微观企业出口参与行为研究：出口临界生产率的视角

段连杰

摘要：基于 2000—2006 年的中国工业企业数据和海关产品层面交易数据，本文重点考察了出口临界生产率对企业出口参与的影响作用。研究结果表明：随着出口临界生产率的提高，企业出口参与的意愿将显著下降；出口门槛每提高 1 个百分点，将导致企业的出口进入概率平均下降 0.0068。进一步地，本文发现出口门槛主要通过出口的广延边际影响企业的出口行为，而对出口的集约边际并没有显著性影响。另外，与 Melitz（2003）的预期相反，出口门槛对企业出口进入与退出决策的影响并不具有显著的对称性，即出口门槛主要影响企业的出口进入，而对企业的出口退出并无显著性影响。

关键词：出口临界生产率；出口参与；广延边际；集约边际；出口退出

［中图分类号］F740　［文献标识码］A　［文章编号］1002-4670（2021）01-0050-14

引　言

自 2018 年 3 月 22 日以来，中美经贸摩擦不断升级，美国不断扩大加征关税的产品范围，同时不断提高中国输美商品的关税税率。现在，美国对来自中国的约 5500 亿美元的产品均在原有的税率基础上加征了 10%～25%不等的关税税率，这几乎涵盖了中国出口至美国的全部产品。由于美国是中国最为重要的贸易伙伴之一，中国企业对美国市场的依赖性较强，因而此次美国不断加码的关税升级给中国企业的出口造成了极大的压力。以美元计算，2019 年 1-12 月，中国出口总额为 24990.29 亿美元，同比仅增长 0.5%；就中美双边贸易来讲，2019 年 1-12 月，中国对美国的出口总额为 4186.74 亿美元，同比下降 12.5%。由此可见，受贸易摩擦的影响，中国的对外出口增长缓慢，而对美国出口则出现了较大幅度的下降，达到了两位数以上。实际上，中美贸易摩擦只是全球贸易保护主义的一个缩影，日本和韩国、美国和欧盟之间、美国与印度之间贸易摩擦亦是愈演愈烈，不断升级。世界范围内贸易保护主义的不断蔓延，严重扰乱了全球贸易的正

［收稿日期］2019-11-27

［基金项目］国家自然科学基金面上项目“外部不确定性对中国出口贸易的影响机制与微宏观治理研究”（71873150）

［作者信息］段连杰：广东财经大学广东省财税大数据重点实验室讲师、博士，电子信箱 duanlj5@163.com

常运转。在此背景下，就出口门槛对微观企业出口参与行为的影响问题予以探讨显然是有一定必要性的。

实际上，随着以 Melitz（2003）[1] 为代表的新新贸易理论的兴起与发展，微观企业的出口参与行为已逐渐成为国际经济学实证研究领域的一个热点论题。现有文献已从多个角度对企业的出口参与行为进行了考察，主要的视角包括生产率（Mallick and Yang，2013[2]；张杰等，2016[3]）、贸易自由化（Bas，2012[4]；毛其淋和盛斌，2014[5]）、汇率（Tang and Zhang，2012）[6]、产业集聚（Fernandes and Tang，2014）[7]、融资约束（Minetti and Zhu，2011[8]；阳佳余，2012[9]）等。然而，众多的研究视角中并不包含出口临界生产率。根据 Melitz（2003）可知，企业出口存在门槛效应，只有生产率水平在出口临界生产率之上的企业才能从事出口贸易，而生产率在国内临界生产率与出口临界生产率之间的企业则只能在国内市场经营，生产率更低的企业将不得不被市场所淘汰。由此可知，从出口临界生产率的视角探讨企业的出口选择行为符合新新贸易理论的核心要义，因而，本文的研究不仅具有现实意义，而且具有一定的理论价值。

长期以来，出口临界生产率这一视角之所以欠缺，一个主要的原因是缺乏有效的阈值估算方法，因为现有的主要阈值估计方法，如 Hansen（1999[10]，2000[11]）、Seo 和 Linton（2007）[12]、Gao 等（2013）[13]，对于被解释变量为虚拟变量的情形均不适用。然而，非参的 ROC（receiver operating characteristic curve）方法为我们提供了一种可以有效估计出口临界生产率的途径。ROC 的中文名称为受试者工作特征曲线，该曲线被广泛应用在医学、机器学习与自然科学中。目前该方法在经济学与管理学中的应用仅局限于对分类模型的分类性能的比较评价，如 Verbeke 等（2012）[14]、Blanco 等（2013）[15]、程天笑和闻岳春（2016）[16] 等。因而，本文的研究对 ROC 方法的扩展应用亦有一定的贡献。

在借助非参的 ROC 方法估算出口临界生产率，考察其对企业出口选择行为影响的基础上，本文还采用 Heckman（1979）[17] 两步法进一步讨论了出口门槛影响企业出口行为的途径，即出口门槛更多的是通过出口的广延边际（extensive margin）还是集约边际（intensive margin）来影响企业的出口行为。另外，本文还就出口临界生产率对企业出口进入与退出决策的影响是否具有对称性这一问题进行了探讨。

一、计量模型、变量测度与数据处理

（一）计量模型的设定

为了研究出口临界生产率对企业出口参与决策的影响作用，本文建立计量模型如下：

$$\Pr(exdum_{ijkt} = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 cutoff_{jt} + \beta X_{ijkt} + v_j + v_k + v_t + \varepsilon_{ijkt}) \qquad (1)$$

其中，$\Phi(\cdot)$ 为标准正态分布下的累积分布函数；被解释变量 $exdum_{ijkt}$ 为企业 i 的出口虚拟变量，若其出口交货值大于 0 则取值为“1”，否则取值为“0”；$cutoff_{jt}$ 为企业 i 所在行业 j 在第 t 年的出口临界生产率，是本文的核心解释变量；v_j、v_k、v_t 分别代表行业、地区、时间特定效应；ε_{ijkt} 为随机扰动项；X_{ijkt} 为控制变量集合，

βX_{ijkt} 可具体表达如下：

$$\beta X_{ijkt} = \beta_1 tfp_{ijkt} + \beta_2 size_{ijkt} + \beta_3 klratio_{ijkt} + \beta_4 new_{ijkt} + \beta_5 wage_{ijkt} + \beta_6 age_{ijkt} + \beta_7 sratio_{ijkt} \quad (2)$$

其中，tfp_{ijkt} 表示企业 i 的全要素生产率，$size_{ijkt}$ 为企业规模，$klratio_{ijkt}$ 为要素密集度，new_{ijkt} 为新产品产值，$wage_{ijkt}$ 为人均工资，age_{ijkt} 为企业年龄，$sratio_{ijkt}$ 则为国有资本占比。

（二）出口临界生产率的测度

根据 Melitz（2003）可知，出口临界生产率实质上是出口企业与非出口企业的生产率分界，这意味着当企业生产率在出口临界生产率之上时，其为出口企业；反之，则为非出口企业。ROC 方法便是一种有效估算检验变量最佳分界的非参统计技术。本文将出口虚拟变量 $exdum_{ijkt}$ 作为状态变量（state variable）、全要素生产率 tfp_{ijkt} 作为检验变量（test variable）进行非参的 ROC 分析。最佳分界点，即出口临界生产率，是根据 Youden（1950）[18] 的 J 统计量来确定的。该统计量亦称为约登指数，使约登指数达到最大的出口阈值 tfp_{ijkt} 则为最优出口阈值，即出口临界生产率。由此可见，ROC 方法是一类确定出口临界生产率的简单而有效的方法。关于 ROC 方法的详细介绍可参见段连杰（2018）[19]，在此不再赘述。

（三）数据处理

本文的研究涉及两组高度细化的微观数据。第一套数据来源于国家统计局 2000—2006 年的中国工业企业数据库。该数据库的统计对象有两类：一是全部的国有工业企业，二是主营业务收入超过 500 万元的非国有工业企业。统计指标包括企业的工业增加值、出口交货值、雇员人数、应付工资、新产品产值、行业类别等。参照 Brandt 等（2012）[20] 的方法，本文首先对 2000-2006 年各年份的数据进行了合并。鉴于 2004 年的数据缺失某些本文中需要使用的关键指标，如工业增加值、新产品产值等，在此将该年度的观测值予以删除。另外，由于该数据库的原始数据在统计上存在一些错误记录，因而需要进一步的予以筛选：（1）将出口交货值小于 0 的企业样本删除；（2）将从业人数小于 10 的企业样本删除；（3）将工业增加值、固定资产净值、工业中间投入、企业年龄、应付工资中任何一项小于等于 0 的企业样本删除；（4）将固定资产净值大于固定资产总值的企业样本删除。

第二套数据来自中国海关总署 2000—2006 年的企业-产品层面交易的月度数据。该套数据对通关企业的每一条进出口交易信息均进行了记录，统计指标包括企业名称、进出口价格、进出口数量、进出口金额、目的地、运输方式等。更为重要的是，海关对于每一笔交易均记载了其贸易方式，包括一般贸易、加工贸易及其他贸易类型。在将企业的月度数据加总为相应的年度数据的基础上，根据贸易方式可以将出口企业划分成如下 5 种类型：纯一般贸易企业、纯加工贸易企业、纯其他贸易类型企业、混合企业（即企业既从事一般贸易出口亦从事加工贸易或其他贸易方式出口）、其他企业（指同时从事加工贸易与其他贸易方式出口的混合企业）。Dai 等（2016）[21] 和李春顶（2010）[22] 的研究均表明加工贸易的存在是导致我国企业出口出现“生产率悖论”的主要原因。这意味着生产率不是加工贸易类型企业

出口参与的主要决定因素，因而对该部分企业进行出口临界生产率的估计是没有任何意义的，同时将该部分企业样本包括在内亦必将降低整体样本的估计效率。鉴于此，本文将纯加工贸易企业样本删除。另外，考虑到其他贸易方式所占比重较小，以 2003 年为例，包括易货贸易、租赁贸易等在内其他贸易方式下的出口总额占全部出口额的比重仅为 3.31%，在此本文进一步地将纯其他贸易类型企业与其他类型企业样本删除。因而经过前述的删除处理之后，用于分析的样本仅保留了海关库中的纯一般贸易企业与从事一般贸易的混合企业。

本文参照戴觅等（2014）[23] 的方法对这两套数据进行合并。首先，本文直接用企业名称对数据库进行合并；其次，在此基础上，本文用企业所在地的邮政编码以及企业电话号码的后 7 位来识别两套数据库中的相同企业。最终，本文用于分析的企业样本包括所有可以被合并起来的企业以及工业企业库中剩余的所有非出口企业。该样本共有 589 137 个观测值，其中，匹配成功的样本观测值为 51 958 个，样本期内各年成功匹配的企业数目分别为 4 468、5 538、6 428、8 015、12 418、15 091。另外，各年匹配成功的出口企业数目分别为 2 051、2 530、2 926、3 708、5 588、6 739。

二、基准估计结果及分析

表 1 第 2 列报告了基准回归结果。出口临界生产率（*cutoff*）对企业出口参与的影响为负且在 1%的水平上显著，表明随着出口临界生产率的提高，企业从事出口贸易的可能性将显著下降。其原因有：一是随着出口门槛的提高，一方面出口企业原有的竞争优势将被削弱，从而弱化其出口参与的能力，另一方面，那些想努力成为出口企业的非出口企业出口参与的可能性将变得更加渺茫。二是出口门槛的提高意味着只有更优秀的企业才能够继续留在国际市场上，从而使得国际市场上的竞争更加激烈，进而增加企业出口参与的难度。事实上，这一结论的得出为新新贸易理论提出的“自我选择效应”假说提供了一个极为直接的经验证据。再者，经过测算可知，出口临界生产率对企业出口参与意愿影响的平均边际效应为-0.0068，这意味着出口临界生产率每提高 1 个百分点，将使得企业的出口概率平均下降 0.0068①。实际上，这一数据的得出是现有文献就出口门槛对企业出口参与意愿影响程度的首次量化测度。

控制变量方面，全要素生产率（*tfp*）对企业出口参与的影响在 1%的水平上显著为正，表明随着全要素生产率的提高，企业出口参与的可能性显著上升，这一结论符合以 Melitz（2003）为代表的新新贸易理论的预期。企业规模（*size*）回归系数的符号显著为负，这与 Krugman（1979）[24] 为代表的新贸易理论的“规模经济驱动出口”的观点相反，一个可能的原因是规模越大的企业，相较于国际市场，其对国内市场的垄断势力更强，从而在国内市场从事生产经营更有利可图。要素密集度（*klratio*）的系数符号显著为负，与传统的要素禀赋理论的预期一致。我国作为

①此处的出口临界生产率为水平值，而非对数值。

表 1　Probit 与 IV-Probit 估计结果

解释变量	Probit	IV-Probit
cutoff	-0.1035*** (-4.14)	-0.1745*** (-2.89)
tfp	1.3709*** (29.48)	1.3718*** (29.50)
size	-0.4770*** (-15.32)	-0.4775*** (-15.33)
klratio	-0.1211*** (-12.71)	-0.1213*** (-12.72)
new	0.0612*** (42.89)	0.0612*** (42.89)
wage	0.3468*** (42.08)	0.3471*** (42.10)
age	0.0010*** (14.30)	0.0010*** (14.33)
sratio	0.2918*** (12.07)	0.2909*** (12.01)
常数项	-6.5308*** (-25.54)	-5.9987*** (-12.27)
年份效应	是	是
行业效应	是	是
地区效应	是	是
对数似然值	-70 969.70	74 599.76
Wald 检验		1.75 [0.1857]
第一阶段 F 统计量		42 446.03 [0.0000]
准 R^2	0.2749	
观测值	569 410	569 410

注：圆括号内为聚类稳健标准误下的 z 值，方括号内为 p 值；***、** 和 * 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

一个劳动力充裕的国家，具有比较优势的产品在于劳动密集型产品，资本密集型产品的竞争力虽然在不断提高，但整体上与欧美发达国家相比仍存在不小差距，因此要素密集度与企业出口参与之间呈现负相关关系也就不足为奇。新产品产值（*new*）的回归系数显著为正，表明新产品产值的提高能够显著提升企业出口参与的可能性。新产品的生产与销售通常是源于企业的研发与技术的改造升级。较高的新产品产值意味着企业的研发与技术的改造升级投入较多，因而生产效率较高，从而更有利于企业参与出口竞争。平均工资（*wage*）的系数符号显著为正，这与异质性企业贸易理论的观点一致，因为较高的工资水平往往意味着企业员工的生产率水平较高。根据异质性企业贸易理论，企业生产率是其出口选择的主要影响因素。企业年龄（*age*）的回归系数显著为正，表明随着企业年龄的增长，其进入国际市场参与出口竞争的可能性不断提高。可能的原因在于企业在长期的经营实践中不断改进了其产品质量，进而提升了其出口竞争力。国有资本占比

（*sratio*）的系数为正，且在 1%的水平上显著，表明随着国有资本所占比重的提高，企业出口参与的意愿将显著提高。可能的原因在于：较高的国有资本占比，虽然一方面可能对企业的生产率水平提升有一定的制约，但另一方面有可能使得其在政府的庇护下，能够享受更多的出口信贷、出口补贴等优惠政策，从而表现出较高的出口意愿。

三、稳健性检验Ⅰ：内生性与工具变量估计

一般来说，单个企业的出口行为不会对整个行业的出口门槛造成显著性影响，即不存在企业出口对出口临界生产率的反向因果联系，但仍有可能因遗漏同时影响单个企业出口与整个行业出口门槛的变量而导致内生性问题。比如，电子商务的兴起不仅使得单个企业的出口更加便利化，而且由电子商务所带来的贸易成本的下降必将导致整个行业的出口门槛亦随之下降。另外，可能存在的测量误差也会导致内生性问题。若出口临界生产率存在内生性问题，参数的一致估计将无法通过一般的 Probit 模型得到，此时，需要使用合适的工具变量进行 IV-Probit 估计。有效的工具变量需要满足两个条件：一是其与内生解释变量的相关性，二是其与随机扰动项的无关性。有鉴于此，本文构建如下三个工具变量：

$$tfp_{jt} = \sum_{i=1}^{N_{jt}} \frac{rva_{ijt}}{rva_{jt}} tfp_{ijt} \tag{3}$$

$$tfp_{jt}^{ex} = \sum_{i=1}^{N_{jt}^{ex}} \frac{rva_{ijt}^{ex}}{rva_{jt}^{ex}} tfp_{ijt}^{ex} \tag{4}$$

$$tfp_{jt}^{nex} = \sum_{i=1}^{N_{jt}^{nex}} \frac{rva_{ijt}^{nex}}{rva_{jt}^{nex}} tfp_{ijt}^{nex} \tag{5}$$

其中，tfp_{jt}、tfp_{jt}^{ex}、tfp_{jt}^{nex} 分别为行业 j、行业 j 中出口商、行业 j 中非出口商在第 t 年的平均生产率，分别通过对行业 j 第 t 年的全部企业、行业 j 中第 t 年的全部出口企业、行业 j 中第 t 年的全部非出口企业的全要素生产率进行加权平均得到。权重分别为行业 j 中各企业实际工业增加值占该行业所有企业第 t 年总的实际工业增加值的比重、行业 j 中各出口企业实际工业增加值占该行业所有出口企业第 t 年总的实际工业增加值的比重、行业 j 中各非出口企业实际工业增加值占该行业所有非出口企业第 t 年总的实际工业增加值的比重。其中，rva_{ijt}、rva_{ijt}^{ex}、rva_{ijt}^{nex} 均以 2000 年为基期使用工业生产者出厂价格指数对相应的名义量进行平减得到。显然，tfp_{ijt}、tfp_{ijt}^{ex}、tfp_{ijt}^{nex} 则分别代表行业 j 中第 i 个企业、行业 j 中第 i 个出口企业、行业 j 中第 i 个非出口企业在第 t 年的全要素生产率。另外，N_{jt}、N_{jt}^{ex}、N_{jt}^{nex} 分别代表行业 j 中第 t 年全部企业的数量、行业 j 中第 t 年全部出口企业的数量、行业 j 中第 t 年全部非出口企业的数量。

从逻辑上讲，一方面，如果一个行业的整体生产率水平较高，出口临界生产率往往会随之提高，同时出口临界生产率作为出口企业与非出口企业的最佳生产率分界，必然与两类企业的平均生产率水平紧密相关。另一方面，tfp_{jt}、tfp_{jt}^{ex}、tfp_{jt}^{nex} 分别

作为行业整体、行业中出口商整体、行业中非出口商整体的平均生产率，其变化并不会直接影响个别企业的出口选择行为。进一步地，本文对工具变量的有效性进行了检验。首先，第一阶段的 F 统计量的值高达 42446.03，在 1%的显著性水平上拒绝了工具变量在第一阶段回归中的系数都为“0”的原假设，说明工具变量对内生变量的解释力具有联合显著性。其次，借鉴彭晓博和秦雪征（2014）[25]的做法，即采用第二阶段的回归残差项对工具变量进行回归的方法来对其外生性进行考察，检验结果表明无论是单个工具变量的显著性检验，还是三个工具变量的联合显著性检验，均不显著，从而外生性条件得到满足。因而，将 tfp_{jt} 、tfp_{jt}^{ex} 、tfp_{jt}^{nex} 作为出口临界生产率 $cutoff_{jt}$ 的工具变量满足有效工具变量的两个条件，是恰当的工具变量。表 1 第 3 列报告了 IV-Probit 的估计结果。Wald 检验的结果表明无法拒绝出口临界生产率外生性的假定，因而应当接受 Probit 模型的估计结果。

四、稳健性检验Ⅱ：其他检验

（一）以海关库衡量出口状态

以上对企业出口状态的衡量是建立在工业企业库出口交货值的基础之上，出于稳健性的考虑，此处以海关库中的出口额来判断企业的出口状态。根据海关库来衡量企业出口状态时，各年份的出口企业数目分别为 3357、4222、4903、6261、10083、12268，与工业企业库的情形相比，相应年份的出口企业数目均有较大幅度的增加。另外，需要注意的是，当以海关库来判断企业出口状态时，相应的出口临界生产率的估计值亦会随之调整。表 2 第 2 列报告了根据海关库衡量出口状态时的估计结果。从表 2 可以看出，无论核心解释变量还是各控制变量，其相应的系数符号、显著性水平、系数绝对值的大小与基准回归结果相比，均没发生显著性改变，因而当以海关库来衡量企业出口状态时，本文的基本结论依然稳健。

（二）按行业分组

为了考察出口门槛是否会因行业类别的不同而对企业的出口参与决策表现出差异性影响，本文借鉴洪俊杰等（2014）[26]的产业划分标准，将 39 个工业行业划分为资源密集型与非资源密集型行业。其中，资源密集型行业包括煤炭开采和洗选业、石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业、非金属矿采选业、其他采矿业、石油炼焦及核工业、电热力生产和供应业、燃气生产和供应业、水的生产和供应业等 10 个行业，其余行业则为非资源密集型行业。表 2 第 3 和第 4 列报告了按行业分组的稳健性检验结果。表 2 显示，无论是资源密集型行业还是非资源密集型行业，出口门槛对企业出口参与意愿的影响均在 1%的水平上显著为负，说明出口门槛与企业出口决策间的负相关关系并不会因行业间的异质性而发生显著性改变。另外，控制变量方面，除了资源密集型行业下个别变量的系数不再显著以外，非资源密集型行业下的所有变量以及资源密集型行业下的其余变量的系数符号和显著性水平，均与基准估计结果保持一致。总体来看，稳健性依然较好。

表 2　其他稳健性检验

解释变量	以海关库判断出口状态	按行业	
		资源密集型	非资源密集型
cutoff	−0.0797*** (−3.85)	−0.2577*** (−3.21)	−0.0877*** (−3.41)
tfp	1.4381*** (35.31)	0.5479*** (3.16)	1.4114*** (29.46)
size	−0.5644*** (−20.77)	0.0210 (0.18)	−0.5024*** (−15.67)
klratio	−0.1438*** (−17.40)	0.0284 (0.67)	−0.1281*** (−13.06)
new	0.0388*** (29.35)	0.1049*** (7.79)	0.0609*** (42.47)
wage	0.3006*** (45.31)	0.2563*** (4.01)	0.3483*** (41.83)
age	0.0007*** (6.48)	0.0006*** (3.63)	0.0010*** (14.12)
sratio	0.3086*** (14.56)	0.1479 (1.34)	0.3025*** (12.26)
常数项	−6.0239*** (−35.26)	−5.3680*** (−6.87)	−5.2289*** (−43.49)
年份效应	是	是	是
行业效应	是	是	是
地区效应	是	是	是
对数似然值	−115 453.34	−1 009.27	−69 854.59
R^2	0.2161	0.4077	0.2622
观测值	570 636	50 771	516 131

注：圆括号内为聚类稳健标准误下的 z 值；***、** 和 * 分别代表 1%、5%和 10% 的显著性水平。

五、出口门槛影响企业出口行为的方式分析

根据新新贸易理论可知，已出口企业出口数量的变化称为企业出口的集约边际；企业出口参与变化，即企业在出口市场上的进入与退出，则称为企业出口的广延边际。为考察出口门槛影响企业出口行为的方式，即出口门槛主要是通过集约边际还是广延边际影响其出口行为，需要进一步对出口数量方程进行估计。由于本文样本中出口企业只占少数，即存在大量的零贸易现象，因而直接对出口数量方程进行 OLS 估计将产生样本选择偏差问题，进而导致估计结果有偏误。Heckman（1979）两步法是一个较为有效解决此类问题的计量方法。具体说来，第一步采用 Probit 方法对出口选择方程（1）进行估计，即考察企业是否选择出口，并由此计算逆米尔斯比 λ；第二步将逆米尔斯比 λ 作为控制变量加入出口数量方程中以纠正样本选择偏误。另外，Heckman 两步法的有效性还需要选择方程中至少包含一个满足排他性约束（exclusive restriction）的解释变量，该变量只影响企业的出口参与决策，不影响其出口的数量。本文选取出口企业数量（exq_{jt}）作为该排他性约束变量。鉴于以上分析，本文需要估计的 Heckman 两阶段模型如下：

$$\Pr(exdum_{ijkt} = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 cutoff_{jt} + \beta X_{ijkt} + \delta exq_{jt} + v_j + v_k + v_t + \varepsilon_{ijkt}) \quad (6)$$

$$export_{ijkt} = \eta_0 + \eta_1 cutoff_{jt} + \gamma X_{ijkt} + \theta\lambda_{ijkt} + v_j + v_k + v_t + \mu_{ijkt} \quad (7)$$

其中，$export_{ijkt}$ 为企业实际出口额加 1 的对数值，企业实际出口额采用工业生产者出厂价格指数以 2000 年为基期对相应的名义量进行平减得到；逆米尔斯比 $\lambda_{ijkt} = \varphi(\cdot)/\Phi(\cdot)$，$\varphi(\cdot)$ 为标准正态分布的概率密度函数，$\Phi(\cdot)$ 则为相应的累积分布函数；出口企业数量 $exq_{jt} = \ln(N_{jt}^{ex})$，即通过对行业 j 第 t 年出口企业数量的水平值 N_{jt}^{ex} 取对数得到。从逻辑上分析，当行业中有越来越多的企业参与出口贸易时，对于其余企业来说，一方面会产生激励与示范效应，促使这些企业参与出口贸易；另一方面可能带来阻碍效应，因为当有更多的企业参与出口竞争时，剩余企业进入出口市场的难度必将增加。因而，出口企业数量的提高对企业出口参与的影响效应究竟为正还是为负，则取决于这两种效应的综合作用。然而企业一旦进入了出口市场，其出口额的多少则主要取决于该企业自身的生产经营状况，包括产品的质量、经营的效率、企业的声誉等，而与行业中出口企业数量的多寡并没有必然的联系。因而，出口企业数量仅影响企业出口选择，并不影响其出口数量，是一个恰当的排他性约束变量。

表 3 报告了 Heckman 两阶段模型的回归结果。出于稳健性的考虑，除了采用之前基于不同行业估算的出口临界生产率之外，本文还采用了基于不同省份估算的出口临界生产率。不同省份由于所处的地理位置不同，贸易成本各异，根据异质性企业贸易理论，这必然导致出口门槛的差异性。表 3 第 2 至第 4 列为基于行业出口门槛的估计结果，第 5 至第 7 列则为基于地区出口门槛的估计结果。第 4 与第 7 列相较于第 3 与第 6 列的区别在于，其在相应的方程中均增加了出口企业数量（*exq*）这一解释变量。之所以给出第 4 与第 7 列的回归结果，目的在于对出口企业数量进行排他性约束检验。从表 3 可以看出，出口企业数量的系数在出口选择方程中均能通过 1%水平的显著性检验，而在出口数量方程中却始终不显著。这意味着出口企业数量仅能影响企业的出口参与决策，而无法影响其出口规模，表明出口企业数量的确是一个合理的排他性约束变量。此外，出口企业数量在出口选择方程中的系数始终为正，表明出口企业数量的增加在行业中主要起激励与示范效应。另外，逆米尔斯比率（λ）的估计系数始终显著为正，表明本文的样本存在明显的选择性偏差问题，采用 Heckman 两阶段估计是十分有必要的。表 3 的回归结果表明，不论是采用出口门槛的何种度量标准，在出口选择方程中，出口临界生产率（*cutoff*）的估计系数始终显著为负，表明出口门槛的提高显著降低了企业的出口参与，从而降低了出口的广延边际；而在出口数量方程中，出口临界生产率的估计系数始终不显著，表明出口门槛的变化并不影响企业的出口规模，从而对出口的集约边际并没有显著的影响。由此可见，出口门槛主要是通过广延边际来影响企业出口行为。随着出口门槛的提高，企业进入出口市场的难度必然增加，因而其出口参与的可能性必然降低，但是企业一旦跨越了出口门槛的限制进入了出口市场，之后其出口量的变化则主要取决于企业自身经营状况的好坏，包括产品的质量、营销的策略、管理的效率等，而不再与出口门槛的高低有必然的联系。

表 3　Heckman 两阶段模型估计结果

解释变量	行业出口门槛			地区出口门槛		
	广延边际	集约边际 A	集约边际 B	广延边际	集约边际 A	集约边际 B
cutoff	−0.0589***	0.0269	0.0163	−0.0784***	−0.0174	−0.0162
	(−3.12)	[0.50]	[0.30]	(−2.98)	[−0.25]	[−0.23]
tfp	1.3708***	2.0415***	2.0679***	1.3708***	2.0211***	2.0457***
	(29.51)	[6.30]	[6.27]	(29.50)	[6.28]	[6.26]
size	−0.4773***	−0.0309	−0.0399	−0.4772***	−0.0243	−0.0327
	(−15.34)	[−0.26]	[−0.34]	(−15.34)	[−0.21]	[−0.28]
klratio	−0.1208***	−0.0199	−0.0219	−0.1208***	−0.0182	−0.0200
	(−12.68)	[−0.63]	[−0.69]	(−12.69)	[−0.58]	[−0.63]
new	0.0613***	0.0661***	0.0673***	0.0612***	0.0652***	0.0663***
	(42.94)	[4.77]	[4.77]	(42.90)	[4.74]	[4.75]
wage	0.3470***	0.7763***	0.7834***	0.3469***	0.7712***	0.7777***
	(42.08)	[8.87]	[8.80]	(42.06)	[8.88]	[8.83]
age	0.0010***	0.0008*	0.0008*	0.0010***	0.0008	0.0008*
	(14.24)	[1.65]	[1.69]	(14.24)	[1.62]	[1.65]
sratio	0.2890***	−0.1541**	−0.1507*	0.2892***	−0.1573**	−0.1543**
	(11.95)	[−1.98]	[−1.93]	(11.96)	[−2.03]	[−1.98]
常数项	−6.9846***	−8.6585***	−8.9486***	−7.1319***	−8.1839***	−8.5618***
	(−31.41)	[−4.29]	[−4.30]	(−36.95)	[−3.92]	
exq	0.1258***		0.1394	0.1156***		0.1414
	(3.61)		[1.40]	(3.31)		[1.43]
λ		1.4844***	1.5108***		1.4633***	1.4881***
		[4.83]	[4.82]		[4.79]	[4.80]
年份效应	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是
对数似然值	−70 970.66			−70 967.51		
准 R^2 或 R^2	0.2752	0.3852	0.3852	0.2751	0.3850	0.3851
观测值	570 627	23 486	23 486	569 991	23 486	23 486

注：圆括号内为聚类稳健标准误下的 z 值，方括号内为聚类稳健标准误下的 t 值；***、** 和 * 分别代表 1%、5%和 10% 的显著性水平。

六、出口门槛对企业出口进入与退出决策的影响是否具有对称性

Melitz（2003）关于出口的门槛效应假说显然意味着出口门槛对企业出口进入与退出决策的影响具有对称性。前文的实证分析表明，随着出口临界生产率的提高，企业出口进入的意愿将显著下降。因而，为了进一步验证出口门槛对企业出口进入与退出的决策是否具有对称性，即随着出口临界生产率的提高，企业退出出口市场的可能性是否也将随之提高，本部分构建了如下出口退出决策实证模型：

$$\Pr(exit_{ijkt} = 1) = \Phi(\omega_0 + \omega_1 cutoff_{jt} + \varphi X_{ijkt} + v_j + v_k + v_t + \xi_{ijkt}) \qquad (8)$$

其中，$exit_{ijkt}$ 为出口退出虚拟变量，若企业 i 在下一年从出口市场退出则取值为“1”，否则取值为“0”。需要注意的是，企业从出口市场退出可能存在两种情形：一是企业从出口市场退出后仍然继续在国内市场从事生产经营，二是企业因经营不

善破产倒闭而被市场所淘汰。两种情形中的任何一种发生，$exit_{ijkt}$ 均取值为“1”。控制变量集合 X_{ijkt} 与（1）式相同。

表 4 报告了出口退出决策模型的估计结果。出于稳健性的考虑，除了给出以工业企业库衡量企业出口退出状态的基准回归结果之外，还给出了 IV-Probit、基于 Levinsohn 和 Petrin（2003）[27] 方法计算得到的全要素生产率（*tfp_lp*）以及出口临界生产率（*cutoff_lp*）、以海关库衡量企业出口退出状态的估计结果。从表 4 中可以看出，四种情形下的出口临界生产率的回归系数均不显著，表明出口临界生产率的变化并不能对企业的出口退出决策产生显著的影响。因此，与 Melitz（2003）的预期相反，出口门槛对企业出口进入与退出决策的影响不具有显著的对称性。原因主要有以下几点：一是出口门槛的提高显著抑制了企业的出口进入，从而使得在位企业在国际市场上面临着较低的出口竞争，进而降低了在位企业出口退出的可能性。二是企业一旦跨越了出口门槛进入国际市场之后，便不会轻易退出，因为一旦退出，先前为进入国际市场所付出的努力与成本将会付之东流。三是影响企业持续出口的因素主要在于产品的质量、企业的声誉等，而出口门槛并不具有显著的影响效应。四是企业可能预期出口门槛的提高只是暂时性的，而非永久性的，比如两国之间的贸易摩擦通常只是在某一段时间比较激烈，在这种情况下，企业可能预期贸易双方最终将会恢复到正常的贸易关系，因而此时可能会采取一种观望的态度，而不会立即从出口市场退出。五是即便可以寻找到替代性市场，但由于必须重新支付出口进入成本，因而企业有可能选择继续停留在原有的市场上，此种情形被称为重复厌恶。六是渠道依赖。进出口渠道一旦建立，进出口双方均将对这一渠道产生依赖，因为寻找新的买家和卖家均将支付额外的成本，因而不仅出口商本身，进口商亦不希望其退出。

控制变量方面，通过与表 1 中的基准估计结果对比可知，全要素生产率、企业规模、资本密集度、国有资本占比对企业出口进入与退出决策的影响均具有显著的对称性，并且除国有资本占比外，这种对称性均十分稳健。新产品产值、人均工资、企业年龄则不具有相应的对称性。其中，新产品产值的估计系数虽然始终为正，但显著性并不稳健。原因在于：虽然新产品的开发增强了企业在出口市场上的竞争力，有利于巩固企业在出口市场上的地位，但是新产品的开发往往需要较高的研发投入，一旦新产品的市场需求不够理想，很可能先前投入的较高研发成本难以收回，从而增加企业出口退出的风险。因此，在这两种截然相反的影响效应综合作用下，新产品产值的变化无法对企业的出口退出决策产生显著性影响。人均工资的回归系数为正，且在 1%的水平上能够通过显著性检验，表明随着人均工资水平的提高，企业退出出口市场的可能性随之增加。原因在于：随着人均工资水平的提高，企业的利润率有可能会随之下降，使得企业用于广告宣传以及国际市场进一步开拓的投入减少，从而增加了企业出口退出的可能性。企业年龄的回归系数为正，但显著性并不稳健。原因在于：在位越久的企业其经营机制越僵化，因而面临较高的出口失败风险，但存续越久的企业又因具有丰富的出口经验，从而可以在一定程度上对冲其出口失败的风险。

表 4　出口门槛对企业出口退出决策影响的估计结果

解释变量	以工业企业库衡量出口退出	*IV-Probit*	*cutoff_lp* 与 *tfp_lp*	以海关库衡量出口退出
cutoff	0.0327 (0.61)	0.0652 (0.54)	0.0046 (0.22)	0.0412 (0.72)
tfp	−0.000006 *** (−3.50)	−0.000006 *** (−3.50)	−0.000002 * (−1.85)	−0.000001 * (−1.89)
size	0.2549 *** (31.86)	0.2548 *** (31.84)	0.3423 *** (60.79)	0.2337 *** (36.51)
klratio	0.1215 *** (15.65)	0.1215 *** (15.65)	0.1351 *** (28.89)	0.1262 *** (18.64)
new	0.0010 (0.38)	0.0010 (0.38)	0.0400 *** (26.33)	0.0045 ** (2.08)
wage	0.1573 *** (10.03)	0.1571 *** (10.03)	0.2999 *** (31.39)	0.1287 *** (10.05)
age	0.0002 * (1.91)	0.0002 * (1.90)	−0.0010 (−1.13)	0.0003 *** (3.18)
sratio	−0.0675 ** (−2.22)	−0.0668 ** (−2.19)	−0.2220 *** (−9.98)	−0.0095 (−0.38)
常数项	−10.4045 *** (−79.77)	−10.8152 *** (−11.30)	−6.6870 *** (−28.35)	−9.8395 *** (−61.51)
年份效应	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是
对数似然值	−12 036.94	137 880.66	−40 364.11	−17 075.06
Wald 检验		0.09 [0.7665]		
第一阶段 F 统计量		42 446.03 [0.0000]		
准 R^2	0.1225		0.2110	0.1227
观测值	563 807	563 807	427 755	582 178

注：圆括号内为聚类稳健标准误下的 z 值，方括号内为 p 值；***、** 和 * 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

七、结论与启示

微观企业的出口参与行为是当前国际经济学实证研究的一个热点话题。现有研究虽然已从多个视角进行了探讨，但目前仍缺乏出口临界生产率这一视角，而从这一视角理解企业的出口决定实质上是以 Melitz（2003）为代表的新新贸易理论的核心要义，因而本文的研究有助于丰富与完善关于企业出口行为的研究。在采用非参的 ROC 方法估算出口临界生产率的基础上，本文首先考察了出口门槛对企业出口参与行为的影响作用，接着进一步对出口门槛影响企业出口行为的渠道（广延边际与集约边际）进行了分析。本文还就出口门槛对企业出口进入与退出决策的影响是否具有对称性这一问题进行了探讨。具体而言，研究结论如下：

第一，出口临界生产率与企业出口参与之间具有显著的负相关关系，即随着出口门槛的提高，企业出口参与的可能性显著下降，包括工具变量估计在内的多重稳

健性检验均支持了这一结论。另外，经过测算可知，出口门槛对企业出口参与意愿影响的平均边际效应为-0.0068，这意味着出口门槛每提高 1%，企业的出口概率将平均下降 0.0068。

第二，出口门槛主要通过出口的广延边际影响企业的出口行为，而对出口的集约边际并没有显著性影响。

第三，与 Melitz（2003）的预期相反，出口门槛对企业出口进入与退出决策的影响并不具有显著的对称性，出口门槛主要影响企业的出口进入，而对企业的出口退出并无显著性影响。

本文对现实的启示：首先，对企业来讲，努力提高生产率水平仍是提高自身出口参与能力的基本途径。在当前美国市场门槛提高的情况下，我国企业应积极寻求其他的替代性市场，如欧洲、东南亚、南美等地区的市场。其次，对政府来讲，应积极推进多种自由贸易协定谈判、促成各种双边与多边自由贸易区的建立，进而为企业创造自由与公平的贸易环境。

[参考文献]

[1] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. Econometrica, 2003, 71 (6): 1695-1725.

[2] MALLICK S, YANG Y. Productivity Performance of Export Market Entry and Exit: Evidence from Indian Firms [J]. Review of International Economics, 2013, 21 (4): 809-824.

[3] 张杰，张帆，陈志远．出口与企业生产率关系的新检验：中国经验 [J]．世界经济，2016 (6)：54-76.

[4] BAS M. Input-trade Liberalization and Firm Export Decisions: Evidence from Argentina [J]. Journal of Development Economics International Economics, 2012, 97 (2): 481-493.

[5] 毛其淋，盛斌．贸易自由化与中国制造业企业出口行为："入世"是否促进了出口参与？[J]．经济学（季刊），2014 (2)：647-674.

[6] TANG H W, ZHANG Y F. Exchange Rates and the Margins of Trade: Evidence from Chinese Exporters [J]. CESifo Economic Studies, 2012, 58 (4): 671-702.

[7] FERNANDES A P, TANG H W. Learning to Export from Neighbors [J]. Journal of International Economics, 2014, 94 (1): 67-84.

[8] MINETTI R, ZHU S C. Credit Constraints and Firm Export: Microeconomic Evidence from Italy [J]. Journal of International Economics, 2011, 83 (2): 109-125.

[9] 阳佳余．融资约束与企业出口行为：基于工业企业数据的经验研究 [J]．经济学（季刊），2012 (4)：1503-1524.

[10] HANSEN B E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93 (2): 345-368.

[11] HANSEN B E. Sample Splitting and Threshold Estimation [J]. Econometrica, 2000, 68 (3): 575-603.

[12] SEO M H, LINTON O. A Smoothed Least Squares Estimator for Threshold Regression Models [J]. Journal of Econometrics, 2007, 141 (2): 704-735.

[13] GAO J, STHEIM D, YIN J Y. Estimation in Threshold Autoregressive Models with a Stationary and a Unit Root Regime [J]. Journal of Econometrics, 2013, 172 (1): 1-13.

[14] VERBEKE W, DEJAEGER K, MARTENS D, HUR J, BAESENS B. New Insights into Churn Prediction in the Telecommunication Sector: A Profit Driven Data Mining Approach [J]. European Journal of Operational Research, 2012, 218 (1): 211-229.

[15] BLANCO A, PINO R, LARA J, RAYO S. Credit Scoring Models for the Microfinance Industry Using Neural Networks: Evidence from Peru [J]. Expert Systems with Applications, 2013, 40 (1): 356-364.
[16] 程天笑, 闻岳春. 融资融券业务个人客户违约概率计量研究 [J]. 金融研究, 2016 (4): 174-189.
[17] HECKMAN J J. Sample Selection Bias as a Specification Error [J]. Econometrica, 1979, 47 (1): 153-161.
[18] YOUDEN W J. Index for Rating Diagnostic Tests [J]. Cancer, 1950, 3 (1): 32-35.
[19] 段连杰. 中国工业企业最优出口阈值的估计—基于非参的 ROC 方法 [J]. 国际贸易问题, 2018 (12): 53-66.
[20] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y F. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economics, 2012, 97 (2): 339-351.
[21] DAI M, MAITRA M, YU M J. Unexceptional Exporter Performance in China? The Role of Processing trade [J]. Journal of Development Economics, 2016, 121: 177-189.
[22] 李春顶. 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 [J]. 世界经济, 2010 (7): 64-81.
[23] 戴觅, 余淼杰, 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.
[24] KRUGMAN P R. Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade [J]. Journal of International Economics, 1979, 9 (4): 469-479.
[25] 彭晓博, 秦雪征. 医疗保险会引发事前道德风险吗? 理论分析与经验证据 [J]. 经济学 (季刊), 2014 (1): 159-184.
[26] 洪俊杰, 刘志强, 黄薇. 区域振兴战略与中国工业空间结构变动—对中国工业企业调查数据的实证分析 [J]. 经济研究, 2014 (8): 28-40.
[27] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. Review of Economic Studies, 2003, 70 (2): 317-341.

(责任编辑 刘建昌)

A Study on Firms' Export Participation: The Perspective of Export Cutoff Productivity

DUAN Lianjie

Abstract: Using China's transaction-level trade data and firm-level production data during 2000—2006, this paper focused on the impact of export cutoff productivity on firms' export participation. The result shows that with the rise of export cutoff productivity, the willingness of firms' participating in export will decline significantly. The multiple robustness tests including instrumental variable estimation all support this conclusion. In addition, the calculation of average marginal effect shows that every 1% increase in export threshold will lead to an average decline of 0.0068 in the probability of firms' export entry. Furthermore, this paper finds that the export threshold mainly affects the extensive margin of firms' export, but has no significant effect on intensive margin. In addition, contrary to Melitz's (2003) expectation, the export threshold has no significant symmetric effect on firms' export entry and exit decisions. It mainly influences the export entry of firms, but has no significant impact on the export exit.

Keywords: Export Cutoff Productivity; Export Participation; Extensive Margin; Intensive Margin; Export Exit