

# 生产率与出口企业市场进入次序的双向影响

## ——来自中国工业企业的证据

刘 慧，綦建红

(山东大学经济学院，山东 济南 250100)

**摘要：**本文以出口企业的市场进入次序为落脚点，利用2000—2006年中国海关数据库和中国工业企业数据库的海量匹配数据，对出口企业的市场进入次序与企业生产率的增速之间的关系进行实证分析。研究结果表明，高生产率企业更倾向于充当开拓者，而低生产率企业倾向于充当跟随者，这种自选择作用在制成品出口中得以彰显，但在初级产品和农产品出口中并不显著；短期内跟随者的生产率增速高于开拓者，但在长期开拓者的先发优势愈发显著，其生产率增速明显优于跟随者。

**关键词：**企业生产率；开拓者；跟随者；自选择

中图分类号：F740.2 文献标识码：A 文章编号：1004-4892(2016)04-0020-08

### 一、引言及文献综述

随着异质性企业理论的兴起与发展，企业生产率作为核心异质性因素激发了众多学者的研究兴趣。关于生产率与企业出口之间的关系，学术界形成了两种主流观点：一种是强调企业根据生产率高低决定出口的“自选择”假说，即只有生产率最高的企业参与国际贸易，而生产率低的企业只能服务国内市场<sup>[1]</sup>；另一种是从“出口学习效应”进行反方向解读，认为出口企业在海外市场面临更为激烈的竞争，因此有动力去学习新的生产技术、升级机器设备等，进而促进企业生产率的提高<sup>[2]</sup>。

然而，令人遗憾的是，上述研究均建立在传统的净现值法理论基础上，却忽略了企业出口决策的四个事实：一是出口的进入成本是不可逆的；二是出口的未来收益是不确定的；三是出口时机是可延迟的；四是出口企业之间存在竞争性的策略互动。因此，基于净现值的企业出口决策的正确性值得商榷，在企业竞争和博弈的情况下，企业决策不仅体现为是否出口，还体现为何时出口。值得庆幸的是，近几年越来越多的学者开始关注出口企业的市场进入次序问题。Iacovone 和 Javorcik (2010)利用墨西哥的数据发现致力于新产品发现、充当开拓者的企业总数为1587家，而选择充当跟随者的企业有5607家(占比高达72%)<sup>[3]</sup>。Wagner 和 Zahler(2015)采用智利的数据发现345家企业参与了295种新产品的出口，共涉及产品-企业观测值444个，其中开拓者的观测个数为136，而跟随者的观测个数达到308<sup>[4]</sup>。

收稿日期：2015-08-16

基金项目：国家自然科学基金资助项目(71473150)；教育部人文社科基金资助项目(14YJA790045)

作者简介：刘慧(1986-)，女，山东临沂人，山东大学经济学院博士生；綦建红(1971-)，女，山东平度人，山东大学经济学院教授。

那么，生产率是否也在出口企业充当开拓者或跟随者的角色中发挥重要作用呢？基于此，本文引申出两个问题：一是出口企业的市场进入次序是基于生产率的“自选择”吗？二是虽然出口促进企业生产率的提升，但企业不同的市场进入次序是否对生产率增速产生不同影响？迄今为止，仅 Sheard(2014)利用瑞典企业对第一个问题做出回答，认为跟随者通过学习可获得开拓者的溢出效应，但高生产率企业对学习效应的敏感度较低，进而获得的溢出效应小于低生产率企业，高生产率企业往往能更快速地进入新市场<sup>[5]</sup>。除此之外，尚未有学者对生产率与出口企业市场进入次序之间的双向影响进行研究。

据此，本文在前人研究的基础上拟从三个方面实现创新和突破。第一，以中国出口企业的市场进入次序为研究对象，分析生产率对其市场进入次序的影响，并在此基础上判断进入次序是否对企业生产率增速产生差异性影响。第二，与已有研究不同，本文尝试采用产品-市场-企业的三维数据。在现实生活中，多产品、多市场出口企业占比较高，而同一企业在不同产品、不同市场中的出口次序选择是不同的，将企业或产品视为一个整体时忽视了不同产品和市场的特征，因此需对此瓶颈予以突破。第三，基于扩展边际视角，本文研究企业在“新的产品-市场组合”（以下简称“新组合”）出口中的次序选择。新组合是衡量一国扩展边际的重要标准，而企业的出口跟随会在一定程度上抑制扩展边际的提升，因此以新组合为视角进行研究有助于提升我国的扩展边际，促进我国出口的可持续增长。

## 二、概念界定与企业生产率测算

### （一）概念界定

本文的数据来源于2000–2006年中国海关出口数据库和中国工业企业数据库，前者涵盖了中国所有出口企业及其对应的出口产品和目的国，后者则包括中国规模以上工业企业的基本信息。按企业名称的序贯识别法将这两个数据库进行合并，最终得到观测数据865241条。选取1997–2000年中国出口至各国的HS6产品数据作为参照，与2001–2006年中国出口至各国的HS6产品数据进行对比，筛选出2001–2006年中国出口的新组合<sup>①</sup>。在每一种新组合中，定义第一年进行出口的企业为开拓者，随后年份出口的企业为跟随者，据此共得到新组合15732个，涉及产品3166种、国家135个、企业16995家，其中开拓者8167家，跟随者13537家，产品-市场-企业样本量共计56466个。

### （二）企业生产率的测算

长期以来，企业生产率一直是学者关注的重点内容之一并形成了不同的测算方法，本文同时采用三种代表性方法对企业生产率进行测算，以期得到更为稳健和准确的结果。

1. OLS索洛余额法。Sollow(1957)将企业生产率视为总产出中不能由要素投入解释的“剩余”部分，并利用Cobb-Douglas生产函数对企业产出进行拟合<sup>[6]</sup>，即

$$y_{it} = al_{it} + bk_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $y_{it}$ 、 $l_{it}$ 与 $k_{it}$ 分别代表企业的总产出、劳动和资本的对数值， $\varepsilon_{it}$ 为残差项。

对(1)式进行OLS回归得出 $\hat{y}_{it}$ ，而企业生产率则为其实际产出与估计产出之间的差额，即

$$TFP_{it}^{OLS} = y_{it} - \hat{y}_{it} \quad (2)$$

<sup>①</sup> 需要说明的是，“新组合”包含旧产品出口到旧市场、旧产品出口到新市场、新产品出口到旧市场、新产品出口到新市场等四部分。鉴于商品名称及编码协调制度先后进行过四次更新，为保持一致性，本文将各年的贸易产品编码统一调整为HS1992，1997–2000年任一年份出口的产品-市场组合视为旧组合，2001–2006年至少出口两年的产品-市场组合视为新组合。

索洛余额法由于计算简单、直观而获得了许多学者的青睐，但该方法面临同步偏差和样本选择性偏差等计量问题，易导致生产率的测算偏误。为此，学者们采用以下两种方法进行修正。

2. OP 法。为解决同步偏差，Olley 和 Pakes(1996)将生产函数中的残差项分拆成两部分：一部分为  $\bar{w}_{it}$ ，表示可被企业观测并影响当期要素选择的残差；另一部分为  $e_{it}$ ，表示真正的、与回归项不相关的残差<sup>[7]</sup>。

$$\gamma_{it} = al_{it} + bk_{it} + \bar{w}_{it} + e_{it} \quad (3)$$

OP 法假设企业的投资决定受生产率变动的影响，从而将企业的当期投资作为生产率冲击的代理变量，则企业最优投资量与其生产率和资本存量之间的关系为：

$$\gamma_{it} = al_{it} + \varphi_{it} + e_{it} \quad \varphi_{it} = bk_{it} + i^{-1}(i_{it}, WK_{it}) \quad (4)$$

对(4)式进行估计得出劳动  $l_{it}$  的无偏估计系数值  $a^{OP}$  及残差项  $e_{it} = \gamma_{it} - a^{OP}l_{it}$ ，采用非线性 OLS 进一步估计资本的无偏估计系数  $b^{OP}$  得出  $TFP_{it}^{OP}$ ，即

$$TFP_{it}^{OP} = y_{it} - a^{OP}l_{it} - b^{OP}k_{it} \quad (5)$$

3. LP 法。OP 法虽解决了 OLS 法中的同步偏差问题，但丢失了投资额为零的样本观测值。为此，Levinsohn 和 Petrin(2003)采用中间品投入( $m_{it}$ )取代投资额( $i_{it}$ )，以弥补 OP 法的不足<sup>[8]</sup>。

据此，在利用 OLS 方法的基础上，本文采用 OP 和 LP 两种修正方法对 16955 家企业在样本期间的生产率进行测算，并得到各方法下企业生产率水平的核密度函数(如图 1 所示)。

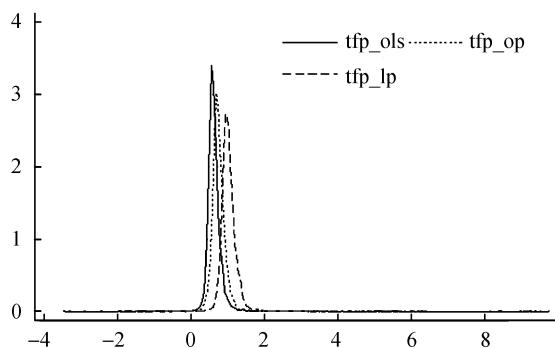


图 1 TFP 估计值的核密度函数

### 三、市场进入次序是企业基于生产率的“自选择”吗？

#### (一) 模型选择

鉴于企业在每种新组合出口中面临充当开拓者抑或跟随者的角色选择，本文采用二值 logit 模型检验企业生产率对其市场进入次序的影响情况，回归方程如下：

$$P(\text{order} = 1 | x) = TFP_{i-1}\beta + Z_{i-1}\delta + \mu_t + \mu_z + \mu_l + \varepsilon \quad (6)$$

其中， $P(\text{order} = 1 | x)$  代表在新组合( $p - m$ )出口中  $i$  企业充当开拓者的概率， $TFP$  代表  $i$  企业的生产率， $Z$  代表其他影响企业市场进入次序的变量， $\mu_t$ 、 $\mu_z$  和  $\mu_l$  分别为时间、行业与地区固定效应， $\varepsilon$  表示随机误差项。

#### (二) 变量描述

1. 被解释变量。若企业在新组合( $p - m$ )出口中充当开拓者，则被解释变量( $order_{p-m-i,t}$ )取值为 1，反之取值为 0。

2. 解释变量。本文重点考察企业生产率对其市场进入次序的影响，故仅将三种方法计算得到的生产率作为解释变量纳入模型中，以考察其对次序选择的影响。

3. 控制变量。(1)企业微观变量：企业规模( $\ln TA_{i,t-1}$ )选择企业( $t-1$ )期的资产对数值来反映，单位为千人民币；企业信贷约束( $Crec_{i,t-1}$ )采用流动负债与流动资产的比值来衡量，该比值越大，说明企业的信贷约束越严重<sup>[9]</sup>；市场集中度( $HHI_{i,t-1}$ )采用赫芬达尔-赫尔曼指数来衡量，该指数越小，说明企业面临的市场竞争程度越强；企业经验采用两个指标加以衡量，一个是企业从建立到开始出口新组合的年限( $Time_{i,t-1}$ )，侧重反映企业的经营经验，另一个是企业出口量占总销售量的比重( $Exp_{i,t-1}$ )，侧重反映企业的出口经验。(2)东道国宏观变量：东道国经济增长率( $Growth_{m,t-1}$ )采用东道国( $t-1$ )期的GDP增长率来衡量，数据来源于世界银行；东道国人口规模( $\ln Pop_{m,t-1}$ )，该值越小，说明东道国的市场规模越小，数据来源于世界银行；东道国经济自由度( $Freed_{j,t-1}$ )，该值越高，说明东道国的经济自由度越高，对出口企业的吸引力越大，数据来源于《华尔街日报》和美国传统基金会发布的年度报告。

### (三) 基本回归结果

为避免异方差性对结果造成影响，本文在回归时均使用稳健标准差(结果如表1所示)。

从表1可以看出，在三次回归中，企业生产率的系数均显著为正，表明企业的生产率越高，在新组合出口中充当开拓者的概率越大。究其原因，从开拓能力看，高生产率企业在海外的生产盈利能力较强，在面对激烈的海外竞争和市场不确定性时，该类企业获利的可能性较大；从等待与跟随的收益看，正如Sheard(2014)所言，低生产率企业对学习效应的敏感度较高，通过等待获得的后发优势较大，进而促使其基于较大的后发优势选择充当跟随者，而高生产率企业充当开拓者<sup>[5]</sup>。通过比较分析可知，在OP和LP方法中，企业生产率的边际值较大并高于其他控制变量，而在传统OLS方法中，企业生产率的边际值较小，说明存在同步偏差和选择偏差时，企业生产率对其充当开拓者的影响被低估。

表1 基本回归结果(N=56466)

变 量	OLS		OP		LP	
	系数	边际值	系数	边际值	系数	边际值
解 释 变 量	TFP <sub>i,t-1</sub> <sup>OLS</sup>	0.1091 **(2.08)	0.0189	—	—	—
	TFP <sub>i,t-1</sub> <sup>OP</sup>	—	—	0.1588 ***(2.64)	0.0275	—
	TFP <sub>i,t-1</sub> <sup>LP</sup>	—	—	—	0.2141 **(3.39)	0.0371
控 制 变 量	LnTA <sub>i,t-1</sub>	0.1294 ***(12.39)	0.0224	0.1419 ***(17.22)	0.0246	0.1409 ***(17.07)
	Time <sub>i,t-1</sub>	0.0001(0.86)	0.0000	0.0001(0.82)	0.0000	0.0001(0.80)
	Exp <sub>i,t-1</sub>	0.0114 ***(25.96)	0.0020	0.0114 ***(25.99)	0.0020	0.0115 ***(26.05)
	Crec <sub>i,t-1</sub>	-0.1046 ***(-6.74)	-0.0181	-0.1058 ***(-6.80)	-0.0183	-0.1061 ***(-6.84)
	HHI <sub>i,t-1</sub>	-6.6491 ***(-41.08)	-1.1516	-6.6497 ***(-41.12)	-1.1515	-6.6466 ***(-41.13)
	Growth <sub>m,t-1</sub>	0.0131 ***(4.91)	0.0023	0.0131 ***(4.91)	0.0023	0.0131 ***(4.91)
	LnPop <sub>m,t-1</sub>	-0.0706 ***(-7.98)	-0.0122	-0.0705 ***(-7.98)	-0.0122	-0.0708 ***(-8.01)
	Freed <sub>j,t-1</sub>	0.0317 ***(4.12)	0.0055	0.0319 ***(4.15)	0.0055	0.0321 ***(4.17)
	常数项	-2.7270 ***(-18.33)	—	-2.7318 ***(-18.75)	—	-2.7365 ***(-19.08)
	时间固定效应	YES		YES		YES
行 业 固 定 效 应	行业固定效应	YES		YES		YES
	地区固定效应	YES		YES		YES
	Wald chi2	6793.89		6789.80		6785.30
R <sup>2</sup>	0.2435		0.2436		0.2438	

注：回归结果由stata12.0完成；“\*\*\*”、“\*\*”和“\*”分别表示参数的估计值在1%、5%、10%的统计水平上显著；括号内数值为t统计值；“YES”表示模型中加入了控制变量。下表同此。

所有控制变量在三次回归中的结果保持一致。企业规模的系数为正，说明大规模企业拥有较强的资金实力和风险抵抗力，有能力在新组合出口中充当开拓者。出口经验越丰富的企业，充当开拓者的概率越大，这是因为企业从以往出口中积累了海外经营经验，降低了海外市场的不确定性。企业经营经验的影响并不显著，可能是因为国内市场与海外市场在需求偏好、法律法规等方面差异明显，企业在国内市场的经营经验对其海外出口的指导作用不大。企业信贷约束的系数显著为负，开拓者由于面临海外市场更大的不确定性，其支付的进入成本也更大，所以信贷约束高的企业受制于资金约束而无力支付进入成本，从而制约其充当开拓者的能力<sup>[10]</sup>。市场集中度的系数为负，说明面临的市场竞争性越大，资源利用、市场占领等方面的拥挤效应越明显，企业率先占据国外市场的紧迫感越强，越倾向于充当开拓者<sup>[11]</sup>。东道国经济增长率的系数为正，较快的经济增长率不仅代表东道国日渐扩大的市场需求，也代表其市场的稳定性，所以企业更倾向于在此类国家充当开拓者。东道国人口规模的系数为负，主要归因于东道国人口规模越小，潜在消费者越少，企业为避免丢失有限的市场份额而选择充当开拓者。东道国的经济自由度能有效刺激企业充当开拓者的积极性，经济自由度越高的国家，越能为企业提供公平、公正、公开的市场环境，企业面临的不确定性和风险较小，其借助延迟降低风险的意愿也较弱，促使企业快速进入市场而充当开拓者。

#### (四) 基于产品种类的分组检验

考虑不同产品在需求特征、要素与技术含量等方面存在差异，企业出口不同种类产品时生产率对其充当开拓者概率的影响也会存在差异。据此，本文依照 Leamer(1984) 的产品分类方法，考察不同种类产品的生产率对其市场进入次序的影响<sup>[12]</sup>。囿于篇幅，本文仅以 LP 法为例将三大类产品的回归结果列示出来(见表 2 所示)。

表 2 基于产品种类的分组检验

变 量	初级产品		农产品		制成品	
	系 数	边际值	系 数	边际值	系 数	边际值
解释 变量	TFP <sub>i,t-1</sub> <sup>LP</sup>	0.5341(1.44)	0.0871	0.1539(1.40)	0.0257	0.2156 ***(2.69)
	LnTA <sub>i,t-1</sub>	0.0569(0.84)	0.0093	0.1484 ***(11.45)	0.0247	0.1370 ***(12.44)
	Time <sub>i,t-1</sub>	0.0179(1.62)	0.0029	0.0001(1.02)	0.0000	0.0000(0.19)
	Exp <sub>i,t-1</sub>	0.0146 ***(4.29)	0.0024	0.0119 ***(16.48)	0.0020	0.0112 ***(19.68)
控制 变量	Crec <sub>i,t-1</sub>	-0.0535(-0.51)	-0.0087	-0.1252 ***(-5.29)	-0.0209	-0.0944 ***(-4.49)
	HHI <sub>i,t-1</sub>	-10.3520 ***(-9.20)	-1.6879	-6.6226 ***(-23.98)	-1.1040	-6.5885 ***(-32.83)
	Growth <sub>m,t-1</sub>	0.0074(0.26)	0.0012	0.0118 ***(2.60)	0.0020	0.0135 ***(4.09)
	LnPop <sub>m,t-1</sub>	-0.2495 ***(-3.95)	-0.0407	-0.0870 ***(-5.81)	-0.0145	-0.0592 ***(-5.28)
	Freed <sub>j,t-1</sub>	0.0936(1.58)	0.0153	0.0816 ***(6.39)	0.0136	0.0023(0.24)
	常数项	-0.3580(-0.33)	—	-2.9075 ***(-12.46)	—	-2.6415 ***(-14.15)
时间固定效应	YES		YES		YES	
行业固定效应	YES		YES		YES	
地区固定效应	YES		YES		YES	
Wald chi2	233.87		2683.46		3951.40	
R <sup>2</sup>	0.2852		0.2602		0.2346	
N	1332		21566		33517	

从表 2 可以看出，在三类产品中，生产率对企业市场进入次序的影响存在明显差异。在初级产品和农产品中，虽然生产率对企业充当开拓者的概率具有正向作用，但并不显著；而在制成品中，生产率的提升能显著提高企业充当开拓者的概率。初级产品涵盖石油和原材料等基础性能源产品，我国生产该类产品的企业多为资金实力雄厚的国有企业，在生产率并不占优的情况下大多依赖政策

保护而充当开拓者。现阶段，我国农产品生产企业的竞争优势主要源于低廉的劳动力价格和丰富的自然资源，企业生产率的作用尚未得到有效发挥。在制成品出口中，生产率对企业充当开拓者的概率具有显著的促进作用。一方面，随着我国市场化进程的发展，制造业的生产已基本具备了市场化竞争态势，在此情形下生产率自然成为该类企业获取竞争优势的主要来源，因此生产率高的企业有能力充当开拓者。另一方面，与初级产品和农产品不同，制造业产品多为深加工产品，在加工过程中企业生产率的作用可得到充分深化和外化，特别是在技术含量较高的机械和化工产品中，生产率对企业市场进入次序的影响作用最大且最为显著<sup>①</sup>，因此越是生产难度大、技术含量高的产品，企业生产率的作用就越显著。

#### 四、市场进入次序对企业生产率增速产生影响吗？

从现有研究看，出口对企业生产率的促进作用已在很多国家得到证实，但市场进入次序是否能引起企业生产率增速的不同尚待进一步检验。据此，本文以企业出口后生产率增速为被解释变量，探究市场进入次序对企业生产率的影响。另外，引入其他影响企业生产率增速的变量：工业增加值( $\text{Lnadd}_{i,t-1}$ )，按2000年的不变价格调整并以对数形式纳入模型；资本密集度( $\text{Capin}_{i,t-1}$ )，采用固定资产净值与员工人数之比进行衡量；是否为国有企业( $\text{Soe}_{i,t-1}$ )，若为国有企业取值为1，否则为0；盈利情况( $\text{Pro}_{i,t-1}$ )，若企业( $t-1$ )期利润大于零取值为1，否则为0。

据表3可知，在全样本回归中，企业进入次序变量的系数为正但并不显著，说明进入次序对企业出口后生产率增速的影响并不明晰。这是因为开拓者优先进入享有一定的先发优势，并促使开拓者的生产率快速提升，但开拓者在享有优势的同时囿于可借鉴经验的匮乏，其对东道国信息掌握明显处于劣势，从而在一定程度上抑制开拓者生产率的提升。与跟随者相比，开拓者并未呈现显著的生产率增长优势，但开拓者先发优势与劣势的大小随时间发生变化，因此本文以时间为划分标准进行分组检验，以区分市场进入次序对企业生产率增速的短期与长期影响（结果见表3所示）。

表3 进入次序对生产率增速的影响

变 量	全样本	短 期			长 期(三年以上)
		第一年(I)	第二年(II)	第三年(III)	
Order	0.0003(0.02)	-0.0697*(-1.99)	-0.0375(-1.46)	-0.0154(-1.17)	0.0369 **(2.06)
$\text{Lnadd}_{i,t-1}$	0.0303 ***(9.09)	0.0294 *** (5.43)	0.0310 * (1.80)	0.0159 *** (3.24)	0.0327 *** (9.81)
$\text{Capin}_{i,t-1}$	-0.0083 *** (-2.37)	-0.0044 (-1.15)	-0.0187 (-1.14)	-0.0079 (-1.56)	-0.0098 * (-1.84)
$\text{Soe}_{i,t-1}$	-0.0136 (-0.67)	-0.0253 (-1.59)	-0.0025 (-0.04)	-0.0078 (-0.41)	-0.0193 (-1.16)
$\text{Pro}_{i,t-1}$	-0.0629 *** (-2.78)	-0.0710 *** (-3.62)	0.1043 (1.46)	-0.0377 (-1.50)	-0.0281 (-1.54)
常数项	-0.1242 *** (-3.42)	-0.0617 ** (-2.41)	-0.2641 * (-1.94)	-0.1211 *** (-3.25)	-0.1914 *** (-5.07)
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
F	18.55	21.12	13.17	11.57	22.12
R <sup>2</sup>	0.0038	0.0105	0.0034	0.0020	0.0137
N	38643	12094	8020	25173	13470

表3的回归结果显示，在短期内，回归(I)考察了出口后第一年( $t+1$ )进入次序对企业生产

<sup>①</sup> 限于篇幅，本文不再将各分类产品的实证结果列出。

率增速的影响。企业进入次序变量显著为负，说明开拓者在出口后第一年的生产率增速明显小于跟随者。究其原因，企业的新市场开拓必然面临各种不确定性，在初期需不断调整自身产品来满足海外市场的需求，从而忽略了海外竞争对生产率的刺激作用。与此不同的是，得益于开拓者的信息溢出，跟随者在开始出口时对海外消费者的需求和海外市场的结构都具有准确的认识，对跟随者生产率的提高作用也由此得以彰显。回归(Ⅱ)、(Ⅲ)分别表示企业在出口后第二年( $t+2$ )和第三年( $t+3$ )进入次序对其生产率增速的影响，我们发现该变量仍为负但已不再显著，系数的绝对值也逐渐递减，这意味着在企业出口的第二年和第三年，虽然跟随者对东道国信息的了解仍优于开拓者，但经过前期的适应和调整，开拓者与跟随者在信息方面的差距逐渐缩小乃至消失。

同时，本文将企业出口三年后的数据归为长期样本进行回归，发现进入次序变量由负转正且显著有效，说明在长期开拓者的生产率增速高于跟随者。在较长时间内，开拓者对海外市场信息获取更为充分，此时跟随者通过等待获得的东道国信息的重要性被弱化，也即跟随者在信息方面的优势逐渐消失。与跟随者相比，开拓者优先进入海外市场更易与海外优质企业建立业务联系，这种优势随时间推移而不断强化并进一步转化为对企业生产率的促进作用。

控制变量的回归结果表明，工业增加值的系数为正，说明企业前一年的生产增加值越多，下一年的生产率增速越快。资本密集度的系数为负，意味着相较于劳动密集型企业，资本密集型企业的生产率增长较慢，这是因为该类企业生产率的提升依赖于高新技术革新和生产设备的大规模更新，其效应的显现需要一段时间；而对劳动密集型企业来说，熟练劳动力的雇佣或某程序的改进均可快速提升生产率水平。国有企业的系数为负，说明国有企业的生产率增速低于其他类型企业，这是因为国有企业的生产经营免受市场竞争历练，导致生产率的提升缺乏足够动力。企业盈利情况的系数为负，亏损企业在下一年扭转现状而着眼于生产率的提高，盈利企业对生产率提升的动力则略显不足。

## 五、结论与政策建议

本文在扩展边际视角下考察生产率与出口企业市场进入次序之间的双向影响，创造性地提出了两个问题：一是市场进入次序是基于企业生产率的“自选择”吗？二是市场进入次序影响企业出口后的生产率增速吗？对此，本文基于中国海关数据库和中国工业企业数据库，筛选出 2000—2006 年间进行新组合出口的工业企业，并利用 OLS、OP 和 LP 三种方法对其生产率进行测算。采用二值 Logit 回归检验生产率对企业充当开拓者概率的影响，发现生产率高的企业在新组合出口中倾向于充当开拓者，这种自选择作用在制成品出口中得以彰显，但在初级产品和农产品出口中并不显著。考察进入次序对企业生产率增速的影响发现短期内开拓者的生产率增速小于跟随者，开拓者克服信息劣势后呈现更高的生产率增速。

基于以上的分析结论，本文的政策含义在于：从微观层面看，生产率是企业国际市场竞争力的主要来源，这就要求企业在出口决策中不仅要根据其生产率异质性决定是否出口，还要据此判断和选择充当开拓者或跟随者，以便对出口次序做出正确的决策；企业在出口中应重视市场进入次序对其生产率的影响，虽然开拓行为使企业面临一定的风险和不确定性，且短期内的生产率增速低于跟随者，但长远来看开拓行为可以赋予企业更快的生产率增速；从宏观层面看，政府部门应高度重视企业生产率对我国出口扩展边际的间接作用，鼓励和帮助企业在新组合出口中勇当开拓者，进一步带动我国出口贸易扩展边际的提升，促进我国贸易的可持续性和稳定性增长。

参考文献：

- [1] Melitz M. The impact of trade on intra – industry reallocations and aggregate industry productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71(6), pp. 1695 – 1725.
- [2] Aw B. Y. , Roberts M. J. , Daniel Y. X. R&D investment, exporting and productivity dynamics [J]. *The American Economic Review*, 2011, 101(4), pp. 1312 – 1344.
- [3] Iacovone L. , Javorcik B. Multi – product exporters: Product churning, uncertainty and export discoveries [J]. *Economic Journal*, 2010, 120(544), pp. 481 – 499.
- [4] Wagner R. , Zahler A. New exporters from emerging markets: Do followers benefit from pioneers? [J]. *Journal of Development Economics*, 2015, (114), pp. 1042 – 1049.
- [5] Sheard N. Learning to export and the timing of entry to export markets [J]. *Review of International Economics*, 2014, 22(3), pp. 536 – 560.
- [6] Sollow R. M. Technical change and the aggregate production function [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1957, 39(3), pp. 312 – 320.
- [7] Olley G. , Pakes A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry [J]. *Economica*, 1996, 64(6), pp. 1263 – 1297.
- [8] Levinsohn J. , Petrin A. Estimating production functions using inputs to control for un – observables [J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2), pp. 317 – 341.
- [9] Cleary S. , Povel P. , Raith M. The U – shaped investment curve: Theory and evidence [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2007, 42(1), pp. 1 – 40.
- [10] Besedes T. , WKim B. C. , Lugovskyy V. Export growth and credit constraints [J]. *European Economic Review*, 2014, (70), pp. 1 – 44.
- [11] Mitchell W. Dual clocks: Entry order influences on incumbent and newcomer market share and survival when specialized assets retain their value [J]. *Strategic Management Journal*, 1991, 12(2), pp. 85 – 100.
- [12] Leamer E. E. Sources of International Comparative Advantage: Theory and Evidence [M]. Cambridge, MA: MIT press, 1984.

**Two-way Influence between Productivity and Market Entry Order of Exporters  
——Evidence from China's Industrial Enterprises**

LIU Hui, QI Jian-hong

(School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, China)

**Abstract:** Based on the market entry order of exporters in new product-market portfolio and using the matched big data of China's Customs Database and Chinese Industrial Enterprise Database during 2000 – 2006, this paper creatively raises and answers two questions respectively. Firstly, is the choice of market entry order of exporters based on the “self-selection” of these firms' productivity? The results prove that the more productive firms tend to be pioneers and the less productive ones tend to be followers. The self-selection effect is more significant in exporting manufactured goods, but not obvious in exporting primary goods and agricultural goods. Secondly, does market entry order have an impact on the growth rate of firms' productivity after exporting? The results verify that in the short term, the growth rate of productivity is higher in followers than in pioneers, but with the advantage of pioneers becoming more obvious over time, their growth rate of productivity is apparently better than followers.

**Key words:** firms' productivity; pioneers; followers; self-selection

(责任编辑:化木)