

# 异质性、沉没成本与中国企业出口决定： 来自中国微观企业的经验证据

赵 伟 赵金亮 韩媛媛\*

**内容提要** 本文从国际贸易微观研究视野切入,对企业出口决定机理进行阐述,并基于中国 2000 ~ 2003 年 27 万余家企业的大样本非平行面板数据运用 probit 模型进行了经验检验。结果表明:(1)劳动生产率对企业出口决定具有显著的负向影响,而 TFP 却表现出稳健的正向影响;(2)拓展的异质性特征变量均具有稳健的显著影响,且符合理论预期;(3)企业规模对其出口决定始终具有显著的正向影响,而平均工资在不同计量模型中表现得并不稳健。此外,企业进入出口市场的沉没成本显著存在,以致出口的持续性特征十分明显。

**关键词** 异质性 沉没成本 自我选择 企业出口决定

## 一 引言

企业为什么要出口是近年国际贸易理论与经验研究的一个热门论题。在全球金融危机阴霾尚未完全消退的国际背景下,探讨中国企业的出口决定因素及其作用机理具有重要现实意义。国外的研究思路迄今大体上经历了 3 个阶段的演进:第一阶段聚焦于厂商特征(plant characteristics)与沉没成本。Roberts 和 Tybout(1997)、Bernard 和

---

\* 赵伟:浙江大学国际经济研究所 浙江大学民营经济研究中心;赵金亮、韩媛媛:浙江大学经济学院 310027 电子信箱:billzhaojl@126.com(赵金亮)。

本文曾在由上海财经大学和香港大学联合举办的“中国贸易与投资研讨会”(CTIW)以及“第十届中国经济学会年会上”报告,感谢评论人殷晓鹏、沈国兵、孙涛的宝贵意见,感谢 Susan Zhu (Michigan State University)、Larry Qiu (The University of Hong Kong) 和其他与会者对本文的有益评论。感谢陆铭、连玉君、张自斌、朱希伟对本文初稿写作的帮助和建议。同时,特别感谢匿名审稿人所提出的宝贵修改意见。当然文责自负。

Jensen(1999,2004)与 Bernard 和 Wagner(2001)主要关注于厂商特征和沉没成本对企业出口决定的影响。第二阶段强调单因素(生产率)企业异质性(firm heterogeneity)与沉没成本。开拓性研究为 Melitz(2003),他引入企业异质性并将其抽象为单因素的生产率差异,针对高生产率企业选择进入国际市场的“自我选择”(self-selection)效应做了理论分析。<sup>①</sup> 第三阶段则考虑多因素企业异质性特征与沉没成本,或称为综合视野阶段。Bernard 等(2003)、Das 等(2007)、Cole 等(2008,2010)将企业异质性逐步拓展为除生产率以外的多个异质特征。值得一提的是,上述3个阶段无一例外地考虑了沉没成本因素。所谓沉没成本,指企业欲进入出口市场就无法回避获取海外需求信息、建立分销渠道、服务网络、推出新产品以及品牌广告等环节的成本,这些成本一旦投入便不可还原。Roberts 和 Tybout(1997)的研究也证实了沉没成本对出口决定的显著影响。

国内学者如贺灿飞和魏后凯(2004)采用微观数据探讨了外商在华制造业企业的出口决定因素,旨在强调新贸易理论的重要性;赵伟和陈文芝(2007)基于企业同质的假设,分析了沉没成本致使企业出口决策不能及时调整进而导致出口滞后的微观机理;李春顶和尹翔硕(2009)选取20个行业检验了生产率异质性与出口的关系,提出了“生产率悖论”假说;刘志彪和张杰(2009a)则运用江苏省企业调研数据对中国本土企业出口决定的因素进行了分析。易靖韬(2009)运用浙江省数据得出的研究表明,沉没成本显著存在,且支持“自我选择”假说。迄今为止,国内尚没有按照前述3个阶段的思路针对中国总体的研究。

有鉴于上述认识,国内与国外规范研究相比存在以下几个较为明显的“缺失”:一是沿着最新理论阶段思路进行的研究并不多见,且已有研究考虑到的企业异质性特征也有失全面,可能会因遗漏重要变量导致有偏的估计结果;二是选取数据样本为典型省份和行业,缺乏中国总体的大样本分析,从而无法反映出中国总体的企业出口决定的特征;三是缺乏不同生产率异质性度量指标下计量结果的对比分析。本文旨在综合考虑沉没成本及多维度异质性特征对中国企业出口决定的影响,通过不同的生产率指标下计量结果的对比分析,对“自我选择”假说在中国的适用性进行更为全面的论证,进而为企业出口决策提供微观基础和政策启示。我们试图回答如下问题:在中国企业出口决定的影响因素中,企业规模、平均工资的影响如何?新拓展的异质性特征变量的作用又如何?沉没成本是否显著存在?用不同指标度量的企业生产率异质性对中

<sup>①</sup> Clerides 等(1998)最早提出“自我选择”假说,给出了高生产率厂商自我选择进入出口市场的经验证据。

国企业出口决定的影响究竟怎样,即“自我选择”假说在中国是否成立。

文章结构安排如下:第二部分为相关文献综述;第三部分为理论模型及其拓展;第四部分为计量模型;第五部分为变量说明与描述性统计;第六部分为计量结果与分析;最后为结论与政策启示。

## 二 文献综述

自 Baldwin(1988)开创性地将沉没成本应用于国际贸易分析之后,引出了考虑沉没成本后企业投资决策、贸易流量以及出口行为滞后的一系列理论研究(Dixit, 1989a、b; Baldwin and Krugman, 1989; Krugman, 1989),随后才是对企业出口决定等相关问题的经验检验。由于企业进入出口市场时需支付一个不可还原的沉没成本,企业当前的市场参与状况自然就会受到先前出口经验的影响。Roberts 和 Tybout(1997)运用哥伦比亚 1981~1989 年制造业企业的数据量化了企业先前出口经验对当期出口参与决定的影响,通过建立一个关于区分利润异质性和沉没成本的动态离散选择模型来解释企业的出口决定。结果表明,沉没成本显著存在,并且企业先前的出口经验使其当期参与出口的概率提高了 60% 之多。该研究为此后相关的经验研究奠定了重要基础。Bernard 和 Jensen(1999、2004)与 Bernard 和 Wagner(2001)分别基于美国和德国制造业企业面板数据,运用动态二元选择模型检验了厂商特征、沉没成本等影响企业出口决定的因素。结果均表明了厂商特征的重要影响以及沉没成本的存在性,且企业当期出口行为将显著提高下期参与出口的概率。

沉没成本不仅影响企业的出口决定,而且有学者认为外溢、社会网络等影响沉没成本的因素会间接地影响企业的出口决定。Aitken 等(1997)重点研究了外溢效应对进入成本和企业出口行为决策的影响,认为已渗透到国外市场的企业通过“学习效应”或是建立商业网络降低了其他潜在出口厂商的进入成本。在明确了外溢效应的两个来源之后, Aitken 还运用墨西哥制造业企业的面板数据进行经验检验,发现外溢主要来源于跨国企业活动而非一般的出口生产。Sjöholm(2003)检验了印度尼西亚制造业企业的出口倾向,认为一些企业选择出口而另一些企业选择内销的一个重要原因在于企业间的出口沉没成本是存在差异的,他对“国外网络”(foreign networks)的 3 种类型是否会降低出口成本从而影响企业的出口倾向进行的检验表明,进口和国外所有制提高了印度尼西亚制造业企业参与出口的概率,而 FDI 的外溢效应却并不明显。

Clerides 等(1998)在 Meltiz(2003)之前就提出了“自我选择”假说。他们运用哥

伦比亚、摩洛哥和墨西哥的企业面板数据分析了出口和生产率之间的因果联系,认为出口状态和生产率之间的正向联系是由相对更有效的高生产率的企业选择进入国外市场的“自我选择”效应唯一决定。Melitz (2003) 以 Hopenhayn (1992) 和 Krugman (1980) 的模型为基础,引入了企业生产率异质性的关键假设,研究结果显示贸易的开放能够引致生产率较高的企业进入出口市场,生产率次之的企业满足国内市场而迫使生产率最低的企业退出市场,使得资源在企业间重新配置进而提高行业总体的生产率。此后,用企业微观数据对出口决定进行分析的文献才开始明确提出“企业异质性”的前提假设。

Bernard 等(2003)将 Bertrand 竞争纳入李嘉图的理论框架,引入企业异质性、不完全竞争、国家间要素禀赋以及产业要素密集度差异等要素。由于存在可变贸易成本,只有生产成本较低、生产率较高的企业才会选择出口。较 Melitz (2003) 而言,他们强调了进口竞争的影响,产业生产率随着工人由低生产率企业转向高生产率的出口企业而得以提高。就本质而言,决定出口的企业异质性已经拓展为生产率和企业规模两种特征。近期,Cole 等(2008)运用亚洲新兴国家(泰国)2001~2004 年制造业的调查数据进行的研究发现,沉没成本和企业异质性特征均是企业出口的重要决定因素,且在制度类型异质性上外资较内资企业具有更高的出口倾向。Das 等(2007)建立了一个同时刻画企业出口参与决定和出口多少的动态结构模型,他们通过考虑出口利润中企业层面的异质性和新出口商的市场进入成本要素,运用贝叶斯蒙特卡罗马尔科夫链(Bayesian Monte Carlo Markov Chain)估计量,基于 3 个哥伦比亚制造业企业层面的面板数据进行分析。研究结果证实了生产企业异质性和沉没成本等因素对出口决定的显著影响。结果还表明,出口收入补贴对出口刺激的效果将远远超过对进入成本进行补贴所产生的效果。

基于上述研究,本文力求在对经典理论和计量模型进行适当拓展的基础上,利用来自中国的经验数据对沉没成本、多维度异质性特征以及基于企业生产率异质性的“自我选择”假说进行检验。下面阐述理论模型,并结合中国现实进行拓展。

### 三 理论模型及其拓展

企业出口决定分析的基础理论模型由 Roberts 和 Tybout (1997)、Bernard 和 Jensen (1999、2004) 以及 Bernard 和 Wagner (2001) 提出。模型的一般机理和逻辑为:基于企业利润最大化的理性选择,企业出口与否取决于其预期利润或期望价值,也即当期出

口利润及未来期期望回报的贴现减去进入出口市场所需支付的固定沉没成本后的余额或净现值。显然,理性的企业决策者只有在净值为正时才会进入出口市场,否则不进入。

出于分析的必要,我们对初始利润函数及模型中的部分变量做一些改动:<sup>①</sup>(1)将原函数中影响利润的外部因素向量  $X_i$  改为  $HE_{it}$ ,增加了下标  $i$  的原因在于外部因素对于不同企业而言是有差异的,也即重新定义为企业具有的外部异质性特征;(2)初始模型中的厂商特征向量  $Z_{it}$  变为自身异质性特征向量  $HI_{it}$  形式,但是该向量所包含的各变量存在实质差异;(3)在纳入沉没成本后,不考虑嵌入存在跨期关联的沉没成本  $N_{it}$ ,采取简约化处理为  $S$  的做法,即假定为一次性固定沉没成本。

经过上述改动后,该模型同时考虑  $HI_{it}$  和  $HE_{it}$  两大类异质性特征。另外考虑是否纳入沉没成本因素,根据以下两种情形展开:(1)是否存在沉没成本?(2)单期抑或多期?由此,模型可按以下步骤构建与拓展。

### (一)未有沉没成本的单期情形

假定厂商若涉足出口,总能以利润最大化的出口数量  $q_{it}^*$  进行生产。那么,在未有沉没成本的单期情形下,企业利润为:

$$\pi_{it}(HI_{it}, HE_{it}) = p_t(HI_{it}, HE_{it}) \cdot q_{it}^* - c_{it}(HI_{it}, HE_{it} | q_{it}^*) \quad (1)$$

其中,  $p_t(\cdot)$  为销售到国外的产品价格,  $c_{it}(\cdot)$  为生产数量  $q_{it}^*$  的可变成本。企业自身的异质性特征因素,如生产率、企业规模、工资水平和所有制类型等,被定义为  $HI_{it}$ ;企业外部的行业、区位特征被定义为  $HE_{it}$ 。在变量的选取上,综合考虑数据指标可得性以及中国现实,对异质性特征变量进行了合理选择和拓展,  $HI_{it}$  向量中除了前述因素之外较国内已有研究(易靖韬,2009)增加了“是否销售新产品”、“企业年龄”和“应收账款占比”3类变量。此外,易靖韬还考虑了技术溢出效应,但由于产业及城市特定的出口数量可能并不能很好地反映技术溢出的效果,分析结果中城市特定出口的变量并不显著。Bernard 和 Jensen(2004)的研究表明可能源于样本选择问题该效应的多种测量在美国的企业样本中均不显著,Aitken 等(1997)也认为技术外溢主要来源于跨国企业活动而非一般的出口生产。鉴于上述情况,本文对产业及城市特定出口的影响不采用该指标,而是直接体现在对行业及区位虚拟变量的控制上。因此,对于  $HE_{it}$  我们考虑了企业所处的行业和区位两类外部特征。

<sup>①</sup> Bernard 和 Jensen(2001)未考虑沉没成本的初始企业利润函数为:  $\pi_{it}(X_t, Z_{it}) = p_t \cdot q_{it}^* - c_{it}(X_t, Z_{it} | q_{it}^*)$ 。

企业出口与否取决于其预期利润的大小,若预期利润大于零将选择出口,反之则不出口。其决策行为可以用下式表示:

$$EX_{it} = \begin{cases} 1 & \text{如果 } \pi_{it} > 0 \\ 0 & \text{如果 } \pi_{it} \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

也就是说,企业  $i$  在  $t$  期的出口状态  $EX_{it}$  完全取决于预期利润的大小。

## (二) 未有沉没成本的多期情形

先考虑企业决策时段的变化,即由单期变为多期,则原有其他假定不变的情形下,企业预期利润变为:

$$\Pi_{it}(HI_{it}, HE_{it}) = E_t \left( \sum_{m=t}^{\infty} \delta^{m-t} [p_m(HI_{im}, HE_{im}) \cdot q_{im}^* - c_{im}(HI_{im}, HE_{im} | q_{im}^*)] \right) \quad (3)$$

其中,  $\delta$  为贴现率。不难看出,只要成本函数  $c_{it}(\cdot)$  不依赖于先前的产出水平,那么上式将与单期情形下的模型是类似的。相反,只要上一期的产量对当期的成本函数有影响(正相关或是负相关),也即同时满足如下两式:

$$c_{it} = c_{it}(HI_{it}, HE_{it}, q_{it-1}^* | q_{it}^*) \quad (4)$$

$$\frac{\partial c_{it}(\cdot)}{\partial q_{it-1}^*} \neq 0 \quad (5)$$

那么,企业当期的出口状态就会对下一期的出口决定存在着一定的影响。一般地,由于“学习经验”以及先前的固定资产等一系列投入在现实中并不会完全消失,更为具体地,(5)式将满足:

$$\frac{\partial c_{it}(\cdot)}{\partial q_{it-1}^*} < 0 \quad (6)$$

现实中,当生产出口产品的过程存在“干中学”时,自然也会产生上述的预期情况。此时,该动态规划问题在期限内(within period)的价值方程可以表示为:

$$V_{it}(\cdot) = \max_{\{q_{it}^*\}} (\pi_{it}(HI_{it}, HE_{it}) \cdot EX_{it} + \delta E_t [V_{it+1}(\cdot) | q_{it}^*]) \quad (7)^{\textcircled{1}}$$

那么,如果满足下述条件,企业在  $t$  期将选择出口,即  $EX_{it} = 1$ :

$$\pi_{it}(HI_{it}, HE_{it}) + \{\delta E_t [V_{it+1}(\cdot) | q_{it}^* > 0] - \delta E_t [V_{it+1}(\cdot) | q_{it}^* = 0]\} > 0 \quad (8)$$

## (三) 存在沉没成本的单期及多期情形

<sup>①</sup> 此处由 Roberts 和 Tybout(1997)理论模型变形得到,他们运用贝尔曼方程所得到的等式为:  $V_{it}(\Omega_{it}) = \max_{\{Y_{it}\}} (R_{it}(Y_{it}^{(-1)}) + \delta E_t [V_{it+1}(\Omega_{it}) | Y_{it}^{(-1)}])$ , 其中  $\Omega_{it}$  代表厂商特定的信息集,  $Y_{it}^{(-1)}$  表示出口状态。(7)式中  $E_t(\cdot)$  表示以  $q_{it}^*$  为条件的期望值,是因为我们之前已经做出了厂商若涉足出口总能以利润最大化的出口数量  $q_{it}^*$  进行生产的假定。条件(8)式则由  $EX_{it}=1$  和  $EX_{it}=0$  状态下的价值方程  $V_{it}(\cdot)$  之差得到。

现实中企业的沉没成本无法回避。若考虑到企业进入出口市场时需支付一次性的固定沉没成本  $S$ , 此时存在沉没成本的单期企业利润最大化问题将由下式决定:

$$\tilde{\pi}_{it}(HI_{it}, HE_{it}, q_{it-1}^*) = p_t(HI_{it}, HE_{it}) \cdot q_{it}^* - c_{it}(HI_{it}, HE_{it}, q_{it-1}^* | q_{it}^*) - S \cdot (1 - EX_{it-1}) \quad (9)$$

如果企业在前一期进入出口市场, 即  $EX_{it-1} = 1$  时, 企业在当期就无需支付该固定成本。当企业预期的净利润  $\tilde{\pi}_{it}(HI_{it}, HE_{it}, q_{it-1}^*) > 0$  时, 企业将选择出口。

我们考虑在多期的动态分析框架下纳入沉没成本, 并且假定企业选择产出序列水平  $\{q_{im}^*\}_{m=t}^{\infty}$ , 企业的预期利润可表示为:

$$\Pi_{it}(HI_{it}, HE_{it}) = E_t \left( \sum_{m=t}^{\infty} \delta^{m-t} [\tilde{\pi}_{im}(HI_{im}, HE_{im}, q_{im-1}^*) \cdot EX_{im}] \right) \quad (10)$$

其中, 各期的利润由上式  $\tilde{\pi}_{it}(\cdot)$  给出。对照上述未有沉没成本的情形, 考虑沉没成本的动态规划问题在一定期限内的价值方程变为:

$$V_{it}(\cdot) = \max_{\{q_{it}^*\}} \left( \tilde{\pi}_{it}(HI_{it}, HE_{it}, q_{it-1}^*) \cdot [q_{it}^* > 0] + \delta E_t [V_{it+1}(\cdot) | q_{it}^*] \right) \quad (11)$$

类似地, 如果满足下述条件, 企业在  $t$  期将选择出口, 即  $q_{it}^* > 0$ :

$$p_t(HI_{it}, HE_{it}) \cdot q_{it}^* + \left\{ \begin{array}{l} \delta E_t [V_{it+1}(\cdot) | q_{it}^* > 0] \\ -\delta E_t [V_{it+1}(\cdot) | q_{it}^* = 0] \end{array} \right\} - c_{it} - S \cdot (1 - EX_{it-1}) > 0 \quad (12)$$

至此, 我们分 3 个步骤完成了存在沉没成本与否的单期以及多期情形下理论模型一般机理的阐述及异质性特征变量的拓展, 下面建立相应的计量模型。

## 四 计量模型

沿着上述理论模型及企业异质性特征变量拓展的思路, 我们将在计量回归中依次增加不同维度的异质性特征变量, 在检验这些特征对企业出口决定影响的同时, 进一步观察沉没成本与生产率等重要变量的显著性情况。

由 (12) 式可知, 如果当前及预期收益之和减去所支付的成本大于零, 企业将选择出口; 反之, 企业不出口。则有:

$$EX_{it} = \begin{cases} 1 & \text{如果 } \hat{\pi}_{it} - c_{it} - S \cdot (1 - EX_{it-1}) > 0 \\ 0 & \text{如果 } \hat{\pi}_{it} - c_{it} - S \cdot (1 - EX_{it-1}) \leq 0 \end{cases} \quad (13)$$

其中,  $\hat{\pi}_{it} - c_{it}$  由恒等式 (14) 决定。

$$\hat{\pi}_{it} - c_{it} \equiv p_t(HI_{it}, HE_{it}) \cdot q_{it}^* + \{ \delta E_t [V_{it+1}(\cdot) | q_{it}^* > 0] - \delta E_t [V_{it+1}(\cdot) | q_{it}^* = 0] \} - c_{it} \quad (14)$$

值得注意的是,此处我们遵循 Roberts 和 Tybout (1997) 的做法采用了简约型表达式 (reduced-form expression) 来参数化企业出口回报函数,<sup>①</sup>近似将  $\hat{\pi}_i - c_i$  描述为关于  $HI_i$  和  $HE_i$  的线性函数。那么,检验企业出口参与概率的影响因素就转化为运用如下二元选择模型进行估计:

$$EX_i = \begin{cases} 1 & \text{如果 } \alpha HI_i + \beta HE_i - S \cdot (1 - EX_{i-1}) + \varepsilon_i > 0 \\ 0 & \text{如果 } \alpha HI_i + \beta HE_i - S \cdot (1 - EX_{i-1}) + \varepsilon_i \leq 0 \end{cases} \quad (15)$$

对应于前述理论模型,企业自身异质性特征  $HI_i$  除了生产率、企业规模、工资水平和所有制类型之外,还包括“是否销售新产品”、“企业年龄”及“应收账款占比”3类特征。由于前两类变量已被国外大多数经验研究所证实,而第3个变量源于中国“特殊”的制度因素,因此均不能忽视,否则可能会造成遗漏重要变量问题。关于企业外部的异质性特征  $HE_i$ ,基于前述理由我们则主要考虑了企业所属的行业以及所处的地理区位。另外,(15)式中的  $\varepsilon_i$  为影响企业出口决定的不可观测因素,由持续的企业特定 (firm-specific) 要素  $\alpha_i$  和随机的短暂 (transitory) 要素  $\eta_i$  组成。此时,企业出口的净回报现值可表示为:

$$\hat{\pi}_i - c_i - S \cdot (1 - EX_{i-1}) = \alpha HI_i + \beta HE_i + \gamma EX_{i-1} + \varepsilon_i \quad (16)$$

根据上述讨论,我们就可以得到下面关于企业最优出口决定的动态方程:

$$EX_i = \begin{cases} 1 & \text{如果 } \alpha HI_i + \beta HE_i + \gamma EX_{i-1} + \alpha_i + \eta_i > 0 \\ 0 & \text{如果 } \alpha HI_i + \beta HE_i + \gamma EX_{i-1} + \alpha_i + \eta_i \leq 0 \end{cases} \quad (17)$$

由于企业出口状态的转换会导致自身异质性特征的联立性 (simultaneity) 变化,为尽可能避免该问题带来的内生性估计偏误,我们设定了如下形式的计量模型:

$$EX_i = \alpha HI_{i-1} + \beta HE_{i-1} + \gamma EX_{i-1} + \alpha_i + \eta_i \quad (18)$$

即对企业自身以及外部的异质性特征变量均做滞后一期处理。此时,企业出口决定的动态方程变为:

$$EX_i = \begin{cases} 1 & \text{如果 } \alpha HI_{i-1} + \beta HE_{i-1} + \gamma EX_{i-1} + \alpha_i + \eta_i > 0 \\ 0 & \text{如果 } \alpha HI_{i-1} + \beta HE_{i-1} + \gamma EX_{i-1} + \alpha_i + \eta_i \leq 0 \end{cases} \quad (19)$$

同时,在随机效应还是固定效应的选取上,遵循 Roberts 和 Tybout (1997) 对 (18) 式中残差的协方差进行以下约束:

<sup>①</sup> 企业选择出口时预期利润完整的表达式为:  $\pi_i^* - F_i^0 + (F_i^0 + X_i) Y_{i-1} + \sum_{j=2}^J (F_i^0 - F_i^j) \bar{Y}_{i-j} \geq 0$ , 简化后的表达式变为  $\pi_i^* - F_i^0$ , 其中  $\pi_i^* = \pi_i(p_i, s_i) + \{\delta E_i[V_i(\Omega_{i+1}) | Y_i = 1] - \delta E_i[V_i(\Omega_{i+1}) | Y_i = 0]\}$ 。详细内容参见 Roberts 和 Tybout (1997)。



$$\begin{cases} \text{cov}(HI_{it-1}, \alpha_i) = \text{cov}(HE_{it-1}, \alpha_i) = 0 \\ \text{cov}(\alpha_i, \eta_{it}) = 0 \end{cases} \quad \forall i, t \quad (20)$$

因此,下文的稳健性检验部分将直接采取随机效应模型。<sup>①</sup> 在进行经验检验之前,我们先对本文采用的微观企业数据进行变量说明与描述性统计。

## 五 变量说明与描述性统计

### (一)数据来源及处理

本文数据来源于《中国工业企业数据库》,其中包括了 2000 ~ 2003 年全部的国有企业以及年产品销售收入在 500 万元以上的非国有企业。首先,根据新的企业登记注册类型代码,我们将企业划分为:国有企业(110 类)、集体企业(120 类)、私营企业(170 类)、港澳台投资企业(200 大类)、外商投资企业(300 大类)及其他企业六种类型。其次,2002 年中国颁布了新的《国民经济行业分类》并于 2003 年开始正式实施,为了统一口径,我们依照新旧行业代码进行了重新调整。数据样本涵盖了行业代码为 06 ~ 11 大类的采矿业(B 类),13 ~ 42 大类的制造业(C 类)以及 44 ~ 46 的电力、燃气及水的生产和供应业(D 类),共计 38 类行业。

为了充分利用样本信息,避免样本的选择性偏误(Heckman, 1979),本文采用了包含全样本的非平行面板数据。数据处理上,删除了企业人数小于 10、<sup>②</sup>应收账款净额小于零以及 1949 年之前成立的企业样本;删除了统计中的错误记录或明显的异常值样本,如企业年龄小于零、2003 年之后成立的企业、中间投入小于零、固定资产净值年均余额小于零、工业增加值大于总产值、省地县码的异常值以及新产品产值为负的样本观察值等。经过合理筛选后得到 671 657 个观察值,对应 277 920 家企业。此外,我们以 2000 年为基期的年度居民消费价格指数、年度工业品出厂价格指数、年度固定资产投资价格指数和原材料、燃料、动力购进价格指数等相关指标进行了平减。

### (二)变量说明及预期符号

1. 被解释变量。被解释变量为企业的出口参与状态(出口=1,不出口=0),根据企业的出口交货值是否为零来界定。

<sup>①</sup> 在下文中我们将检验不可观测的随机因素的重要性,根据检验结果判断是否可以忽略该因素的影响,进而选择合适的命令语句得出稳健的回归结果。

<sup>②</sup> 余森杰(2010)的研究中删除了小于 8 人的企业样本,本文参照了 Roberts 和 Tybout(1997)基于哥伦比亚以及 Levinsohn 和 Petrin(2003)基于智利企业数据的研究方法。

2. 解释变量。首先,生产率是企业异质性最为显著的特征之一。国内外对于企业生产率的测度不一,但通常采用劳动生产率和全要素生产率(*TFP*)两种指标。易靖韬(2009)利用浙江省的企业数据支持了 Melitz(2003)与 Bernard 等(2003)的理论假说,李春顶(2010)从统计描述的角度通过对中国制造业企业的研究得出了出口的“生产率悖论”现象,这两项研究均利用的是劳动生产率指标。本文将分别运用这两种指标进行计量检验及对比分析。一般地,劳动生产率=工业增加值/企业员工数;<sup>①</sup>对于企业 *TFP* 的测度,OLS 法很可能存在估计偏误,常用的缓解内生性的方法有 O-P 法(Olley and Pakes,1996)和 L-P 法(Levinsohn and Petrin,2003),后者因采用中间投入作为不可观测生产率的代理变量,较好地缓解了前者因损失“零投资”样本所带来的估计偏误。我们预期用不同指标或测度方法得出的生产率对企业出口决定的影响将不尽一致。

其次,按照前述的理论模型和推导,企业进入出口市场的固定沉没成本取决于前一期的出口状态(*EXP1*),我们以该变量前估计参数的显著性来协助测度沉没成本,预期该变量会对出口决定产生显著的正向影响。企业规模(*SIZE*)一般用企业员工数、销售额或总资产来表示,为了尽可能避免变量之间潜在的共线性问题,我们采用总资产予以替代,<sup>②</sup>一般地,较大规模的企业在生产上更易实现规模经济,并且更容易支付得起进入出口市场的沉没成本,我们预期该变量对出口决定有正向影响。企业的平均工资(*WAGE*)可作为对劳动力质量的近似替代,一般来讲,平均工资较高的企业倾向于吸引更好的员工,员工个人能力和生产技能等方面均会高于其他企业,因此我们预期此类企业出口倾向也会较高。

再次,企业是否销售新产品也会对企业出口决定产生一定的影响。<sup>③</sup>因此,我们加入是否销售新产品的虚拟变量(*NEW*)观察该变量的影响。通常而言,新产品的销售很可能是生产技术改进的结果,我们预期该变量对企业出口决定具有正向影响。企业年龄(*AGE*)同样会影响企业参与出口的概率,<sup>④</sup>考虑到中国早期国企垄断了外贸经

① 原始数据库中缺失 2001 年的工业增加值指标,对此我们通过计算进行了填补,计算公式为:工业增加值=工业总产值-工业中间投入+应缴增值税。

② 十分感谢匿名审稿人指出这一点,该变量确实有利于我们得出更为稳健的估计结果。此外,我们还算出了主要解释变量之间的 Spearman 相关系数矩阵,可以看出并不存在严重的多重共线性问题。由于篇幅有限未给出,有需要可向作者索取。

③ Bernard 和 Jensen(2004)根据行业代码是否转换间接引入“产品改变与否”的虚拟变量来刻画其对出口决定的影响。

④ Roberts 和 Tybout(1997)、Sjöholm(2003)等研究均证实了该变量对出口决定的显著影响。

营权,而上世纪 90 年代末外贸经营权的下放以及期间的系列改革,先前较有经验的“老”企业以及较为年轻的“新”企业均可能具有较高的出口倾向,因此具体分析中我们同时加入了 *AGE* 及其平方项。企业的应收账款(*ACC*)为企业流动资产管理的一项重要内容,该部分占总产值的比重可由国内的制度环境间接地反映出来,若应收账款占比较高,则很可能是由于在不甚完善的国内商业制度环境(如三角债等问题)下经营的结果。<sup>①</sup> 作为中国“特殊”制度因素的间接反映,我们不能忽视该变量对出口决定的影响,预期其影响为负。

3. 其他控制变量。根据企业注册类型生成国有、集体、私营、其他、港澳台以及外资 6 类所有制虚拟变量(*OWN*);根据地区代码生成 31 个省、直辖市、自治区的地区虚拟变量(*REG*);根据二分位的行业代码生成 38 个行业虚拟变量(*IND*);为控制年度外部冲击的影响,还生成了年度虚拟变量(*YEAR*)。

上述研究变量及其预期符号见表 1:

表 1		研究变量与预期符号	
变量类别	变量名称	变量说明	预期符号
被解释变量	<i>EXP</i>	出口状态(出口交货值大于零=1,否则=0)	——
解释变量	<i>LP</i> 或 <i>TFP</i>	劳动生产率= $\ln(\text{工业增加值}/\text{企业员工数})$ 或企业 $\ln TFP$	+/-
	<i>EXP1</i>	沉没成本(滞后一期的出口状态)	+
	<i>WAGE</i>	平均工资= $\ln((\text{应付工资}+\text{应付福利})/\text{企业员工数})$	+
	<i>SIZE</i>	企业规模= $\ln(\text{企业总资产})$	+
	<i>NEW</i>	新产品(销售新产品=1,否则=0)	+
	<i>AGE</i>	企业年龄=(当年年份-开业年份)	+/-
	<i>ACC</i>	应收账款占比= $\ln(1+\text{应收账款}/\text{总产值})$	——
	<i>IND</i>	行业虚拟变量	——
控制变量	<i>REG</i>	省份虚拟变量	——
	<i>OWN</i>	所有制虚拟变量	——
	<i>YEAR</i>	年度虚拟变量	——

(三)描述性统计

值得一提的是,非平行面板数据样本中存在企业的进入和退出,企业连续存活的年份将不尽一致,下面我们就对企业存在的类型进行概括性描述。表 2 中分别列出了企业在不同存在类型下对应的观察值个数及其所占总体样本的百分比。其中连续四

① 关于国内制度因素对出口扩张的影响可参见朱希伟等(2005)和张杰等(2008)。

年存在的企业样本数占全部样本的近 47%,同时,这也说明了期间有半数以上的企业观察值存在进入和退出市场的情况。因此,由全样本组成的非平行面板应更为可取。另外,我们还给出了实际计量回归中所用到的主要变量的描述性统计(见表 3)。

表 2 企业存在的类型

企业存在类型	观察值个数	百分比(%)	累计百分比(%)
连续 4 年存在的企业	313 076	46.61	46.61
连续 3 年存在的企业	143 052	21.30	67.91
连续 2 年存在的企业	101 206	15.07	82.98
连续 1 年存在的企业	93 233	13.88	96.86
其他情况	21 090	3.14	100
总计	671 657	100	——

表 3 主要变量的描述性统计

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>EXP</i>	671 657	0.2530	0.4348	0	1
<i>EXP1</i>	385 606	0.2681	0.4430	0	1
<i>LP1</i>	376 549	3.4606	1.1338	-5.6904	11.6473
<i>TFP-OLS1</i>	373 558	3.5204	1.0445	-5.6721	12.0241
<i>TFP-LP1</i>	373 558	6.5045	1.1961	-2.2886	14.8077
<i>SIZE1</i>	385 540	9.7353	1.4727	0	18.2701
<i>WAGE1</i>	385 606	2.1518	0.7391	-7.3715	11.2256
<i>NEW1</i>	385 606	0.0739	0.2616	0	1
<i>AGE1</i>	384 558	12.4756	12.5017	0	53
<i>ACC1</i>	384 711	0.1738	0.2410	0	9.2141

## 六 计量结果与分析

首先,我们利用劳动生产率(*LP-VA*)进行计量回归;其次,利用 OLS 法测度的 *TFP*(*TFP-OLS*)进行变换指标的计量检验;再者,考虑到 OLS 估计法潜在的内生性偏误,我们利用能够处理变量内生性问题的 L-P 法测度了 *TFP*(*TFP-LP*)后再进行检验;最后,对前述计量回归采取随机效应动态面板模型进行进一步的稳健性检验。

### (一)基准回归

表 4 列出了依次增加异质性特征变量的计量回归结果。

表 4 Probit 模型下的计量结果 (LP-VA)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>EXP1</i>	2.629 *** (0.00736)	2.582 *** (0.00743)	2.580 *** (0.00743)	2.571 *** (0.00747)	2.574 *** (0.00749)	2.567 *** (0.00750)
<i>LP1</i>	-0.0210 *** (0.00346)	-0.0513 *** (0.00353)	-0.0593 *** (0.00374)	-0.0593 *** (0.00374)	-0.0605 *** (0.00378)	-0.0778 *** (0.00390)
<i>SIZE1</i>		0.113 *** (0.00279)	0.110 *** (0.00283)	0.103 *** (0.00292)	0.104 *** (0.00297)	0.115 *** (0.00302)
<i>WAGE1</i>			0.0393 *** (0.00642)	0.0373 *** (0.00643)	0.0383 *** (0.00643)	0.0443 *** (0.00645)
<i>NEW1</i>				0.143 *** (0.0131)	0.147 *** (0.0132)	0.147 *** (0.0132)
<i>AGE1</i>					-0.00966 *** (0.00109)	-0.00898 *** (0.00109)
<i>AGE1</i> <sup>2</sup>					0.000192 *** (0.0000227)	0.000180 *** (0.0000227)
<i>ACC1</i>						-0.381 *** (0.0228)
<i>IND</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>REG</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>OWN</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>YEAR</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>C</i>	-1.834 *** (0.260)	-2.738 *** (0.179)	-2.779 *** (0.178)	-2.675 *** (0.180)	-2.358 *** (0.276)	-2.742 *** (0.181)
<i>N</i>	376 505	376 452	376 452	376 452	375 735	375 735
伪 R <sup>2</sup>	0.653	0.657	0.657	0.657	0.658	0.659

说明:括号内数值为稳健标准误,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示参数的估计值在 1%、5%、10% 的水平上显著,“Y”表示对此类变量进行了控制,下表同。

由表 4 的回归结果我们可以得出:

1. 在依次纳入拓展的异质性特征变量之后,劳动生产率始终在 1% 的水平上显著为负,即该变量对出口决定具有稳健的负向影响。这似乎与 Melitz(2003)的“自我选择”假说产生了“背离”。对于这种“悖论”现象背后的作用机制,我们可以结合生产率指标的计算以及中国企业出口的总体特征予以诠释。劳动生产率实质为单位员工的工业增加值,一方面中国出口企业总体上仍然呈现出明显的劳动密集型特征,雇佣大量廉价劳动力仍然是企业获得出口竞争力的重要途径之一;另一方面中国大量出口企业从事的是处于低端价值链环节的加工贸易,“两头在外”特征十分明显,附加值相对较低,也就意味着现实中大多为劳动密集且附加值较低的企业在从事出口,那么结果

所反映出来的劳动生产率对中国企业出口决定具有负向影响自然就不足为奇了。

2. 由滞后 1 期出口状态的估计参数的显著性可知沉没成本显著存在,这同 Bernard 和 Jensen(1999、2004)与 Roberts 和 Tybout(1997)的结论一致。同时,该结论也表明了企业出口状态具有明显的持续性特征。另外,企业规模对企业是否参与出口的概率存在显著的正向影响,计量结果也具有相当的稳健性,与 Bernard 和 Jensen(1999、2004)的结论一致。平均工资对企业出口决定具有显著的正向影响,这区别于 Roberts 和 Tybout(1997)以及易靖韬(2009)的结论,但鉴于该变量与劳动生产率之间具有较高的相关性,结论尚待进一步商榷。

3. 关于拓展的异质性特征变量,回归结果表明,新产品的销售显著提高了企业出口的概率,该结论与 Bernard 和 Jensen(1999、2004)的结论类似。企业年龄对出口决定的影响存在显著的二次型关系,较有经验的“老”企业以及较年轻的“新”企业均具有较高的出口倾向,符合我们的预期。应收账款占比对出口决定影响显著为负,这进一步印证了中国“特殊”制度因素不容忽视,应收账款占比较高的企业很可能是由于其长期从事内销造成的结果,符合先前预期。

表 5 Probit 模型下的计量结果(TFP-OLS)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EXP1	2.633 *** (0.00738)	2.592 *** (0.00744)	2.592 *** (0.00744)	2.582 *** (0.00747)	2.583 *** (0.00749)	2.578 *** (0.00750)
TFP1	0.0249 *** (0.00382)	-0.00260 (0.00387)	-0.00440 (0.00402)	-0.00549 (0.00402)	-0.00530 (0.00405)	-0.0230 *** (0.00421)
SIZE1		0.105 *** (0.00279)	0.104 *** (0.00284)	0.0969 *** (0.00293)	0.0976 *** (0.00297)	0.107 *** (0.00303)
WAGE1			0.0102 (0.00631)	0.00844 (0.00632)	0.00949 (0.00632)	0.0140 * * (0.00633)
NEW1				0.152 *** (0.0132)	0.147 *** (0.0132)	0.148 *** (0.0133)
AGE1					-0.00929 *** (0.00110)	-0.00869 *** (0.00110)
AGE1 <sup>2</sup>					0.000201 *** (0.0000228)	0.000190 *** (0.0000228)
ACC1						-0.319 *** (0.0229)
C	-2.086 *** (0.357)	-3.009 *** (0.354)	-3.716 *** (0.354)	-2.908 *** (0.354)	-3.604 *** (0.354)	-3.493 *** (0.342)
N	373 514	373 512	373 512	373 512	372 881	372 881
伪 R <sup>2</sup>	0.653	0.657	0.657	0.657	0.657	0.658

(二) 变换指标的初步回归

我们利用 OLS 法测度的 *TFP* 进行变换指标后的初步回归,结果见表 5。

由表 5 不难看出,在纳入拓展的异质性特征变量进行逐步回归后,发现 *TFP* 对出口决定的影响与劳动生产率的影响明显不同,同时也发现该结果并不稳健,即我们没有得到支持或违背“自我选择”假说的充足证据。产生这一结果的原因可能是:第一,企业的 *TFP* 表示剔除资本和劳动后的其他要素投入对增加值的贡献,这与劳动生产率存在着本质上的区别;第二,用传统的 OLS 法来估计企业的 *TFP* 可能存在较大的内生性偏误。此外,变换生产率指标后的估计结果显示平均工资对出口决定的影响不再稳健,这与 Roberts 和 Tybout (1997) 的结论似乎并无相异之处,一定程度上也隐含着企业出口可能并没有带来平均工资的显著提高。而沉没成本、企业规模以及拓展的其他异质性特征变量依然表现出十分稳健的显著影响,且影响方向也均未发生改变。鉴于以上结果,我们需要利用其他方法(如前面提及的 L-P 法)对企业 *TFP* 进行更为精准的测度后再做分析。

(三) 处理变量内生性的再回归

表 6                                      Probit 模型下的计量结果 (*TFP-LP*)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>EXP1</i>	2.608 *** (0.00741)	2.589 *** (0.00744)	2.589 *** (0.00744)	2.580 *** (0.00747)	2.581 *** (0.00749)	2.579 *** (0.00750)
<i>TFP1</i>	0.108 *** (0.00340)	0.0512 *** (0.00411)	0.0518 *** (0.00417)	0.0501 *** (0.00418)	0.0510 *** (0.00419)	0.0344 *** (0.00444)
<i>SIZE1</i>		0.0809 *** (0.00336)	0.0812 *** (0.00338)	0.0747 *** (0.00343)	0.0746 *** (0.00349)	0.0872 *** (0.00367)
<i>WAGE1</i>			-0.00519 (0.00619)	-0.00678 (0.00620)	-0.00561 (0.00620)	-0.00314 (0.00621)
<i>NEW1</i>				0.146 *** (0.0132)	0.139 *** (0.0133)	0.141 *** (0.0133)
<i>AGE1</i>					-0.00934 *** (0.00110)	-0.00884 *** (0.00110)
<i>AGE1</i> <sup>2</sup>					0.000210 *** (0.0000228)	0.000201 *** (0.0000228)
<i>ACC1</i>						-0.233 *** (0.0233)
<i>C</i>	-3.003 *** (0.280)	-3.713 *** (0.286)	-4.240 *** (0.286)	-3.635 *** (0.353)	-2.925 *** (0.353)	-2.853 *** (0.345)
<i>N</i>	373 514	373 512	373 512	373 512	372 881	372 881
伪 R <sup>2</sup>	0.656	0.657	0.657	0.657	0.658	0.658

表6给出了利用L-P法测度的TFP进行再检验的估计结果。

结果表明TFP对企业出口决定具有十分稳健且显著的正向影响,符合“自我选择”假说,这与用劳动生产率指标进行估计得出的结果截然相反。前已论及,由于TFP体现的是剔除资本和劳动后剩余要素投入的贡献,而整体上出口企业在管理水平、组织创新、技术效率等“软环境”方面确实也优于大多数仅从事内销的企业,因此,对于中国总体企业而言TFP对其出口决定有正向影响也在情理之中。从表6的结果来看,平均工资对企业出口决定依然不存在显著的影响,这一方面印证了Roberts和Tybout(1997)的结论,另一方面也反映了他们所提及的测量误差问题。总之,国外经典研究和我们所得出的结论均表明平均工资只能作为劳动力质量的部分体现。另外,沉没成本、企业规模以及拓展的其他异质性特征变量的显著影响依然十分稳健。

#### (四)进一步的稳健性检验

我们采用随机效应动态面板模型对前述计量结果进行了进一步的稳健性检验。根据式(20)的假设我们选取动态面板xtprobit(re)模型进行再检验,该模型认为不可观测的随机因素是重要的。而判断选择probit还是xtprobit模型的准则可参考Likelihood-ratio test of  $\rho=0$  检验所对应的显著性水平,若显著性水平大于10%,则选择probit模型即可得出一致估计,否则需要选择后者才能缓解潜在的内生性偏误。运用xtprobit(re)模型进行再次计量回归之后,从对 $H_0: \rho=0$ 的检验结果可知并没有拒绝该原假设。因此,这就意味着组内方差(panel-level variance or within-group variance)相对而言并不重要,也就是说,可以忽略不可观测因素的影响,直接选用probit模型即可。实际操作中我们用这两类模型得出的计量结果也并无差异(限于篇幅未列出),这就再次证明了我们得出的结果是稳健可信的。

## 七 结论与政策启示

本文利用中国2000~2003年27万余家企业的大样本非平行面板数据,首次基于拓展的多维度异质性特征模型,通过不同生产率指标下计量结果的对比分析,对“自我选择”假说在中国的适用性进行了更为全面的论证。主要结论为:(1)劳动生产率对企业出口决定具有显著的负向影响,与“自我选择”假说相悖,这种所谓的“悖论”现象主要由中国特有的加工贸易占主导的贸易模式所致,而TFP对企业出口决定却表现出稳健的正向影响,符合“自我选择”假说,这可能归因于出口企业具有相对较好的“软环境”。(2)拓展的异质性特征变量均具有稳健的显著影响。其中,销售新产品的企



业具有较高的出口倾向;较有经验的老企业和新进入的年轻企业均具有较高的出口倾向;而应收账款占比却显著阻碍了企业的出口行为。(3)企业规模对其出口决定始终具有显著的正向影响;而平均工资在不同计量模型中的结果并不稳健,这一方面可能源于代理变量的选取问题,另一方面也隐含着企业出口可能并没有带来工资福利的提高。此外,企业进入出口市场的沉没成本显著存在,以致出口的持续性特征十分明显。

根据结论我们得到以下启示:加工贸易转型升级势在必行。中国的现实是,一方面,存在着“低劳动生产率—低利润—高出口倾向”的逻辑链条,即大量的劳动密集型企业具有较低的劳动生产率且仅获取较低的利润在从事出口,这体现了中国潜在的“悖论”特征;另一方面,又存在“高 TFP—低利润—高出口倾向”的逻辑链条,这种支持“自我选择”假说的表象下依然隐含着—个“低利润—高出口倾向”的现实背景,具有较高 TFP 的企业在中国并不一定就真正获取了较高的利润。因此,中国的企业或产业升级需在战略层面上充分重视从被“俘获”与“压榨”的全球价值链中突围的问题,加快构建以本土市场需求为基础的国家价值链的网络体系和治理结构(刘志彪和张杰,2009b)。此外,政府应继续努力营造一个良好的营商环境,尽可能消除国内特殊制度因素所带来的市场扭曲以及其他影响中国企业出口的负面内生激励因素,而企业在出口时也应更多地关注于工人工资等福利水平的提高。

### 参考文献:

- 贺灿飞、魏后凯(2004):《新贸易理论与外商在华制造企业的出口决定》,《管理世界》第1期。
- 李春顶、尹翔硕(2009):《我国出口企业的“生产率悖论”及其解释》,《财贸经济》第11期。
- 李春顶(2010):《中国出口企业是否存在“生产率悖论”:基于中国制造业企业数据的检验》,《世界经济》第7期。
- 刘志彪、张杰(2009a):《我国本土制造业企业出口决定因素的实证分析》,《经济研究》第8期。
- (2009b):《从融入全球价值链到构建国家价值链:中国产业升级的战略思考》,《学术月刊》第9期。
- 易靖韬(2009):《企业异质性、市场进入成本、技术溢出效应与出口参与决定》,《经济研究》第9期。
- 余森杰(2010):《中国的贸易自由化与制造业企业生产率》,《经济研究》第12期。
- 张杰、刘志彪、张少军(2008):《制度扭曲与中国本土企业的出口扩张》,《世界经济》第10期。
- 赵伟、陈文芝(2007):《沉没成本与出口滞后——分析中国出口持续高增长问题的新视角》,《财贸经济》第10期。
- 朱希伟、金祥荣、罗德明(2005):《国内市场分割与中国的出口贸易扩张》,《经济研究》第12期。
- Aitken, B.; Hanson, G. H. and Harrison, A. E. “Spillovers, Foreign Investment and Export Behavior.” *Journal of International Economics*, 1997, 43, pp.103–132.
- Baldwin, R. E. “Hysteresis in Import Prices: The Beachhead Effect.” *American Economic Review*, 1988, 78(4), pp.773–785.
- Baldwin, R. E. and Krugman, P. “Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks.” *Quarterly Jour-*

*nal of Economics*, 1989, 104(4), pp.635-654.

Bernard, A. B.; Eaton, J.; Jensen, J. B. and Kortum, S. S. "Plants and Productivity in International Trade." *American Economic Review*, 2003, 93(4), pp.1268-1290.

Bernard, A. B. and Jensen, J. B. "Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both?" *Journal of International Economics*, 1999, 47(1), pp.1-25.

———. "Why Some Firms Export." *The Review of Economics and Statistics*, 2004, 86(2), pp.561-569.

Bernard, A. B. and Wagner, J. "Export Entry and Exit by German Firms." *Weltwirtschaftliches Archiv / Review of World Economics*, 2001, 137 (1), pp.105-123.

Clerides, S.; Lach, S. and Tybout, J. "Is Learning by Exporting Important? Micro-Dynamic Evidence from Columbia, Mexico and Morocco." *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113(3), pp.903-947.

Cole, Robert; Elliott, J. R. and Supreeya Virakul. "Firm Heterogeneity and Export Participation: A New Asian Tiger Perspective." University of Nottingham, GEP, discussion paper, No.13, 2008.

———. "Firm Heterogeneity, Origin of Ownership and Export Participation." *The World Economy*, 2010, 33 (2), pp.264-291.

Das, S.; Robert, M. and Tybout, J. "Market Entry Costs, Producer Heterogeneity and Export Dynamics." *Econometrica*, 2007, 75(3), pp.837-873.

Dixit, A. K. "Entry and Exit Decisions under Uncertainty." *Journal of Political Economy*, 1989a, 97(3), pp.620-638.

———. "Hysteresis, Import Penetration and Exchange Rate Pass Through." *Quarterly Journal of Economics*, 1989b, 104(2), pp.205-228.

Heckman, J. J. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica*, 1979, 47(1), pp.153-161.

Hopenhayn, H. A. "Entry, Exit and Firm Dynamics in Long-Run Equilibrium." *Econometrica*, 1992, 60 (5), pp.1127-1150.

Krugman, Paul R. "Scale Economies, Product Differentiation and The Pattern of Trade." *American Economic Review*, 1980, 70(5), pp.950-959.

———. *Exchange Rate Instability*. MIT Press, Cambridge, MA, 1989.

Levinsohn, J. and Petrin, A. "Estimating Production Functions Using Inputs to Control For Unobservables." *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2), pp.317-341.

Melitz, M. J. "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica*, 2003, 71(6), pp.1695-1725.

Olley, S. and Pakes, A. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry." *Econometrica*, 1996, 64(6), pp.1263-1297.

Roberts, M. and Tybout, J. R. "The Decision to Export in Colombia: An Empirical Model of Entry with Sunk Costs." *American Economic Review*, 1997, 87(4), pp.545-564.

Sjöholm, F. "Which Indonesian Firms Export? The Importance of Foreign Networks." *Papers in Regional Sciences*, 2003, 82, pp.333-350.

(截稿:2011年1月 责任编辑:王徽)