
出口与企业生产率关系的新检验：中国经验

张 杰 张 帆 陈志远*

内容提要 本文在着重考虑企业全要素生产率测算方法、进口、直接与间接出口以及出口贸易方式等因素的基础上,在统一的理论框架内,利用改进的倾向得分匹配方法,系统地检验了出口与生产率的关系。研究发现:首先,中国企业在出口活动中既不存在明显的“自我选择效应”,也不存在显著的“出口学习效应”。其次,间接出口企业或从事加工贸易企业的出口活动不存在显著的“自我选择效应”与“出口学习效应”;直接出口企业或从事混合贸易企业的出口活动存在显著的“自我选择效应”,但这两种类型企业的出口活动只存在相对微弱的“出口学习效应”;只有从事一般贸易的企业,其出口活动存在显著的“自我选择效应”和“出口学习效应”。

关键词 出口 企业生产率 自我选择效应 出口学习效应 加工贸易

一 引言

随着以探究异质性企业出口行为为代表的最新国际贸易理论的兴起(Melitz,

* 张杰:中国人民大学中国经济改革与发展研究院 北京市海淀区中关村大街59号中国人民大学明德国际楼100872 电子信箱:zhangjie0402@ruc.edu.cn;张帆:中国人民大学商学院 电子信箱:rbszhangfan@163.com;陈志远(通讯作者):中国人民大学汉青经济与金融高级研究院 美国宾州州立大学经济系 电子信箱:chenzhiyuan1224@gmail.com。

本文是中国人民大学科学研究基金——中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(12XN1010)“有限赶超与我国对外贸易发展方式转变研究:基于全球贸易规模和利益不平衡成因及转化的新理论”的阶段性研究成果。作者感谢匿名审稿人的建设性意见,当然文责自负。

2003; Melitz 和 Ottaviano, 2008), 大量对不同国别的经验研究, 尝试从各个方面来检验出口和企业生产率的相互关系 (Bernard 和 Jensen, 1999; Bernard 等, 2005; Van Biesebroeck, 2005; Maggioni, 2010)。出口和企业生产率之间的关系, 实质上是理解以产品内分工为特征的全球价值链分工下, 对外贸易对一国经济发展可能所具有重要作用的关键切入点 (Frankel 和 Romer, 1999)。

众多文献从不同角度对出口和中国企业生产率之间的关系进行了研究, 试图发现和解释中国出口与企业生产率的相互关系。然而, 从国内外既有文献的研究结果来看, 出口究竟对中国企业生产率有何种影响以及其中可能的作用机理并未得到可靠和系统的回答, 而且相关研究所得结论相互矛盾。从企业出口行为的“自我选择”效应角度来看, Du 等 (2012) 和 Ma 等 (2014) 指出, 中国内资企业中出口企业的生产率要高于非出口企业, 这与新新国际贸易理论预测相一致。而李春顶 (2010)、Lu 等 (2010) 和 Dai 等 (2016) 的研究却指出, 中国出口企业的生产率要低于非出口企业, 因而可能存在“生产率悖论”现象。他们认为, 加工贸易的存在拉低了出口企业的平均生产率。另外, 还有少量文献为中国企业出口行为的扭曲机制提供了一些有意思的见解, 如朱希伟等 (2005) 通过反向运用 Melitz 模型 (即假设企业在国内销售需要更多的固定成本), 说明国内市场的分割迫使企业被动出口, 最终导致生产边际成本低 (生产率高) 的企业能够覆盖更多的市场, 而边际成本高 (生产率低) 的企业仅能在国外市场销售。张杰等 (2011) 的研究表明中国国内要素市场的扭曲促进了中国企业的出口, 该研究试图说明国内市场扭曲增加了外资企业的相对竞争力, 使国内市场的竞争加剧, 竞争力较弱的本土企业不得不选择竞争程度较低的国际市场销售产品, 只有生产率高的国内企业才能在竞争程度高的国内市场进行销售。

从企业出口行为中的“出口学习效应”角度来看, 张杰等 (2008、2009) 分别利用江苏省和全国范围的工业企业样本进行检验, 结果表明出口学习效应存在, 即出口能够促进中国企业生产率的提升。戴觅和余森杰 (2012) 的检验结果表明, 中国出口企业存在出口学习效应, 而学习效应与企业出口前的研发投入紧密相关。具有持续研发投入的企业有更高的技术吸收能力, 因而能够从出口中获得更大的生产率溢出。进一步, 余森杰 (2011) 针对从事加工贸易的中国企业进行研究, 检验结果也显示出口学习效应在加工贸易中普遍存在。与以上文献结论略有不同的是, Du 等 (2012) 的检验结果发现, 中国内资企业存在明显的学习效应, 而在水资企业中这种学习效应却不显著。这种学习效应与企业所处的行业技术水平与国外行业技术水平的差距相关, 高科技行业中企业的学习效应最为明显, 中等科技水平行业次之, 低科技行业学习效应则不显

著。上述文献为我们深入理解企业出口与生产率之间的关系提供了借鉴,但其结论的矛盾之处说明对企业出口与生产率之间的关系需要更为深入的研究。

既有文献研究结论的矛盾可能与以下三个方面的问题相关。首先,对企业全要素生产率的科学测算。事实上,我们已经认识到出口和企业生产率关系检验结果的差异,很大程度上是与采用不同的测算方法相关。科学地选择生产函数中的状态变量与外生控制变量进行估计,是保证该研究结果可靠性的基础。其次,对进口因素的考虑。Alitomonte 和 Békés(2009)、Muûls 和 Pisu(2009)的研究均指出,在未考虑企业进口活动而估计出口生产率溢价的情形下,极有可能高估或扭曲出口对企业生产率的作用效应。事实上,对小型经济体或发展中国家的相关文献均验证了进口学习效应,即进口会促进企业生产率的提升。Amiti 和 Konings(2007)对印度尼西亚、Kasahara 和 Rodrigue(2008)对智利、Forlani(2010)对爱尔兰、Halpern(2011)对匈牙利等的研究均为进口学习效应假说提供了支持证据。而对中国的研究表明,进口实际上对中国企业生产率的溢出效应更为突出(张杰等,2015)。既有研究发现中间品和资本品的进口对中国企业有两个重要方面的影响:一是由于“进口引致出口”机制的存在,导致中国出口企业中的资本品或中间品进口,提高了出口能力;二是中间品和资本品的进口均对企业生产率的提高具有促进效应,即支持中国企业进口学习效应的存在。在这种情形下估算中国企业出口的生产率溢出效应,如果忽略进口因素的影响,会导致估算结果的不准确和不可靠。因此,准确估计出口对企业生产率的作用,就要剔除进口对企业生产率的作用,从而得到出口对企业生产率溢出效应的准确估计。最后,是否忽略出口贸易方式差异的影响。以加工贸易形式出口是中国企业最为重要的一种出口方式(Yu,2015),1981-2007年加工贸易进出口总额的份额由6.0%上升至48.7%。数据表明,加工贸易是推动中国对外贸易发展的重要动力。而戴觅等(2014)发现加工贸易类型企业出口对生产率变异性的作用效应,存在所谓的“生产率悖论”假说,并对此做了生产率“测量误差”的解读。此外,已有文献在研究出口与生产率关系时并没有区分直接贸易方式与间接贸易方式。Ahn等(2011)的研究指出,贸易中间商的存在对于促进出口活动相当重要。他们的理论模型表明,生产率最低的企业选择不出口,生产率较低的企业选择通过贸易中间商进行间接出口,而生产率最高的企业选择直接出口。有鉴于此,我们有必要考虑不同贸易方式下出口与生产率的关系。

在充分学习和借鉴既有文献的基础上,本文尝试用新的方法和视角解读出口对企业生产率的作用效应。首先,本文借鉴 Kasahara 和 Rodrigue(2008)、Kasahara 和 Lapham(2013)的生产率测算方法,将 OP 估计框架拓展成包含企业进出口决策的估计

框架,从而力求更为准确地估计企业全要素生产率;其次,本文考虑了中国情景下出口贸易方式不同类型的划分:直接出口与间接出口的划分以及一般贸易、加工贸易与混合贸易的划分,结合中国现实问题展开研究;最后,本文力图在统一的计量框架下,运用多元选择概率模型及改进的倾向得分匹配(PSM-DID)方法探究出口与生产率之间的相互作用关系,重新检验出口对中国企业生产率的作用效应。本研究为该领域增加了新的证据,也提供了与既有文献不同的独特发现,同时,拓展了在中国情景下出口和企业生产率之间相互作用关系方面的研究。

本文余下结构安排:第二部分简要介绍本文使用的生产率测算方法;第三部分是数据来源与处理方法;第四部分展示了本文主要采用的计量方法与检验结果;第五部分为结论。

二 企业全要素生产率(TFP)的测算方法与讨论

总体上,可将最近估算企业 TFP 的方法分为三种:Olley-Pakes(1996)(OP)半参数方法、Levinsohn-Petrin(2003)(LP)半参数方法以及 Akerberg-Caves-Frazer(2006)(ACF)半参数方法。不同的估算是导致估计结果有所差异的重要因素,但是就同一估算方法而言,对不同的研究目的和不同的数据库特征,合理地选择控制变量来准确估计生产函数也同样重要。因此,准确估计生产函数要求我们基于数据库特征,正确控制相关重要因素。

为研究出口对于生产率的作用效应,De Loecker(2007)通过在生产函数中加入出口哑变量及其与投资 and 资本存量的交叉项进行估算^①,从而改进了传统的 OP 测算方法。后续的研究开始关注进口对生产率的影响。我们沿用 Kasahara 和 Rodrigue(2008)、Amiti 和 Konings(2007)所使用的生产函数估计框架,将 OP 测算框架改进为包含出口与进口决策。我们假设出口、进口和投资决策都是企业在 $t-1$ 期做出。限于篇幅,具体估计步骤备索。

我们采用 OP 方法而非 LP 或 ACF 估计方法主要基于以下原因。首先,LP 方法构建的出发点就是利用中间投入作为投资的代理变量,从而弱化 OP 方法对投资 $I_{it} > 0$ 的强制要求。但如前所述,企业的进口行为是影响企业生产率的重要因素,由于进口中间品与本国中间品的价格不同,其变化趋势也不相同,因而不能统一利用工业平减指数对中

① 这等价于将出口视为一种生产投入。

间投入 m_{it} 进行平减来获得真实的中间投入。对于加工贸易盛行的发展中国家而言,这一问题尤其严重,因此 LP 方法并不适用本研究。其次,ACF 方法是在考虑劳动力调整时期较长以及调整成本较高的情形下出现估计偏差问题。而从中国的实际情况来看,由于劳动保护制度的相对滞后,这方面的问题并不突出,因此 ACF 方法也不适合中国的实际情形。进一步,从处理问题的能力来看,OP 方法能够解决 C-D 生产函数中企业资产和 TFP 的同时性偏差问题(simultaneity bias)以及非平衡面板数据和企业生存与退出所带来的样本选择性偏差问题(selection bias),还可以避免由中间投入错误平减带来的误差。基于此,我们决定采用改进的 OP 方法来估计生产率。此外,由于直接估计产出方程时中间投入的系数接近于 1,我们采用企业增加值方程进行估算。考虑到行业的异质性,我们对所有 2 分位制造业行业进行了逐个估计,从而估算得到企业 TFP 信息。

三 数据来源与处理

本研究采用中国政府发布的两套统计数据。第一套数据来源于中国海关总署的企业产品层面国际进出口交易的月度数据。这一数据记载了 2000-2006 年每月通关企业的每一条进出口交易信息,包括企业税号、进出口产品的 8 位 HS 编码、进出口数量、价值、目的地(来源地)、交通运输方式。更为重要的是,对于发生的每一条交易,海关都记载了其贸易方式,即加工贸易、一般贸易以及其他贸易类型。因此,通过这一套数据,我们可以直接获取企业进口产品和贸易方式的重要信息。我们将企业每月的数据加总为企业每年的年度数据,并且按照海关数据所提供的出口贸易方式将出口企业划分为 3 种类型:一般贸易类型企业,即企业仅从事一般贸易方式的出口;加工贸易类型企业,即企业仅从事加工贸易方式的出口;混合类型企业,即企业既有一般贸易方式也有加工贸易方式的出口。第二套数据来源于国家统计局 2000-2006 年规模以上工业企业调查数据。该调查数据库涵盖了中国所有的国有企业以及非国有规模以上(即企业年产值超过 500 万元)的工业企业。该数据库包含了来自企业资产负债表、利润表及现金流量表中的 100 多个变量方面的详细信息。

合理构造估计生产函数所需的变量是保证生产函数测算准确的关键,而较为准确地估计企业的资本存量又是重中之重。Brandt 等(2012)针对中国工业企业数据库提供了一套严谨的处理方法,我们根据他们的平减方法计算了企业的增加值^①。真实资

^① 具体操作可以参见 Brandt 等(2012)的研究,该文的详细说明备案。

本存量的估计主要存在以下难题:首先,工业库数据并没有企业的真实固定资产投资;其次,企业仅仅按原始购入价来报告其固定资本存量。根据企业年龄的不同,直接用名义值可能会导致不同程度的系统偏误,Brandt 等(2012)提供了一种估计方法来解决这一问题。我们利用中国《工业经济统计年鉴》更为丰富的固定资本存量数据,更为准确地确定了企业资本存量。该测算方法的具体操作说明备案。

考虑到本文的研究目的,我们将含有企业相关财务信息的工业企业数据库与包含企业进口信息的海关贸易数据库进行合并。具体的合并方法会涉及繁琐的技术处理细节,其原因是企业数据中的企业代码与交易数据中企业税号采用的是两套编码系统,因此即使是同一企业,其在两套数据中的代码也不同。我们按照企业的中文名称对两套数据进行合并。我们也对其他文献所介绍的方法进行了类似合并,但其他合并方法的效率并不优于我们采用的合并方法。合并后的数据包含了所有可以被合并的出口企业与所有的非出口企业^①,共包括 779 722 个观测值的非平衡面板数据。其中 197 070 个观测值来自出口企业,占 2000-2006 年企业调查数据中出口企业观测值的 31.26%。在 197 070 个出口企业的观测值中,一般贸易类型企业的观测值为 98 857 个,占比 50.16%;加工贸易类型企业 29 543 个,占比 14.99%;混合类型企业 57 230 个,占比 29.04%。

由于合并后的数据只包含原企业调查数据中约 31% 的出口企业,一个可能的问题就是合并所带来的样本选择偏误。但我们认为这并不是一个导致偏差的突出问题,其主要原因:我们对比了能够合并的出口企业与不能被合并的出口企业主要特征的描述性统计,从中可以发现,两组出口企业的平均雇员人数、销售额以及生产率水平都非常相似。对合并数据库中样本企业的合理性统计描述可参见 Yu(2015)的研究。此外,选择 2000-2006 年的数据作为研究样本,还有如下原因:一是 2000-2006 年,中国企业特别是本土企业的进出口均处于一个显著的高速增长期;二是中国于 2001 年底加入了 WTO,我们的样本数据涵盖了中国加入 WTO 的前后时期,我们可以更好地观察中国加入 WTO 后各项贸易壁垒的相对降低,对企业出口的影响以及出口对企业生产率的作用效应。事实上,中国加入 WTO 就类似于一次“准自然实验”的外部环境,大量的企业进入出口市场或者进口市场。鉴于此,在这种“准自然实验”的外部环境下,本文所得到的检验结果应更为合理和可靠。

^① 此处汇报的数据为合并后的原始数据。

四 检验结果与分析

我们首先报告企业生产率估算的结果,然后从自我选择和出口学习两个角度检验企业出口和生产率之间的相互作用关系。

(一)企业生产率估计结果

图1显示了生产率测算的趋势性变化以及不控制出口和进口因素,仅控制出口决策与同时考虑出口和进口决策的测算结果。我们发现,与不控制任何进出口因素相比,控制出口与控制出口和进口因素估计的TFP走势十分相似,都在2002年之后呈显著的上升趋势,而这一趋势在不控制出口和进口决策时并不明显。相比于仅仅控制出口因素,进出口双控估算出的生产率水平较低,说明了双控的重要性。

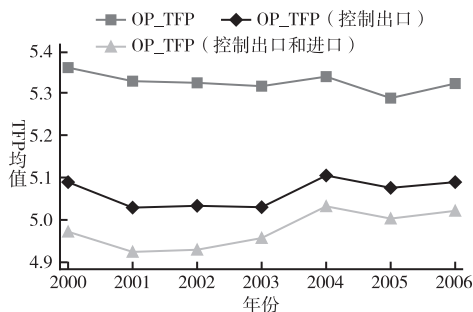


图1 3种方法测算的生产率变化趋势

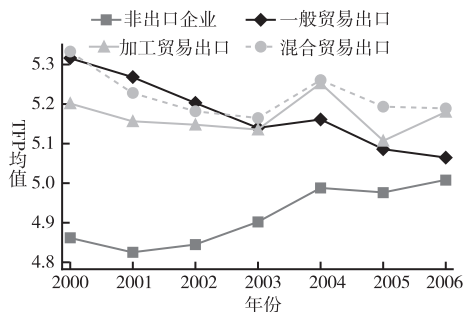


图2 不同贸易方式下的生产率变化趋势

基于已有的文献研究,从不同贸易方式的视角研究中国企业出口与生产率关系非常重要。有鉴于此,我们还报告了不同出口贸易方式企业的TFP走势。图2显示了在样本期间按贸易方式划分的4种类型企业的TFP走势。3种类型的出口贸易企业生产率均高于非出口企业。就样本期间内的总体变化趋势而言,仅有非出口企业的TFP有明显的提升,而3种出口企业(即一般贸易、加工贸易和混合贸易)整体上都没有出现TFP上升的趋势。但4种类型的企业在2003-2004年间的生产率均值均有提升,说明通过出口获得的生产率提升效果是短暂的。

企业是否直接出口被相关研究所忽视,但其却是近来兴起的一个前沿研究领域。Ahn等(2011)的研究指出,贸易中间商在促进中国企业参与贸易方面具有重要的意义,贸易中间商的存在会影响企业的贸易决策,即是否参加间接贸易。他们进一步的

研究发现,大量的中国企业在直接参与国际贸易之前会参与间接贸易。这在某种意义上说明间接贸易具有较低的生产率门槛。Bai 等(2015)针对中国企业的直接出口和间接出口不同贸易模式的经验研究发现,直接出口有助于企业克服出口贸易的沉没成本,通过出口学习效应促进企业生产率的增长。他们得到的结论是,假如中国加入WTO 时没有放开企业直接出口贸易的经营权,其出口数量和出口参与者将降低 30% 和 37%。在借鉴这些文献区分直接和间接出口企业类型识别方法的基础上,依据工业企业数据库提供的企业出口交货值信息,以及海关数据库提供的所有报关企业的相关贸易信息,联合工业企业数据库和海关数据库的出口贸易信息,我们可以较好地识别企业参与出口活动的不同类型。表 1 提供了划分直接贸易企业和间接贸易企业的具体方法,从而得到直接出口企业、间接出口企业 and 非出口企业 3 种不同类型的有效信息。表 2 报告了我们对直接出口、间接出口和非出口企业 3 种不同类型企业基本特征的描述性统计。从中可以发现,直接出口企业在雇员人数、销售总额、资本劳动比以及出口密集度(出口额/企业销售额)方面,均大于间接出口企业,而间接出口企业在这些基本特征方面的数据要大于非出口企业。由此初步看出,直接出口企业、间接出口企业 and 非出口企业 3 种不同类型企业在基本特征方面存在较大的差异。

表 1 直接、间接出口企业的划分标准

数据库	海关数据库		
	出口状态	出口	非出口
工业数据库	出口	直接出口企业	间接出口企业
	非出口	出口代理商	非出口企业

表 2 直接和间接出口企业的基本特征描述

企业类型	雇员人数 (人)	销售总额 (千元)	资本劳动比 (千元/人)	出口密集度 (%)	企业数量所占 比重(%)
直接出口企业	376	1509.34	78.13	46	18.82
间接出口企业	325	1193.17	65.67	22	12.57
非出口企业	287	1009.39	62.34	-	59.61

图 3 展示了直接、间接出口企业 and 非出口企业的生产率走势。我们发现直接出口企业的平均生产率最高,而间接出口企业平均生产率水平在 2003 年之前高于非出口企业,而在此之后却低于非出口企业,尽管两者的差距不大。就变化趋势而言,非出口

企业在样本期间内呈现出上升趋势,而间接贸易企业仅仅在 2003 年之后出现了上升趋势,直接贸易企业在 2003-2004 年表现出平均生产率的增长。这可能说明企业参与直接贸易出口或许不能为企业带来显著的生产率增长。

(二)自我选择效应

为了检验企业出口行为中存在的自我选择效应,我们首先设定如下计量方程:

$$\text{Prob}(\text{export}_{i,t} = 1) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 \text{tfp}_{i,t-1} + \beta_2 \text{size}_{i,t-1} + \beta Z_i)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 \text{tfp}_{i,t-1} + \beta_2 \text{size}_{i,t-1} + \beta Z_i)} \quad (1)$$

上式中, $\text{export}_{i,t}$ 是企业 i 在时期 t 是否出口的哑变量,我们使用了三种类型的哑变量来估计上述方程:第一种是利用工业企业数据库的出口交货值信息定义哑变量,标记为 $\text{ex}(a)$;第二种是仅仅利用海关库的报关记录定义的出口虚拟变量,记为 $\text{ex}(b)$;第三种是综合利用两者的信息来定义出口企业,即任何在工业库或在海关库记录为出口的企业均定义为出口企业,我们记为 $\text{ex}(c)$ 。 $\Phi(\cdot)$ 是正态的累积概率密度函数。 $\text{tfp}_{i,t-1}$ 是企业 i 在 $t-1$ 期的生产率水平,我们分别采用控制出口决策的 OP 方法(记为 $\text{tfp}(a)$)和控制出口、进口决策的 OP 方法(记为 $\text{tfp}(b)$)测算的全要素生产率来估算。 size 代表企业的规模,用企业雇员人数的对数值来衡量。 Z 表示其他类型的控制变量,包括企业的年龄、所有制、地区特征以及年份效应。此外,由于不同行业的生产率并不具有可比性,考虑到 Melitz(2003)等提出的新新贸易理论都基于同一行业来比较出口与非出口企业的生产率差异,为此,我们还控制了 4 分位行业的固定效应,以保证估计结果的可靠性。

表 3A 和表 3B 分别报告了采用不同的生产率测算方法框架得到的估计结果。我们发现,利用两种不同测算方法得到的企业生产率估计结果十分相似。表 3A 和表 3B 中模型(1)的回归结果显示,当仅仅控制生产率时,估计结果显示出自我选择效应;表 3A 和表 3B 模型(2)显示,增加控制变量时,仅仅利用工业库的出口信息并不能证实自我选择效应。相比之下,利用海关库的出口信息和综合利用海关库与工业库合并的出口信息都证实了企业出口决策中存在显著的自我选择效应。其他的控制变量说明

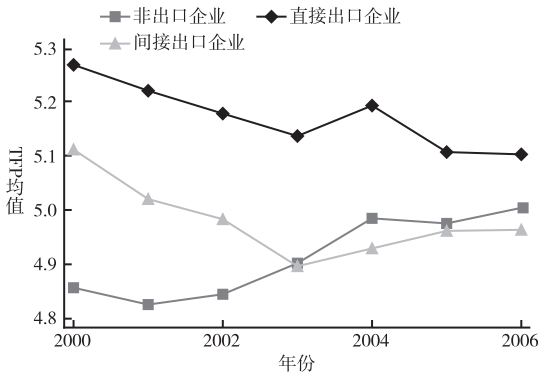


图 3 不同贸易方式企业的生产率变化趋势

说明:图中的 TFP 为控制出口和进口因素估算所得。

表 3A 自我选择效应的检验结果

	$ex(a)$		$ex(b)$		$ex(c)$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$tfp(a)$	1.034*** (0.022)	0.935 (0.620)	1.230*** (0.029)	1.026*** (0.036)	1.107*** (0.027)	0.948*** (0.034)
$size$		1.768*** (0.032)		1.762*** (0.031)		1.771*** (0.034)
age		0.915*** (0.005)		0.913*** (0.005)		0.918*** (0.006)
国有		-3.768*** (0.144)		-3.439*** (0.136)		-3.691*** (0.170)
私人		-2.241*** (0.119)		-2.154*** (0.087)		-2.166*** (0.107)
地区	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
观测值	392 877	392 877	392 877	392 877	392 877	392 877

说明：*、**、***分别表示 10%、5%、1%（双尾）的统计显著性水平。括号内的数值为经过异方差调整的标准误。回归系数均报告的是指数形式的系数。其中，国有性质企业包括国有和集体，私人性质企业包括私人所有和独立法人，对照组是外资性质企业，包括港澳台和外商独资。下表同。

表 3B 自我选择效应的检验结果

	$ex(a)$		$ex(b)$		$ex(c)$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$tfp(b)$	1.041*** (0.023)	0.925 (0.719)	1.208*** (0.025)	1.013*** (0.045)	1.123*** (0.031)	0.962*** (0.038)
$size$		1.779*** (0.034)		1.757*** (0.032)		1.782*** (0.037)
age		0.902*** (0.005)		0.909*** (0.006)		0.926*** (0.009)
国有		-3.413*** (0.154)		-3.104*** (0.165)		-3.326*** (0.187)
私人		-2.181*** (0.095)		-2.562*** (0.114)		-2.472*** (0.103)
地区	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
观测值	392 877	392 877	392 877	392 877	392 877	392 877

规模更大和年龄更大的企业都更加倾向于出口。我们认为,造成表 3A 和表 3B3 种不同定义企业出口信息估计结果差异的原因可能在于,直接利用海关库或者用海关库与工业库合并所得到的企业出口信息,更大程度上反映的是企业是否为直接出口信息,由此我们推测,从事直接出口的企业在出口活动中可能体现较强的自我选择效应。相反,利用工业库所定义的企业出口信息,可能包含了众多企业间接出口信息,由于从事间接出口的企业在出口活动中可能不存在显著的自我选择效应,进而导致利用工业库样本数据的估计结果整体上无法呈现显著的自我选择效应。

为了验证中国企业的自我选择效应是否与企业的直接出口行为相关,一种简单的验证方法是将是否直接出口的决策视为是独立的,然后再进行分组回归。当然,这个方法的可能弊端是过分强调企业具有的异质性特征,而未能将直接出口和间接出口行为在统一的分析框架内进行分析。基于 Ahn 等(2011)的异质性企业理论框架,我们采用多元选择模型来检验企业的自我选择效应。企业出口决策的划分见图 4。

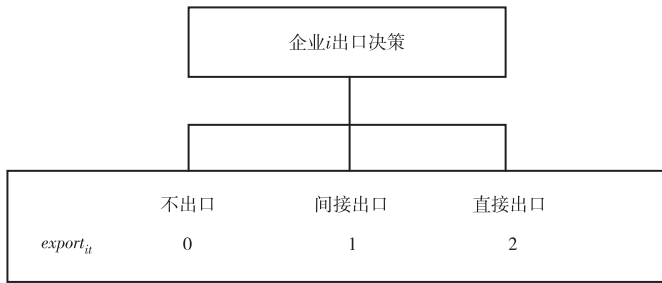


图 4 企业出口决策的划分

由图 4 可知,企业的出口决策被划分为 3 个选项策略:不出口、间接出口与直接出口,我们需要估计企业选择不同选项的概率。为此,我们设定如下多元 logit 模型 (multinomial logit model),具体估计模型设定为:

$$\frac{\text{Prob}(export_{it} = j)}{\text{Prob}(export_{it} = 0)} = \exp(\beta_{0j} + \beta_{1j}tfp_{i,t-1} + \beta_{2j}size_{i,t-1} + \beta_j Z_i) \quad (2)$$

其中 j 取值为 1 或 2,变量的定义与之前相同。我们运用多元 logit 模型的估计结果报告在表 4A 与表 4B 中。表 3A 显示在加入控制变量后,仅仅有直接出口企业显示出显著的自我选择效应,说明笼统地使用出口哑变量会导致研究结论的偏误。这进一步证实了区分出口方式对于研究出口的自我选择效应十分重要。此外,观察控制变量的回归结果可以发现,规模大的企业更倾向于出口。

表 4A 直接、间接出口企业的自我选择效应检验

	mlogit 模型(1)		mlogit 模型(2)	
	直接出口	间接出口	直接出口	间接出口
<i>tfp(a)</i>	0.254 *** (0.036)	0.052 ** (0.024)	0.162 *** (0.027)	-0.021 (0.045)
<i>size</i>			0.749 *** (0.048)	0.478 *** (0.039)
<i>age</i>			-0.145 *** (0.051)	0.357 (0.294)
国有			-3.007 *** (0.113)	-1.239 ** (0.177)
私人			-2.331 *** (0.104)	-0.924 *** (0.226)
地区	是	是	是	是
行业	是	是	是	是
年份	是	是	是	是
观测值	392 877		339 383	

表 4B 直接、间接出口企业的自我选择效应检验

	mlogit 模型(1)		mlogit 模型(2)	
	直接出口	间接出口	直接出口	间接出口
<i>tfp(b)</i>	0.256 *** (0.038)	0.075 *** (0.024)	0.068 *** (0.020)	0.022 (0.047)
<i>size</i>			0.761 *** (0.023)	0.413 *** (0.020)
<i>age</i>			-0.023 *** (0.008)	0.035 (0.89)
国有			-2.789 *** (0.239)	-1.126 *** (0.172)
私人			-2.237 *** (0.164)	-0.934 *** (0.144)
地区	是	是	是	是
行业	是	是	是	是
年份	是	是	是	是
观测值	392 877		339 383	

表 5A 不同贸易方式企业的自我选择效应检验

	mlogit 模型(1)			mlogit 模型(2)		
	一般贸易	加工贸易	混合贸易	一般贸易	加工贸易	混合贸易
<i>tfp(a)</i>	0.235 *** (0.049)	0.249 *** (0.076)	0.351 *** (0.058)	0.091 *** (0.021)	0.005 (0.044)	0.118 *** (0.037)
<i>size</i>				0.672 *** (0.074)	1.076 *** (0.083)	0.924 *** (0.078)
<i>age</i>				-0.015 *** (0.003)	-0.028 *** (0.009)	-0.012 *** (0.004)
国有				-2.307 *** (0.187)	-4.203 *** (0.342)	-3.437 *** (0.204)
私人				-1.715 *** (0.235)	-4.117 *** (0.288)	-3.023 *** (0.405)
地区	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
观测值	392 877			339 383		

表 5B 不同贸易方式企业的自我选择效应检验

	mlogit 模型(1)			mlogit 模型(2)		
	一般贸易	加工贸易	混合贸易	一般贸易	加工贸易	混合贸易
<i>tfp(b)</i>	0.218 *** (0.037)	0.226 *** (0.089)	0.331 *** (0.046)	0.077 *** (0.021)	-0.038 (0.054)	0.065 *** (0.021)
<i>size</i>				0.683 *** (0.055)	1.006 *** (0.063)	0.893 *** (0.096)
<i>age</i>				-0.023 *** (0.005)	-0.015 ** (0.006)	-0.026 *** (0.08)
国有				-2.306 *** (0.348)	-4.205 *** (0.381)	-3.513 *** (0.419)
私人				-1.772 *** (0.275)	-4.023 *** (0.355)	-3.114 *** (0.362)
地区	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
年份	是	是	是	是	是	是
观测值	392 877			339 383		

余森杰(2011)指出,针对中国情景下的企业出口行为来说,从事不同贸易方式的企业显示出不同的自我选择效应。与已有的研究文献有所不同,我们将企业的不同贸

易方式视为是企业进行出口决策时面临的可选择集合,而不是相互独立的选择。为此,采用类似于模型(2)的多元 logit 模型,我们设定包含不同出口贸易方式选择的多元选择模型。表 5A 和表 5B 报告了使用不同方法测算的生产率对上述模型的估计结果,我们发现,仅仅一般贸易和混合贸易体现了较强的自我选择效应。加工贸易企业在加入一系列控制变量之后并不显现出显著的自我选择效应。这一结果揭示了出口企业中存在的“生产率悖论”现象应主要源于加工贸易型的出口企业。

本节的检验结果证实,从整体来看,中国企业的出口行为存在显著的自我选择效应。从区分贸易方式的角度来看,直接出口企业存在自我选择效应,而间接出口企业不存在明显的自我选择效应;一般贸易企业和混合贸易企业存在显著的自我选择效应,而加工贸易企业并不存在显著的自我选择效应。

(三) 出口学习效应

1. 传统 PSM-DID 的估计结果及其可能存在的问题。针对出口对企业生产率是否具有出口学习效应的检验方法,最为常用的当属 De Loecker(2007)的 PSM-DID 研究方法,De Loecker 首次运用 PSM-DID 方法以及逻辑框架检验了斯洛文尼亚企业的出口学习效应,提供了一个新的研究逻辑思路。我们使用 De Loecker(2007)的 PSM-DID 方法,检验中国情景下企业出口是否存在出口学习效应。为了运用匹配方法,De Loecker 定义了出口进入企业和非出口企业,并将出口进入企业作为实验组,非出口企业作为对照组。他利用倾向得分匹配方法将实验组与对照组中的企业进行匹配后,得到生产率变化的差异便是企业通过出口学习获得的生产率提升。作为对照,我们首先仿照其方法估计了中国企业的出口学习效应。为了讨论的方便,我们将企业开始出口的时期标准化为 0 期,之前的时期依次为 -1 期、-2 期……,之后的时期为 1 期、2 期……,依此类推。具体地,我们利用 Probit 模型估计出口决策概率模型来获得企业出口倾向得分:

$$\text{Prob}(start_{i,0} = 1) = \Phi(tfp_{i,-1}, size_{i,-1}, import_{i,-1}, \tilde{Z}_i) \quad (3)$$

其中, $start_{i,0}$ 为企业是否开始出口的哑变量,当企业之前不出口而在当年出口时,该变量取值为 1,否则取值为 0。与出口哑变量衡量企业是否出口不同, $start$ 衡量的是企业是否开始出口。我们选定企业出口前的特征变量包括生产率(tfp)、规模($size$)、进口虚拟变量($import$)。值得注意的是,利用 PSM-DID 方法研究出口对企业生产率作用效应的一类文献,并没有将进口因素作为企业的重要特征变量加以控制,这与已有文献证实的进口学习效应相违背。控制集 \tilde{Z} 中还包含了其他的控制变量,具体包括:

年龄、地区、行业与年份。在获得企业的出口倾向得分之后,我们将出口进入企业与非出口企业进行匹配,并借鉴 DID(Difference-In-Difference)的思想设定当期与出口前一期的生产率水平差分为结果变量,以消除可能的外部宏观经济政策变化冲击导致的估计偏误。为了获得异方差稳健的标准误,我们采用 STATA 软件中的 `teffectspsmatch` 程序进行估计。

表 6 中国企业出口学习效应估计结果

	0	1	2	3
$LBE(a)$	0.0583 *** (0.0085)	0.0703 *** (0.0123)	0.0715 *** (0.0137)	0.0318 *** (0.0146)
$LBE(b)$	0.0421 *** (0.0082)	0.0524 *** (0.0117)	0.0532 *** (0.0129)	0.0240 * (0.0138)

说明:企业开始出口的时期标准化为 0 期,结果变量为当期与出口前一期的生产率水平差分值。 $LBE(a)$ 与 $LBE(b)$ 是分别使用 $tfp(a)$ 与 $tfp(b)$ 的估计结果。括号内为 Abadie-Imbens 异方差稳健的标准误。

表 6 报告了采用 De Loecker 方法针对工业库的估计结果。从中可以发现,无论是否采用考虑进口所测算的企业生产率,均得到了在中国存在显著的出口学习效应的结论,而且还发现,该效应在滞后 3 期的样本持续期内均存在,由此进一步表明了中国情景下出口学习效应可能具有持续性。特别需要注意的是, $LBE(b)$ 的估计结果显示,当测算企业 TFP 的生产函数估计中同时控制出口与进口决策时,估计得到的出口学习效应低于仅控制出口决策估计的生产率测算结果,这说明不控制进口因素会高估出口企业的学习效应。

在运用传统的 PSM-DID 研究方法时,可能存在的一系列问题导致研究结果出现较大的误差。事实上,PSM-DID 方法多使用于截面数据或重复截面数据,而在面板数据中使用较少。客观来看,De Loecker 方法的特点在于在某种意义上避免了直接使用原始出口虚拟变量来识别实验组与对照组所造成的错误匹配。如企业 i 在 l 期不出口 ($export_{il} = 1$),而在 m 期出口 ($export_{im} = 0$),此时匹配程序会不加识别地将 l 期的 i 企业当做实验组,而将 m 期的 i 企业看成对照组。如果两者的倾向得分足够接近,那么就会导致 i 企业在不同时期的观测值发生相互匹配,从而造成估计结果的误差。为了避免此类错误,我们需要重新定义处理组的虚拟变量,以使同一企业只能属于处理组或者控制组。在这种情形下,将企业是否开始出口作为政策冲击可以解决这一问题。但是,从实际样本数据的基本特征来看,这一方法存在如下缺陷。

首先,假定企业出口面临不随时间变化的需求环境和固定成本。在这一假设之下,企业一旦开始出口便会持续出口。这样,企业的生产率变化将归于首次出口的冲击,而未考虑企业在出口之后的产量和出口目的国的调整以及退出出口市场的问题。Blum 等(2013)的研究否认了这一假定,他们的研究指出:第一,大约 1/3 的出口企业选择多次进入和退出出口市场;第二,大部分持续出口的企业选择多次进入和退出某一特定出口目的市场;第三,企业重新进入出口市场一般会出口给同一进口商相同的产品。他们的理论模型说明不断上升的成本和随机需求因素能够解释这一现象。我们在表 7 中统计了出口状态不同的各类企业数量,可以发现,出口进入者(进入不退出)的企业数目仅占总企业数的 4.64%,观测值占比为 6.13%。持续出口的企业,企业数(观测值)占比为 16.75%(17.32);出口后退出出口市场且不再进入的企业,企业数目(观测值)占比为 1.63%(2.02%);反复进出口企业,包括进入后退出企业 1141 家与退出后再进入的企业 628 家,企业占比合计为 1.01% 总观测值占比为 1.69%。这说明企业的出口行为有一定的持续性,但企业根据需求情况与成本进行出口决策的调整不可忽视。单纯假定企业开始进入出口市场这一行为引致的未来生产率变化并不合理。

表 7 不同出口状态的企业统计

	非出口	持续出口	进入不退出	进入后退出	退出不进入	退出后再进入	合计
企业数	132 903	29 312	8112	1141	2860	628	174 956
(%)	75.96	16.75	4.64	0.65	1.63	0.36	100
观测值数	415 986	98 883	35 028	6213	11 517	3405	571 032
(%)	72.85	17.32	6.13	1.09	2.02	0.60	100

说明:根据本文使用的工业库 2000-2006 年数据统计得出,% 表示该类企业所占百分比。

其次,基于第一点的假定,De Loecker(2007)的处理方法过分强调了非出口企业在不同年份特征的相似性。如果仅仅将出口进入企业在开始出口的年份与非出口企业进行匹配,那么很有可能会匹配不同年份的企业。不同年份企业由于成本的不同和市场需求的不同,会出现结构性的差异,这些差异无法直接观测,难以有效控制。此外,仅利用出口进入者和非出口企业对出口学习效应进行估计可能会导致样本的选择性偏误,从而导致错误的估计。由我们的数据信息可以知道,将出口进入者(处理组)和非出口企业(对照组)进行匹配,仅仅利用了 79% 的样本企业,而忽视了其他类型的出口企业。比如,样本期间内持续出口企业占到了总样本观测值的 17.32%,而在 De-

Loecker 的计量框架下,这类企业既不属于出口组,也不属于对照组。

2. PSM-DID 方法的改进与估计结果。为了避免传统 PSM-DID 方法在应用方面可能存在的缺陷,我们在该方法的应用上做了如下改进:第一,利用模型(1)分年计算企业的出口倾向得分,对样本进行分年匹配;第二,对每一年的样本,将出口企业视为处理组,将非出口企业视为对照组;第三,仅仅考虑出口企业当期的学习效应。与 De Loecker(2007)的处理方法不同,本文遵循的理论框架更加接近于 Blum 等(2013)的出口决策模型。我们实际上假定企业每年年初都会根据成本 and 市场需求进行出口决策的调整,而处于不同时期的企业具有结构性的差异。

表 8 改进后的匹配方法对出口学习效应的估计结果

	2002	2003	2004	2005	2006
$LBE(a)$	0.0188 (0.0448)	0.0259 (0.0270)	-0.0534* (0.0309)	0.0801*** (0.0292)	0.0065 0.0147
$LBE(b)$	0.0019 (0.0407)	0.0256 (0.0266)	-0.0563* (0.0313)	0.0586* (0.0341)	-0.0018 0.0143

说明: $LBE(a)$ 与 $LBE(b)$ 是分别使用 $tp(a)$ 与 $tp(b)$ 的估计结果,括号内为 Abadie-Imbens 异方差稳健的标准误。

(1)利用改进的 PSM-DID 方法对总体层面出口学习效应进行检验。我们利用改进后的匹配方法,将工业库的出口哑变量作为实验处理的虚拟变量,估计总体层面的出口学习效应。与之前的处理相同,仍然报告两种生产率的估算结果。表 8 报告 2002-2006 年分年匹配得到出口学习效应的估计结果。可以发现,出口企业相对于非出口企业的生产率变化在每年都存在差异,而且总体上出口企业相比于非出口企业并没有呈现显著的生产率增长趋势。具体来看,仅有 2004 与 2005 年的估计结果在统计意义上显著。其中,2005 年出口企业的生产率增长相比于非出口企业有显著提高,但是,2004 年出口企业的生产率增长却显著低于非出口企业。因此,综合以上信息可以得到的一个初步结论是,我们并没有在中国情景下发现企业出口活动存在显著的出口学习效应。这也说明,由于没有考虑不同时期企业存在的显著差异,使用 De Loecker (2007)的传统方法会严重高估中国企业的出口学习效应。

(2)区分直接、间接出口形式的出口学习效应检验。我们利用改进的匹配方法,在统一的框架内探究直接出口与间接出口企业各自可能具有的出口学习效应。我们假定企业在出口决策时会依据自身的各种能力条件,主动选择直接或间接出口。在这

表9 出口学习效应的检验结果:直接出口与间接出口

年份	2002	2003	2004	2005	2006
直接出口 $LBE(a)$	0.0373 (0.0233)	0.1048 [*] (.0599)	-0.0009 (0.0266)	0.0148 (0.0130)	0.0265 ^{**} (0.0123)
间接出口 $LBE(a)$	0.0357 (0.0288)	0.0581 (0.0620)	-0.0680 ^{**} (0.0313)	-0.0127 (0.0169)	0.0067 (0.0147)
直接出口 $LBE(b)$	0.0294 (0.0230)	0.0921 (0.0608)	-0.0146 (0.0258)	0.0072 (0.0130)	0.0209 [*] (0.0123)
间接出口 $LBE(b)$	0.0445 (0.0283)	0.0649 (0.0630)	-0.0616 ^{**} (0.0305)	-0.0021 (0.0169)	0.0152 (0.0146)

说明:倾向得分使用多元选择模型进行估计,结果变量为当期的生产率与之前的生产率差分变量。 $LBE(a)$ 与 $LBE(b)$ 是分别使用 $tfp(a)$ 与 $tfp(b)$ 的估计结果。

种情形下,可以使用多元选择模型来估计企业直接出口与间接出口的倾向得分,再将两种类型的出口企业与非出口企业进行匹配,从而得到直接出口企业与间接出口企业各自的出口学习效应。我们按照以上改进的PSM-DID方法,将所有的估计结果报告于表9。

从表9可以发现:首先,针对 $tfp(a)$ 的估计结果来看,在直接出口的样本企业组中,出口对企业生产率的作用效应在5个可观察到的持续样本年份中,在2003和2006年两个年份呈现出显著的正向促进效应。相比而言,在间接出口的样本企业组中,出口对企业生产率的作用效应在5个可观察到的持续样本年份中,没有一个年份呈现显著的正向促进效应。而且,2004年的间接出口企业生产率增长相比于非出口企业还出现了更大的下降趋势。其次,针对 $tfp(b)$ 的估计结果来看,在直接出口的样本企业组中,出口对企业生产率的作用效应在5个可观察到的持续样本年份中,只有2006年呈现出显著的正向促进效应。相比而言,在间接出口的样本企业组中,出口对企业生产率的作用效应在5个可观察到的持续样本年份中,仍然没有一个年份呈现显著的正向促进效应。类似地,2004年的间接出口企业生产率增长相比于非出口企业呈现更大的下降趋势。以上的系列检验结果表明,就中国情景下的企业出口行为而言,参与直接出口的企业在一定程度上获得了出口学习效应,而参与间接出口的企业并未获得出口学习效应,相反还呈现出一定程度的出口抑制效应。此外,值得注意的是,在直接出口的样本企业组中,不仅各年份中有显著性的 $LBE(b)$ 数量要少于 $LBE(a)$,而且2006年的显著性也有所降低。这些经验事实深刻说明,不控制企业的进口决策因素可能会高估直接出口企业的出口学习效应。事实上,在中国情景下,进口学习效应的

广泛存在,会通过进口引致出口机制,导致进口学习效应和出口学习之间的联动效应,因此,不控制进口学习效应就会造成对企业出口活动中出口学习效应的高估。而且,这也可能说明,中国直接出口企业在生产率方面的沉没成本优势,可能是依靠高技术含量的中间产品或者先进生产设备资本品的进口行为而获得的。

(3)区分不同贸易方式出口学习效应的检验。企业选择不同出口贸易方式是否具有不同的出口学习效应?现有文献对这一问题并没有引起足够的重视。已有文献或者是研究中国企业的自我选择悖论(李春顶和伊翔硕,2009),或者是单单研究中国企业的出口学习效应(张杰等,2009)。在本节,我们试图在一个逻辑一致的框架里全面评估各类型的出口企业生产率学习效应,结合之前对自我选择效应的估计,我们为中国企业出口与生产率的关系提供更为全面的研究视角。

海关库统计了出口报关企业的各类型出口金额,我们由此可以得到合并企业的出口类型。首先,我们统计了企业的出口贸易方式变化,结果报告在表10中。通过观察可知,企业的出口贸易方式具有一定的持续性,一般贸易、加工贸易与混合贸易之间都存在一定的可转化性,说明这是3种并列的出口贸易方式。

表 10

不同的贸易方式变化

贸易方式(后)(前)	非出口	一般贸易	加工贸易	混合贸易	合计
非出口	415 986	8136	641	509	425 272
一般贸易	2041	46 883	203	2594	51 721
加工贸易	332	256	18 483	2236	21 307
混合贸易	146	2737	1512	10 939	15 334

说明:表中数据为观测值。行表头表示变化前贸易状态,列表头表示变化后的贸易状态,由合并数据统计得到。根据各类贸易方式占出口总额比重进行的贸易方式划分,如一般贸易(加工贸易)出口占到90%以上,则为一般贸易(加工贸易)出口企业,其他为混合贸易出口企业。

基于以上分析,我们采用多处理效应(multiple treatment effects)模型来估计不同贸易方式企业的出口学习效应。我们假定企业在每期期初进行出口决策时可以选择3种出口方式:一般贸易、加工贸易和混合贸易。与之前的操作类似,我们利用多元选择模型估计企业4种贸易决策的倾向得分,然后将各类贸易方式的出口企业与非出口企业进行匹配。我们仍然按年份划分截面进行匹配,区分不同年份来计算出口带来的处理效应。

表 11 出口学习效应:不同贸易方式

	2002	2003	2004	2005	2006
一般贸易 $LBE(a)$	0.0448 (0.0301)	0.0776 *** (0.0211)	0.0405 (0.0409)	0.0425 ** (0.0212)	0.0216 * (0.0122)
加工贸易 $LBE(a)$	0.0476 (0.0443)	-0.0902 (0.0550)	-0.0053 (0.0692)	-0.0028 (0.0717)	-0.0882 (0.1124)
混合贸易 $LBE(a)$	0.0333 (0.0388)	-0.0031 (0.0351)	0.0582 (0.0625)	0.0745 *** (0.0330)	-0.0037 (0.0213)
一般贸易 $LBE(b)$	0.0392 (0.0297)	0.0678 *** (0.0211)	0.0355 (0.0402)	0.0389 * (0.0211)	0.0163 (0.0122)
加工贸易 $LBE(b)$	0.0304 (0.0441)	-0.1062 * (0.0564)	-0.0174 (0.0675)	-0.0147 (0.0734)	-0.1003 (0.1142)
混合贸易 $LBE(b)$	0.0124 (0.0387)	-0.0255 (0.0350)	0.0311 (0.0618)	0.0542 * (0.0328)	-0.0174 (0.0214)

说明:倾向得分使用多元 logit 模型进行估计,结果变量为当期的生产率与之前的生产率差分变量。 $LBE(a)$ 与 $LBE(b)$ 是分别使用 $tfp(a)$ 与 $tfp(b)$ 的估计结果。

表 11 展示了不同贸易方式出口的企业出口学习效应的估计结果。从中可以发现,出口对企业生产率的作用效应呈现出较大的差异性。具体来看,在从事一般贸易的企业样本组中,出口对企业生产率的作用效应在 5 个可观察到的持续样本年份中,有 3 个年份呈现出显著的正向促进效应,而且,这种正向的促进效应表现出特定的时期滞后性。在从事混合贸易的企业样本组中,出口对企业生产率的作用效应在 5 个可观察到的持续样本年份中,只有 1 个年份呈现出显著的正向促进效应。而在从事加工贸易的企业样本组中,出口对企业生产率的作用效应在 5 个年份中的任何一个年份均未呈现显著的正向促进效应,相反,还呈现出一定的负向作用效应。进一步来看,我们还发现采用两种不同估算方法得到的企业生产率不同样本组中,出口对企业生产率作用效应的估计结果基本一致。这样的检验结果说明,无论是否考虑控制进口学习效应对出口学习效应可能造成的高估问题,以上的结论均是稳健的。由此我们可以得到的明确结论是,就中国的现实背景来看,从事一般贸易活动的企业存在显著的出口学习效应,而从事混合贸易活动的企业存在相对较弱的出口学习效应,而从事加工贸易活动的企业并不存在出口学习效应。

五 结语

本文利用中国工业企业数据库与中国海关数据库的合并数据,尝试全面检验中国

企业出口与生产率的关系,所得到的检验结果丰富了该领域的研究成果,为后续研究提供了参考依据。本文与既有研究文献的发现有所不同,所得结论如下:第一,从总体层面来看,中国企业的出口活动既不存在明显的自我选择效应,也不存在显著的出口学习效应;第二,从事间接出口企业的出口活动既不存在显著自我选择效应,也不存在显著的出口学习效应;从事直接出口企业的出口活动存在显著自我选择效应,但其只存在相对微弱的出口学习效应;从事加工贸易企业的出口活动既不存在显著自我选择效应,也不存在显著的出口学习效应;从事混合贸易企业的出口活动存在显著自我选择效应,但只存在相对微弱的出口学习效应;只从事一般贸易的企业,出口活动既存在显著自我选择效应,也存在相对显著的出口学习效应。这些检验结果为重新全面理解中国出口企业与生产率的相互作用关系以及出口对企业生产率的作用效应提供了新的认识。同时,这些结论也可为在统一的理论框架下探讨企业不同类型的出口方式与生产率的关系提供了可行的思考方向。

参考文献:

- 戴觅、余森杰(2012):《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》,《经济学(季刊)》第1期。
- 戴觅、余森杰、Maitra, M. (2014):《中国出口企业生产率之谜:纯出口企业的作用》,《经济学(季刊)》第2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。
- 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。
- 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。
- 余森杰(2011):《加工贸易、企业生产率和关税减免:来自中国产品面的证据》,《经济学(季刊)》第4期。
- 张杰、李勇、刘志彪(2008):《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》,《管理世界》第11期。
- 张杰、李勇、刘志彪(2009):《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》,《管理世界》第11期。
- 张杰、周晓艳、郑文平、芦哲(2011):《要素市场扭曲是否激发了中国企业出口》,《世界经济》第8期。
- 张杰、郑文平、陈志远(2015):《进口与企业生产率:中国的经验证据》,《经济学(季刊)》第3卷。
- 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。
- Akerberg, D. A.; Caves, K. and Frazer, G. “Structural identification of Production Functions.” Unpublished Manuscript, 2006.
- Ahn, J. B.; Khandelwal, A. K. and Wei, S. J. “The Role of Intermediaries in Facilitating Trade.” *Journal of International Economics*, 2011, 84(1), pp. 73-85.
- Alitomonte, C. and Békés, G. “Trade Complexity and Productivity.” IEHAS Discussion Papers 0914, Institute of E-

economics, Hungarian Academy of Sciences, 2009.

Amiti, M. and Konings, J. "Trade Liberalization, Intermediate Inputs and Productivity: Evidence from Indonesia." *The American Economic Review*, 2007, 97(5), pp. 1611-1638.

Bai, X.; Krishna, K. and Ma, Hong. "How You Export Matters: Export Mode, Learning and Productivity in China." *NBER Working Paper*, No. 21164, 2016.

Bernard, A. and Jensen, J. B. "Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both?" *Journal of International Economics*, 47, pp. 1-26, 1999.

Bernard, A.; Jensen, J. B. and Schott, P. K. "Importers, Exporters, and Multinationals: A Portrait of Firms in the U. S. That Trade Goods." *NBER Working Paper*, No. 11404, 2005.

Blum, B. S.; Claro, S. and Horstmann, I. J. "Occasional and Perennial Exporters." *Journal of International Economics*, 2013, 90(1), pp. 65-74.

Brandt, L.; Van Biesebroeck, J. and Zhang, Y. "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing." *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2), pp. 339-351.

Dai, Mi.; Maitra, M. and Yu, M. "Unexceptional Exporter Performance in China? The Role of Processing Trade." *Journal of Development Economics*, Forthcoming, 2016.

De Loecker, J. "Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia." *Journal of International Economics*, 2007, 73(1), pp. 69-98.

Du, J.; Lu, Y.; Tao, Z. and Yu, L. "Do Domestic and Foreign Exporters Differ in Learning by Exporting? Evidence from China." *China Economic Review*, 2012, 23(2), pp. 296-315.

Forlani, E. "Irish Firms' Productivity and Imported Inputs." *Corediscussionpapers*, Université catholique de Louvain, Center for Operations Research and Econometrics (CORE), 2010.

Frankel, J. A. and Romer, D. "Does Trade Cause Growth?" *The American Economic Review*, 1999, 89, pp. 379-399.

Halpern, L.; Koren, M. and Szeidl, A. "Imported Inputs and Productivity." *CeFiG working paper*, Center for Firms in the Global Economy, 2011.

Kasahara, H. and Lapham, B. "Productivity and the Decision to Import and Export: Theory and Evidence." *Journal of International Economics*, 2013, 89(2), pp. 297-316.

Kasahara, H. and Rodrigue, J. "Does the Use of Imported Intermediates Increase Productivity? Plant-level Evidence." *Journal of Development Economics*, 2008, 87, pp. 106-118.

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

Lu, J.; Lu, Y. and Tao, Z. "Exporting Behavior of Foreign Affiliates: Theory and Evidence." *Journal of International Economics*, 2010, 81, pp. 197-205.

Ma, Y.; Tang, H. and Zhang, Y. "Factor Intensity, Product Switching, and Productivity: Evidence from Chinese Exporters." *Journal of International Exporters*, 2014, 92(2), pp. 349-362.

Maggioni, D. "Learning by Exporting in Turkey: An Investigation for Existence and Channels." *Global Economy Journal*, 2010, 12(2), pp. 1515-1524.

- Melitz, M. J. "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica*, 2003, 71(6), pp. 1695-1725.
- Melitz, M. J. and Ottaviano, G. I. P. "Market Size, Trade, and Productivity." *Review of Economic Studies*, 2008, 75(1), pp. 295-316.
- Muûls, M. and Pisu, M. "Imports and Exports at the Level of the Firm: Evidence from Belgium." *The World Economy*, 2009, 32(5), pp. 692-734.
- Olley, S. and Pakes, A. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry." *Econometrica*, 1996, 64, pp. 1263-1297.
- Van Biesebroeck, J. "Exporting Raises Productivity in Sub-Saharan African Manufacturing Firms." *Journal of International Economics*, 2005, 67(2), pp. 373-391.
- Yu, Miaojie. "Processing Trade, Tariff Reductions, and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms." *Economic Journal*, 2015, 125(6), pp. 943-988.

A Re-examination of the Relationship between Export and Productivity: New Micro Evidence from China

Zhang Jie; Zhang Fan; Chen Zhiyuan

Abstract: After reconsidering the TFP measuring methods, firms' imports status, firms' direct and indirect export, and heterogeneous export patterns, which have been neglected by previous studies, this paper systematically reexamines the relation between export and productivity within a unified theoretical framework. We adopt the augmented Propensity Score Matching and Difference in Difference (PSM-DID) method. Our empirical results show that, first, Chinese firms' exporting activities exhibit neither self-selection effect nor learning-by-doing effect. Second, firms in the indirect export industry or processing trade industries do not display remarkable self-selection effect and learning-by-doing effect, while firms in direct trade industry or mixed trade industry display significantly self-selection effect and relatively weak learning-by-doing effect. Only firms in general trade industry show both self-selection effect and learning-by-doing effect significantly.

Key words: export, firm productivity, self-selection effect, learning-by-doing effect, indirect export, processing trade

JEL code: F43, O12, O19

(截稿:2016年1月 责任编辑:李元玉)