出口后,仍具有较非出口企业较高的生产率,这与“出口中学”效应的预期结果一致。第(5)列作为一项稳健性检验,滞后一期的出口变量在10%的显著性水平下为正,这意味着前一期的出口对企业当期的生产率仍有促进作用,与“出口中学”效应相符。

本文的估计结果表明,中国企业出口决策并非源自高生产率“自我选择”,这无疑与新新贸易理论所主张的“生产效益最高的企业才能进入出口市场”的观点相悖。如何解释这种悖论?我们可以从中国贸易与经济结构上找到答案。中国企业出口的竞争优势并不直接表现为生产率的优势,而更多的是表现为本土企业,尤其是劳动密集型企业通过压低劳动力的工资成本而获得的低生产成本竞争优势。这一依赖劳动力密集优势的出口贸易特征使得发展中国家企业的出口行为可能背离新新贸易理论认为的“生产效益最高的企业才能进入出口市场”假说。与之一致的是,Blalock 和 Gertler (2004)对印度尼西亚的研究同样没能找到支持“自我选择”效应的证据。结合中国制度变迁的历史,另一种可能的解释是财政分权加之中国地方政府对 GDP 的追逐,地区间相继采取“以邻为壑”的地方保护主义政策,导致严重的国内市场分割,使得本土企业进入国内其他地区的交易成本高于进入国际市场的成本,不同生产技术水平的企业均首选出口,国际贸易成为了国内贸易的替代。增长强劲的出口贸易成为外生因素导致的“扭曲性”过度出口(朱希伟等,2005)。

五、结论与启示

本文采用1997－2000年中国1 467家代表性企业数据,从超越对数生产函数出发,纳入出口状态变量,考察了出口行为与企业生产率之间的关系。本文的实证结果表明出口企业的生产率相对非出口企业高出20%－30%左右,这一生产率优势被较为稳健地归结于“出口中学”效应,即企业在参与出口的过程中通过“出口中学”促进了企业生产率的提高。

然而,本研究没有发现支持“自我选择”效应的经验证据,这一结论不同于发达国家实证检验结果,我们将这种差异归结为中国特定的贸易结构和市场结构,一方面是中国本土企业将廉价劳动力的低生产成本优势作为出口竞争优势切入全球价值链的低端,另一方面,国内市场分割进一步刺激了企业的出口扩张。但值得注意的是依赖廉价劳动力维持出口增长的可持续性,以及这种国际贸易替代国内贸易的出口增长模式可能无助于中国经济的持续发展。

本研究为“出口中学”理论假说提供了来自中国的经验证据。但需要指出的是,这种以低成本为竞争优势的贸易模式带来的出口扩张对中国有着双重效应。通过“出口中学”将使得本土企业在劳动密集型最终产品的生产上变得更有效率,有助于本土企业生产率的提高。但中国的“出口中学”更多源自于引进、模仿发达国家的先进生产设备、技术等成本降低型的生产效率提升方

式，这容易导致中国企业长期锁定于价值链的低端环节。如何转变贸易增长方式、实现贸易结构升级既是下一步研究的重点，也是解决问题的关键。

＊ 作者感谢 Georgia Institute of Technology 李海峥教授和 The University of York 魏颖琪教授的指导。

注释：

①Non-exporters 指未参与出口的企业；Exporters 指一直参与出口的企业；Entrants 指在初始年份未参与出口，但在观测期内开始出口且出口行为持续至观测期结束的企业；Quitters 指在初始年份参与出口，但在观测期内停止出口且直至观测期结束未再参与出口的企业；Switchers 指在观测期内在出口和非出口状态间转化超过一次的企业 。

②定义如下：若样本时期内国外资本占 50％或以上，则定义为外资占多数企业；若国外资本少于 50％而大于 0％，则定义为外资占少数企业；若外资为 0 且国家或政府拥有企业资本大于或等于 50％，则定义为国有企业。民营企业则作为企业所有制虚拟变量的基准组。

③由于样本期间的局限性，对该结论应该慎用。实际上，国有企业的现代企业制度改革等在很大程度上提高了国有企业的生产率。

参考文献：

[1]包群，许和连，赖明勇.出口贸易如何促进经济增长？——基于全要素生产率的实证研究[J].上海经济研究，2003，(3)：3－10.

[2]姚洋，章林峰.中国本土企业出口竞争优势和技术变迁分析[J].世界经济，2008，(3)：3－11.

[3]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[J].管理世界，2008，(11)：50－64.

[4]朱希伟，金祥荣，罗德明.国内市场分割与中国的出口贸易扩张[J].经济研究，2005，(12)：68－76.

[5]Aw B Y，Hwang A R.Productivity and the export market：A firm-level analysis[J].Journal of Development Economics，1995，47：313－332.

[6]Baldwin J R，Gu W.Export-market participation and productivity performance in Canadian manufacturing[J].Canadian Journal of Economics，2003，36(3)：634－657.

[7]Bernard A B，Wagner J.Export entry and exit by German firms[J].Review of World Economics，2001，137(1)：105－123.

[8]Biesebroeck V J.Exporting raises productivity in sub-Saharan African manufacturing firms[J].Journal of International Economics，2005，67：373－391.

[9]Blalock G，Gertler P J.Learning from exporting revisited in a less developed setting[J].Journal of Development Economics，2004，75(2)：397－416.

[10]Blundell R W，Bond S R.Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J].Journal of Econometrics，1998，87：115－143.

[11]Clerrides S K，Lach S，Tybout J R. Is learning by exporting important? Micro-dynamic evidence from Colombia，Mexico，and Morocco[J].Quarterly Journal of Economics，1998，113(3)：903－947.

[12]Delgado Miguel A,Farinas J C,Ruano S.Firm productivity and export markets：A non-parametric approach[J].Journal of International Economics,2002,57(2)：397－422.
[13]Girma S,Greenaway D,Kneller R.Does exporting increase productivity? A micro-econometric analysis of matched firms[J].Review of International Economics,2004,12：855－866.
[14]Loecker D.Do exports generate higher productivity? Evidence from Slovenia[J].Journal of International Economics,2007,73(1)：69－79.
[15]Olley S G,Pakes A.The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J].Econometrica,1996,64(6)：1263－1297.
[16]Yeaple S R.A simple model of firm heterogeneity international trade and wages[J].Journal of International Economics,2005,65(1)：1－20.

Export，Heterogeneity，and Corporate Productivity：Evidence from Enterprises in China

WANG Hua，XU He-lian，YANG Jing-jing

(*School of Economy & Trade*，*Hunan University*，*Changsha* 410079，*China*)

Abstract：Under two alternative hypotheses of self-selection effect and learning-by-exporting effect，this paper introduces export status variables into a translog production function and applies fixed-effect estimation，system GMM and Olley-Pakes semi-parametric method to solve the potential problems of simultaneity bias and selection bias.Then based on the firm-level panel data after controlling the corporate heterogeneity，it examines the relationship between export behavior and corporate productivity.The empirical results indicate that the productivity of exporters is around 20％－30％ higher than the one of non-exporters.Furthermore，such productivity advantages can be attributed to learning-by-exporting effect rather than self-selection effort.The study on self-selection effect shows that domestic firms enter into the lower end of global value chains by taking the advantages of low labor costs rather than high productivity，and the transformation of trade growth pattern is necessary to guarantee China's sustainable long-term economic growth.

Key words：export；heterogeneity；self-selection effect；learning-by-exporting effect；estimation bias

(责任编辑　周一叶)