

企业出口之动态效应研究

——来自中国制造业企业的经验：2001—2007

金祥荣 刘振兴 于蔚*

摘要 本文对中国企业的出口选择及其学习效应进行研究。结果表明：中国同样存在优质企业做出口的现象；出口会迅速实现企业的规模扩张；出口企业通过出口学习会给企业带来生产率的短期提高，而后出现动态衰减。我们的研究启示是：依附低端制造和外商出口贸易中介的中国企业，通过进入国际市场虽然取得了规模上的快速扩张，但在效率提升上却收获甚微，动态地来看，中国做出口的优质企业可能会演变为更劣质的企业。

关键词 出口，自选择效应，劣质企业

一、引言

近几年来，对出口利益的研究经历了一个视角性的转换过程，越来越多的文献开始从微观角度来研究出口的利益。Bernard and Jensen (1995) 被认为奠定了这一理论分支的基石，他们利用 1976—1987 年美国制造业企业的数据发现了以下两个典型事实：第一个事实是出口企业是稀缺的，这种稀缺性表现在同一行业中只有小部分企业从事出口，例如，1976 年美国的制造业只有 10.4% 的企业从事出口业务，这一比例到 1987 年也只上升到 14.6%；第二个事实是出口企业是同行业中的优秀企业，相对于非出口企业，出口企业在多个维度更为优异 (better performance characteristics)，具体而言，出口企业在规模、生产率水平、资本密集度、工资水平以及福利支出等方面均显著高于非出口企业，以该文所考察的美国为例，出口企业支付的工资平均要高出非出口企业 14%，福利要高出非出口企业将近 1/3，出口企业的全要素生产率要比非出口企业高 4%—18%。在 Bernard and Jensen (1995) 的基础上，学者们利用不同国家的微观数据考察了出口企业相对于非出口企业的绩效优势，结果表明，出口企业优于非出口企业的确是一个普适性事实

* 金祥荣，浙江大学经济学院；刘振兴，浙江大学经济学院、中国建设银行山西省分行；于蔚，浙江大学经济学院。通信作者及地址：刘振兴，杭州市浙大路 38 号浙江大学经济学院 416 室，310027；电话：15034058231；E-mail: qifeijust@126.com。本研究得到国家社科基金重点项目“中西部地区承接产业转移的政策措施研究”（项目编号：09AZD023）的支持，感谢匿名审稿人的宝贵意见，当然文责自负。

(Wagner, 2007)。

围绕着上述出口企业的绩效优势,特别是出口企业与非出口企业在生产率方面的异质性,学界开始探讨出口和企业异质性二者的关系,并形成了两个不同但互不排斥的假说:出口的“学习效应”假说和出口的“自选择效应”假说(Clerides, 1998; Melitz, 2003)。出口的“学习效应”假说认为,企业的出口选择给企业带来了额外的收益,国际市场更为激烈的竞争、出口企业从买方或其他渠道所获取的知识和技术转移、规模经济以及创新激励的增强都会使企业的绩效得以改善,因此,出口行为本身会对企业的绩效产生正向影响。出口的“自选择效应”假说认为,由于贸易成本的存在(例如市场调研、分销和营销体系的建立、员工的培训、产品的改造等),只有最优秀的一部分企业能够在出口市场赢利,而不那么优秀的企业选择供应国内市场,因此,企业的出口内生于企业的优异表现。自上述两个假说提出以后,学界对两个假说进行了数量可观的经验检验(详见Wagner(2007)的综述),尽管相关经验研究所研究的国别各有不同,所采用的方法也不尽相同,但基本上都支持出口的“自选择效应”假说,而对于出口的“学习效应”假说,经验研究并没有得出一个比较一致的结论,也就是说,出口不一定会改善企业的绩效。2008年,来自多个国家的学者组成的研究小组利用统一的方法考察了来自14个国家(包括中国)的样本,也支持上述结论。

出口的“学习效应”在经验研究上所存在的争议提出了进一步研究的必要性,这要求在经验研究的广度上进一步拓展。我们认为,我国作为一个发展中的出口大国,来自中国的经验是不可或缺的一部分。目前,以中国企业为样本研究出口的“学习效应”的文献还相对较少。Karray(1999)是第一篇以中国企业为样本来研究出口和企业绩效关系的文献,该文利用1988—1992年间2105家制造业企业的动态面板数据研究了企业的出口学习效应是否存在,结果表明中国企业出口的学习效应非常显著,企业当年出口比例增加10%,企业下一年的劳动生产率和全要素生产率会分别提高13%和2%,单位成本会下降6%。许斌(2006)利用1998—2000年1000多家不同所有制类型企业的样本考察了出口的“学习效应”和“自选择效应”,研究表明,民营企业出口的“学习效应”显著高于公有制企业和外资企业,但没有证据支持企业出口的“自选择效应”。张杰等(2008)利用江苏省342家制造业企业的调研数据研究了出口对本土企业生产率的影响,发现出口对TFP没有显著影响,但对销售密集度和企业的人均资本有显著的正向影响。张杰等(2009)利用全国1999—2003年规模以上制造业企业数据进一步考察了企业出口的“学习效应”,该文发现出口促进了中国本土制造业企业的生产率的提高,但持续时间可能只有三年。最近,利用中国企业样本的研究发现了一些中国出口企业的特殊性。李春顶(2010)发现了中国出口企业存在“生产率悖论”,反而是低生产率的企业选择出口,路江涌等(2010)年发现生产率最低的外

资企业选择出口，而生产率水平最高的外资企业选择内销，而生产率居中的外资企业同时选择出口和内销。刘振兴等（2011）发现“出口企业优于非出口企业”这一学界共识并不具有普适性，其只适用于内资企业，而不适用于外资企业，同时，其只适用于从事一般贸易的企业，而不适用于从事加工贸易的企业。从上述已有的文献来看，或者采用很小的样本数据进行研究，或者局限于对某一区域的研究，或者相关研究采用的数据的年份较早或者较短，这些局限在一定程度上影响了结论的普适性和适用性，特别是不能反映我国近期的变化。在现有文献的基础上，本文利用2001—2007年中国制造业企业数据全面考察了出口对包括企业生产率在内的企业绩效的影响。

二、数据、指标选取和度量

（一）数据处理

本文的数据来源于工业企业年度数据库¹，该数据库收录了年销售额超过500万元的工业企业的各项指标，如工业总产值、工业增加值、固定资产净值以及就业人数等，其中“出口交货值”一项使我们得以区分企业是否为出口企业。我们选取其中的本土制造业企业作为我们的研究样本²，并对数据进行了以下两方面处理：

1. 删除错误记录

按照已有文献的惯常做法（李玉红等，2008），我们定义以下几种情况为不符合逻辑关系：（1）企业总产值、工业增加值及出口交货值为负；（2）企业的各项投入为负，包括职工人数、中间投入、固定资产原值和固定资产净值；（3）企业固定资产原值小于固定资产净值；（4）工业增加值或中间投入大于总产出。

2. 统一行业口径

由于我国的统计数据从2003年起采用了新的国民经济行业分类，我们根据新旧行业分类代码对照表将2003年以前的数据根据新的国民经济行业分类进行了重新整理³，从而使得数据得以比较。在进行了行业统一后，样本所覆盖的制造业行业涉及所有30个大类、498个小类。

在进行了上述数据处理之后，鉴于本文的重点在于考察出口对企业绩效的动态影响，本文选择存续时间最长的企业作为我们的观测单元，这样，最

¹ 感谢浙江大学民营经济中心在数据方面提供的帮助。

² 参照路江涌（2008）的方法，我们定义企业股权结构中外资（含港、澳、台资）比例小于25%的企业为本土企业。

³ 对于将旧分类的行业进行拆分后并入不同的新行业分类的情况，我们统一将其并入第一次遇到旧行业代码的新分类行业中。

终形成了一个截面为 28 695 家企业、跨期 7 年的平衡面板数据。

(二) 变量的处理和计算

本文所用到的变量主要包括工业总产值、工业增加值、工业品中间投入、年平均就业人数、固定资产净值、固定资产原值、出口交货值及工资水平。对于工业总产值和工业增加值我们利用年度分行业的工业品出厂价格指数进行了平减,其数据来源于《中国工业经济统计年鉴》。对于工资水平,我们用消费者价格指数进行了平减。对于中间品投入,我们分别采用了 2002 年和 2007 年投入产出表以及各行业的价格指数计算了工业中间品投入价格指数,其中,2001—2004 年价格指数的计算采用了 2002 年的直接消耗系数,2005—2007 年价格指数的计算采用了 2007 年的直接消耗系数。资本存量我们采用各企业的固定资产净值,这样受人为干扰较小。⁴

企业的全要素生产率是本文的一个重要指标,为了更为准确地度量企业的生产率,本文采用了 Levinsohn and Petrin (2003) 所使用的方法,该方法的一个优点是能够克服不可观测的生产率(学者观测不到,但企业经营者可以观测到)对企业要素投入的影响,从而克服要素投入的内生性问题(具体计算方法见附录)。

表 1 报告了我们的估计结果,作为参照,我们同时报告了 OLS 和固定效应(FE)的估计结果。⁵为了检验回归结果的稳健性,我们也报告了以工业增加值为产出,以资本和劳动为投入的生产函数的结果。从结果可以看出,在大样本下,三种方法的估计结果相差不大,但正如理论所预测的,在企业的资本投入受到不可观测的生产率的影响的情况下,OLS 方法和 FE 方法倾向于高估资本投入的贡献。

表 1 生产函数估计结果

	因变量(工业总产值)			因变量(工业增加值)		
	OLS	FE	LP	OLS	FE	LP
中间品投入	0.911*** (0.000481)	0.881*** (0.000834)	0.905*** (0.00110)	—	—	—
劳动	0.0526*** (0.000515)	0.0749*** (0.00116)	0.0485*** (0.00116)	0.460*** (0.00188)	0.505*** (0.00333)	0.407*** (0.00435)
资本	0.0414*** (0.000348)	0.0435*** (0.000578)	0.0402*** (0.000724)	0.311*** (0.00124)	0.294*** (0.00171)	0.282*** (0.00501)
观测值	200 865	200 865	200 865	200 865	200 865	200 865

注:***代表 $p < 0.01$,括号内为系数的标准差。

⁴ 我们也采用永续盘存法计算过企业的资本存量(折旧率为 15%),从生产率水平的测算结果来看,二者的差异很小。

⁵ 这三种方法都不损失样本信息,所以估计的样本一致。

三、出口企业比非出口企业更优秀吗？

在文献回顾部分我们已经知道，之所以探讨出口和企业绩效的关系，是因为学界发现出口企业是稀缺的，且出口企业相较于非出口企业有显著的绩效优势，因此，在探讨出口和企业绩效的关系之前，我们首先从静态的角度对出口企业与非出口企业的绩效进行比较。

从表2我们可以看出，出口企业是稀缺的，在同一个行业中，并不是每个企业都从事出口，总体而言，只有近三分之一的企业是出口企业，此外各行业企业的出口参与度差别比较大⁶，出口参与度最高的行业其外向性十多倍于出口参与度最低的行业。⁷

表2 制造业企业出口参与度

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
总体平均	27%	28%	29%	30%	30%	28%	25%
出口参与度最低的行业	7%	7%	7%	6%	7%	6%	4%
出口参与度最高的行业	71%	74%	73%	73%	69%	66%	63%

注释：出口参与度最低的行业2001—2002年为23(印刷业和记录媒介的复制)，2003—2007年为25(石油加工、炼焦及核燃料加工业)，出口参与度最高的行业7年均均为24(文教体育用品制造业)。各行业的出口额通过海关的出口数据整理而得，数据来源于国研网数据库。

为了全面地反映出口企业的绩效优势，本文分别采用总量指标和效率指标来刻画出口企业和非出口企业的差异，总量指标我们选取了工业总产值和企业规模(用年平均就业人数度量)，效率指标我们主要关注出口企业的人均增加值、人均工资以及全要素生产率(TFP)，此外，我们还将人均资本、单位资本增加值作为辅助指标来考察出口企业的绩效优势。在选定指标的基础上，我们借鉴 Bernard and Jensen (1999) 所采用的方法来度量出口企业的优势(Export Premia)，其基本回归模型为

$$\ln Y_i = \alpha_0 + \beta_1 \text{Export}_i + \beta_2 \text{Industry}_i + \beta_3 \text{Province}_i + \beta_4 \ln(\text{Scale}_i) + \beta_5 \text{Ownership}_i + \eta, \quad (1)$$

其中， Y_i 代表企业的绩效， Export_i 代表企业是否出口的虚拟变量， Industry_i 、 Province_i 、 Scale_i 和 Ownership_i 分别代表企业所在四位码行业、所在省份、企业规模以及企业的所有制类型。⁸

表3报告了出口企业在总量和效率两个方面的优势，为了验证出口企业

⁶ 这里我们用两位码定义行业，将行业定义得更细(例如四位码)并不改变这一基本结论。

⁷ 与相关文献(Wanger, 2007)的结论相比，我们国家某些行业的外向性很高，这可能与我国的出口特征有关。首先，我国出口加工贸易约占整个出口贸易约一半；其次，FDI出口占我国出口1/2强，特别是在高新技术领域FDI的出口倾向更高。限于本文的研究主题，我们不对该问题进行深入探讨。

⁸ 为了控制企业所有制对绩效指标的影响，我们采用数据中的“控股情况”来对企业的所有制进行分类，依据对“控股情况”的解释，我们将本土企业所有制分为三类，分别是国有控股、集体控股和私人控股。

优势的稳健性,我们分别选取总样本和年度样本(2001年、2004年和2007年)进行了检验。从表3可看出,出口企业在总量指标上要显著高于非出口企业,出口企业的企业规模要比非出口企业高60%左右,出口企业的工业总产值要比非出口企业高10%左右,这说明出口企业总体上是更大的企业。

表3 出口企业的绩效优势

	所有企业	2001	2004	2007
企业规模	0.583***	0.559***	0.585***	0.660***
工业总产值	0.104***	0.099***	0.102***	0.112***
人均工业增加值	0.058***	0.067***	0.055***	0.033***
资本密集度	0.081***	0.082***	0.063***	0.052***
单位资本增加值	0.049***	0.011***	0.031***	0.074***
人均工资	0.072***	0.081***	0.063***	0.047***
全要素生产率	0.014***	0.017***	0.008***	0.004***
观测值	200 865	28 695	28 695	28 695

注:(1)***代表 $p < 0.01$;(2)在总体回归模型中我们控制了年份虚拟变量;(3)在企业规模回归模型中,控制变量中没有企业规模变量;(4)为了检验全要素生产率优势的稳健性,我们还选择了5%,10%,20%的资本折旧率所计算的生产率进行稳健性检验,不改变系数的方向和显著性。

就效率指标而言,我们可以看出,无论是总样本还是年度样本,出口企业的各项指标均显著高于非出口企业,但各指标的优势幅度差异比较大。特别需要指出的是,出口企业的全要素生产率尽管显著高于非出口企业,但其优势幅度非常小,最高也不超过约1.7%,考虑到学界将全要素生产率作为衡量出口企业是否优于非出口企业的一个重要指标,我们只能认为出口企业略强于非出口企业。此外,从辅助指标看,出口企业的单位资本增加值和人均资本均显著高于非出口企业。

四、优秀的企业选择出口

本部分我们考察出口企业的优异表现是否源于优秀企业选择出口。⁹借鉴 Bernard and Jensen (1999)的方法,我们的回归模型如下:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{i,t+1} + \gamma Y_{i,t+1} + \omega_i + \eta_{it}, \quad (2)$$

其中, Y_{it} 代表企业*i*在*t*期是否出口, $X_{i,t+1}$ 代表可能影响企业出口选择的其他变量,在本模型中我们控制了企业的生产率水平、企业的规模、企业的新产品比率以及企业的资本密集度¹⁰, $Y_{i,t+1}$ 代表企业在前期的出口状态, ω_i 代表不可观测的企业特性, η_{it} 代表白噪声。

⁹ 由于本文更关注的问题是出口后相对于非出口企业在绩效上的动态变化,因此本部分我们没有对企业的出口选择理论进行描述,要详细了解本部分所用计量模型的理论背景,参见 Melitz(2003)。

¹⁰ 加入新产品比率的原因是企业的产品特征可能影响企业的出口选择,例如,某些企业的产品本身可能更符合国外消费者的偏好,该变量由企业的新产品价值除以企业总销售额而得。我们尽量参考国内外文献加入可能影响企业出口的因素,具体可参见路江涌(2008)和 Bernard and Jensen(1999)。

在可供选择的估计方法中（固定和随机效应估计方法，一阶差分广义矩估计法和系统广义矩估计法），我们选择系统广义矩估计法对模型（2）进行估计，这种方法一方面能够更好地处理观测不到的企业特征与其他变量的相关关系，另一方面也特别适用于大 N 小 T 的数据类型（Bond, 2002）。

表4报告了回归结果，从中我们可以看出，企业前一年度的出口会对企业下一年度的出口有显著影响，前一年出口的企业比前一年度不出口的企业在下一年度出口的可能性显著要高，从生产率的角度看，企业前一年度的生产率水平对企业下一年度的出口有显著影响，前一年度企业的生产率水平越高，其下一年度出口的可能性就越大。上述结果表明，在中国同样存在优质企业做出口，劣质企业做内销的“自选择”现象。这可能来源于国内市场和国外市场的异质性，由于国外市场对产品偏好以及产品质量要求的不同，中国企业要进入国际市场，其需要在技术投入以及产品改良方面支付一定的沉没成本。¹¹

表4 企业自选择出口

	回归系数	稳健标准误	z	$P > z$
企业 $t-1$ 期出口哑变量	0.476	0.011	41.840	0.000
企业 $t-1$ 期规模	0.076	0.007	10.530	0.000
企业 $t-1$ 期全要素生产率	0.017	0.003	5.030	0.000
企业 $t-1$ 期人均资本	0.026	0.004	5.820	0.000
企业 $t-1$ 期新产品比率	0.033	0.013	2.670	0.008

Sargan test=92.4(0.462), AR(1)=-3.30(0.00), AR(2)=-0.51(0.61)

注：我们采用 Y 和 X 滞后三阶以及更多阶的滞后变量作为工具变量。

五、出口使企业更优秀吗？

第四部分的结论表明我国的确存在优质企业做出口的现象，但我们更关心的是出口会对企业的绩效产生什么样的影响。之所以探讨这一问题，还缘于我们观察到出口企业的绩效优势在动态上呈现一定程度的规律性变动（见图1），具体而言，出口企业的规模优势有扩大的趋势，而出口企业的效率优势却越来越小，那么出口到底对我国企业产生了怎样的影响？这是本部分将要探讨的问题。

目前，学界主要采用两种方法来考察出口对企业绩效的影响。第一种方法是将样本分成互补并且排斥的组别，例如出口企业 and 非出口企业，进而考察不同组别企业的绩效的动态差异，Bernard and Jensen (1999) 是采用该种方法的代表性文献。第二种方法采用滞后的出口参与虚拟变量对企业的绩效

¹¹ 沉没成本包括很多内容，例如广告宣传、营销渠道建立、产品改良等，从中国企业主要以“代工”为主的出口模式来看，其沉没成本更可能在产品改良方面。

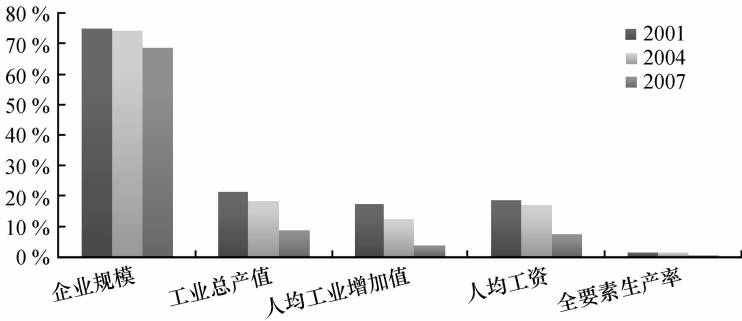


图1 出口企业绩效变动趋势

进行回归,例如 Clerides *et al.* (1998) 采用滞后的出口参与虚拟变量对企业的单位成本进行回归。¹² 由于本文所要关注的是企业出口后绩效相对于非出口企业的动态变化,我们采用第一种方法(下文简称BJ方法)来研究出口对企业绩效的影响,对于 t 期第 i 个企业的绩效,BJ方法采用如下计量模型进行回归:

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i0} + \alpha_2 Z_{i0} + \beta_0 t + \beta_1 D_{i0} t + \beta_2 Z_{i0} t + \omega_i + \eta_{it} \quad (3)$$

其中, Y_{it} 代表企业 i 在 t 期的绩效,例如企业的工资水平,生产率等; D_{i0} 为虚拟变量,表示企业 i 在基期所属的组别,如果 $D_{i0} = 1$,表示企业属于所要研究的组别,如果 $D_{i0} = 0$,表示企业属于所要控制的组别; Z_{i0} 表示基期可被观察到的企业特征向量,例如规模、所属行业等; t 代表时间趋势, ω_i 是不随时间而改变且不可被观测的企业特征; η_{it} 代表随机扰动。在此模型的基础上,企业从 0 期到 T 期其绩效的平均变化率就可以表示为

$$\Delta \ln Y_{iT} = \frac{1}{T} (\ln Y_{iT} - \ln Y_{i0}) = \beta_0 + \beta_1 D_{i0} + \beta_2 Z_{i0} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中, ϵ_{it} 为在该差分模型中, $\Delta \ln Y_{iT}$ 代表企业 i 从 0 期到 T 期绩效的平均变化率, β_1 是我们最关注的参数,其表示的是研究组别和控制组别在绩效平均增长率上的差异,而且我们可以看出不可被观测的企业特征和可观测特征的时间趋势都通过差分被消除了。

在模型设定的基础上,我们首先通过考察企业在一个时点的出口状态对企业在该时点之后的绩效的影响来进行一个初步的分析,回归模型如下:

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_{iT} = & \alpha + \beta_1 \text{Export}_{i0} + \beta_2 \text{Industry}_i + \beta_3 \text{Province}_i \\ & + \beta_4 \text{Inscale}_{i0} + \beta_5 \text{Age}_{i0} + \beta_6 \text{Ownership}_i + \eta_i \end{aligned} \quad (5)$$

¹² 其基本形式为:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 \ln Y_{i,t-1} + \beta_3 X_{it} + \omega_i + \epsilon_{it}$$

其中, $D_{i,t-1}$ 代表企业是否出口的虚拟标量,如果企业在 $t-1$ 出口,那么其值为 1; 向量 X_{it} 代表影响企业绩效的其他因素,例如企业的规模,所属行业以及区域等; ω_i 代表不可观测的企业特征,其不随时间变化; ϵ_{it} 代表随机扰动。

其中, Export_{i0} 代表企业在基期是否出口, Scale_{i0} 分别代表企业在基期的规模, Industry_i , Age_{i0} 、 Province_i , 分别代表企业所属产业、年龄、所在省份和所有制类型。

表5 基期出口状态对企业绩效的动态影响

	T=1	T=2	T=3	T=4	T=5	T=6
工业总产值						
Export _{i0}	0.00407**	0.00546***	0.00624***	0.00408***	0.00194	-0.000582
标准差	(0.00190)	(0.00143)	(0.00130)	(0.00128)	(0.00143)	(0.00186)
企业规模						
Export _{i0}	0.0393***	0.0307***	0.0263***	0.0211***	0.0141***	0.0119***
标准差	(0.00165)	(0.00116)	(0.00102)	(0.000994)	(0.00109)	(0.00140)
人均工业增加值						
Export _{i0}	-0.0316***	-0.0244***	-0.0202***	-0.0164***	-0.0120***	-0.0110***
标准差	(0.00318)	(0.00202)	(0.00167)	(0.00152)	(0.00159)	(0.00197)
人均资本						
Export _{i0}	-0.0549***	-0.0437***	-0.0376***	-0.0305***	-0.0199***	-0.0204***
标准差	(0.00268)	(0.00183)	(0.00157)	(0.00150)	(0.00161)	(0.00205)
单位资本增加值						
Export _{i0}	0.0169***	0.0132***	0.0116***	0.00902***	0.00510***	0.00581***
标准差	(0.00370)	(0.00237)	(0.00192)	(0.00172)	(0.00174)	(0.00198)
人均工资						
Export _{i0}	-0.0203***	-0.0154***	-0.0122***	-0.0111***	-0.00990***	-0.0111***
标准差	(0.00277)	(0.00165)	(0.00130)	(0.00119)	(0.00122)	(0.00150)
全要素生产率						
Export _{i0}	0.00181*	0.000662	-0.000201	-0.000288	-0.000109	-0.0008
标准差	(0.00105)	(0.000629)	(0.000496)	(0.000435)	(0.000446)	(0.000543)

注:(1)***、**和* 分别代表参数在1%、5%和10%的置信度水平下显著;(2)由于回归模型中其他控制变量数目太多,我们没有报告相关结果。

表5 报告了回归结果,从中我们可以得出以下几个结论:(1)基期出口的企业其规模扩张速度和总产值增长速度显著高于基期不出口的企业,特别是企业规模的扩张速度,无论是从短期还是长期来看都要显著高于非出口企业,不过长期来看,其速度优势会减弱;(2)基期出口的企业其人均工业增加值增长速度和人均工资增长速度显著低于基期不出口的企业,这在一定程度上反映了我国企业在进入国际市场之后,会强化企业在低附加值环节的分工,从而导致人均工业增加值增长速度和人均工资增长速度的减缓;(3)基期出口的企业其下一年(T=1)的全要素生产率增长速度较显著地高于基期不出口的企业,除此之外,我们几乎没有发现出口会提高企业全要素生产率的证据;(4)基期出口的企业其人均资本增长速度显著低于基期不出口的企业,而其单位资本增加值的增长速度显著高于基期不出口的企业,结合出口企业在规模扩张(用企业员工数代表)速度上的优势,我们可以看出出口企业的扩张方向是劳动偏向型的,这一点从出口企业在人均工资增长速度和人均工业增加

值增长速度的劣势也可以得到佐证。

上述所作的初步分析考察了企业基期的出口状态对基期以后企业绩效的动态影响,并得到一些有价值的信息,不过,企业在基期的出口状态并没有包含企业出口的历史信息,在出口市场上,有一部分企业可能是新进入出口市场的企业,而有一部分是持续出口的企业,因此,为了更加全面地了解出口对企业绩效的影响,我们选择新进入出口市场的企业和持续出口的企业进行了分别考察(持续不出口的企业作为参照组),以便观察出口经验的积累对企业绩效的影响,借鉴 Bernard and Jensen (1999)的方法,我们对如下模型进行估计:

$$\Delta \ln Y_{iT} = \alpha + \beta_1 \text{Start}_{iT} + \beta_2 \text{Both}_{iT} + \gamma \text{Char}_{i0} + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

其中,

$$\text{Start}_{iT} = 1, \quad \text{如果} (\text{Export}_{i0} = 0) \text{ 且} (\text{Export}_{iT} = 1)$$

$$\text{Both}_{iT} = 1, \quad \text{如果} (\text{Export}_{i0} = 1) \text{ 且} (\text{Export}_{iT} = 1)$$

系数 β_1 和 β_2 分别代表新进入出口市场和持续在出口市场经营的企业在绩效的动态变化方面 ($\Delta \ln Y_{iT}$) 与非出口企业的差异¹³, Char_{i0} 为企业在基期的特征向量,在这里我们控制了企业在基期的规模、所属四位码行业、企业所有制、企业年龄以及所在省份。

表6报告了回归结果,我们可以发现,新进入出口市场和持续出口的企业其企业规模和工业增加值的平均增长速度明显快于非出口企业,而且新进入出口市场的企业其扩张速度要更快。在效率指标的增长速度方面,持续出口的企业其人均工业增加值、人均工资以及全要素生产率增长速度显著低于非出口企业,新进入出口市场的企业其人均工业增加值和人均工资的增长速度也基本上显著低于非出口企业,而其全要素增长速度会在进入国际市场的短期内有一个提升,长期来看则比非出口企业要慢。从新进入出口市场的企业和持续出口企业的效率指标的增长速度的对比来看,持续出口企业效率增长速度要低于新进入出口市场的企业,这说明出口经验的累积不仅没有带来更高的效率增长速度,反而其出口历史越长,效率增长速度越慢。此外,从人均资本和资本生产率的两个指标的增长率来看,出口企业的人均资本增速显著低于非出口企业,而单位资本增加值的增速要高于非出口企业(个别不显著),而且这一效应对于持续出口的企业更为明显,其人均资本增速更慢,单位资本增加值增速更快。

结合表5和表6的结果,我们可以得出这样一个结论,在2001—2007年这一期间内,出口显著提高了企业规模的扩张速度,但基本上没有提高企业的效率增长速度(除了新进入出口市场的企业的全要素生产率会有一个短暂

¹³ 在 $T > 1$ 的情况下,在基期和末期之间,企业的出口状态可能不同,但如果进行完全分类会相当复杂,所以我们采用 Bernard and Jensen(1999)的方法,按基期和末期的出口状态对企业进行了分类。

的提升), 不仅如此, 出口企业的效率增长表现从长期来看比非出口企业还要差, 这一结论与已有的基于中国企业的研究结论相左 (见文献综述部分)。

表6 出口经验与企业绩效的动态变化

	短期(T=2)		中期(T=4)		长期(T=6)	
	进入	持续	进入	持续	进入	持续
工业总产值						
β	0.0551***	0.0201***	0.0489***	0.0218***	0.0546***	0.0234***
标准差	(0.00257)	(0.00155)	(0.00200)	(0.00142)	(0.00268)	(0.00212)
企业规模						
β	0.0639***	0.0481***	0.0562***	0.0410***	0.0564***	0.0362***
标准差	(0.00209)	(0.00125)	(0.00154)	(0.00109)	(0.00200)	(0.00158)
人均工业增加值						
β	-0.0167***	-0.0296***	-0.0137***	-0.0204***	-0.00500*	-0.0124***
标准差	(0.00365)	(0.00220)	(0.00238)	(0.00169)	(0.00285)	(0.00226)
人均资本						
β	-0.0185***	-0.0523***	-0.0182***	-0.0383***	-0.00355	-0.0234***
标准差	(0.00330)	(0.00198)	(0.00234)	(0.00166)	(0.00296)	(0.00234)
单位资本增加值						
β	-0.00500	0.0154***	-0.00150	0.0110***	0.00555*	0.00563**
标准差	(0.00427)	(0.00257)	(0.00270)	(0.00191)	(0.00287)	(0.00227)
人均工资						
β	-0.0127***	-0.0314***	-0.0141***	-0.0225***	-0.0121***	-0.0181***
标准差	(0.00400)	(0.000951)	(0.00276)	(0.000706)	(0.00333)	(0.000898)
全要素生产率						
β	0.004440***	-0.00102	-0.000110	-0.00165**	-0.000659	-0.00147*
标准差	(0.000683)	(0.00113)	(0.000482)	(0.000677)	(0.000622)	(0.000779)

注:***、**和*分别代表参数在1%、5%和10%的置信度水平下显著。

最后, 鉴于已有的一些以新出口企业为样本的文献发现了出口改善企业效率的证据 (例如张杰等, 2009), 为了验证本文结论的适用性或者稳健性, 我们特别选择选择新出口企业做进一步检验, 不同于表5中的新进入企业¹⁴, 我们选择了2001年新成立的企业为考察样本, 之所以选择这样的子样本, 是因为这样完全可以剔除历史积累因素对企业绩效的影响 (在表5和表6中我们通过控制企业的年龄变量来控制历史的影响), 在此基础上, 我们选择2001年不出口、2002—2007年连续出口的企业为实验组以及2001—2007年连续不出口的企业为控制组的样本来检验出口是否会提升新出口企业的绩效增长速度, 回归模型如下:

$$\Delta \ln Y_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Start}_i + \gamma \text{Char}_{it} + \epsilon_{it}, \quad (7)$$

其中, $\text{Start}_i=1$ 代表2001年不出口、2002—2007年连续出口的企业, Start_i

¹⁴ 表5的新进入企业在 $T>1$ 的情况下, 我们没有考虑基期和末期之间企业的出口状态, 这可能会对结论产生影响。

$=0$ 代表 2001—2007 年连续出口的企业, Char_{i0} 为企业在基期的特征向量, 含义与 (6) 式相同, 不再详述。

表 7 报告了回归结果, 从中我们可以看出, 企业在进入出口市场后, 工业总产值增长速度和企业规模扩张速度显著高于非出口企业, 而且持续性较强, 从整个时期来看 ($T=6$), 出口企业的工业总产值平均增长速度要高于非出口企业约 13.8%, 规模扩张平均增速要高于非出口企业 4%。从效率指标的增速来看, 短期而言, 新出口企业的人均工资和人均工业增加值增长速度要显著低于非出口企业, 而全要素生产率增速显著高于非出口企业, 但幅度很小; 长期而言, 新进入出口市场的企业其效率指标增速低于非出口企业。综合而言, 我们可以说, 没有充分的证据表明出口会提升企业效率的增长速度, 但为数不少的证据支持出口会降低企业效率的增长速度。此外, 企业出口后人均资本增速和单位资本增速的变化与表 5 和表 6 所揭示的基本一致。总之, 我们采用新进入企业样本得出的结果表明本文的经验研究结果基本是稳健的。

表 7 出口对企业绩效的动态影响: 新出口企业

	T=1	T=2	T=3	T=4	T=5	T=6
工业总产值						
Start _i	0.599***	0.377***	0.262***	0.252***	0.179***	0.138***
标准差	(0.209)	(0.119)	(0.0857)	(0.0666)	(0.0567)	(0.0491)
企业规模						
Start _i	0.453***	0.207***	0.152***	0.0855**	0.0803**	0.0418
标准差	(0.121)	(0.0726)	(0.0496)	(0.0420)	(0.0370)	(0.0318)
人均工业增加值						
Start _i	-0.183*	-0.213***	-0.150**	0.0954*	-0.338	-0.197
标准差	(0.0995)	(0.0779)	(0.0612)	(0.0536)	(0.254)	(0.147)
人均资本						
Start _i	-0.028***	-0.0955***	-0.0422***	-0.0443	-0.0829	-0.0675
标准差	(0.00272)	(0.0164)	(0.0116)	(0.0920)	(0.0783)	(0.0677)
单位资本增加值						
Start _i	0.218***	0.158***	0.0173	0.118	0.101	0.0914
标准差	-0.0302	-0.0155	(0.116)	(0.0934)	(0.0737)	(0.0701)
人均工资						
Start _i	-0.0852***	-0.0768***	-0.0703	-0.0462	-0.00417	-0.00881
标准差	(0.0237)	(0.0130)	(0.0796)	(0.0601)	(0.0492)	(0.0434)
全要素生产率						
Start _i	0.0667**	0.0662**	0.0463**	0.0447**	0.00117	-0.0725
标准差	(0.0331)	(0.0278)	(0.0202)	(0.0180)	(0.0645)	(0.0487)

注: ***、**和* 分别代表参数在 1%、5%和 10%的置信度水平下显著。

六、总结性评论

本文从企业角度考察了出口对我国本土企业绩效的动态影响。首先, 我

们揭示了出口企业的静态绩效优势，从结果来看，出口企业总体上比非出口企业规模更大，生产率更高。其次，我们考察了出口对我国本土企业绩效的动态影响，我们的研究表明，企业进入国际市场会加快企业的规模扩张速度，而且其扩张方向是劳动偏向型的，就效率的改善而言，我们发现出口只是加快了新出口企业的效率提升速度，但这一效应总体上幅度很小，而且会迅速衰减，对持续出口企业效率指标的动态考察进一步确认了企业出口经验的积累不仅没能促进企业效率更快地提高，反而对企业的效率提升产生了负面影响。对于上出口对企业规模指标和效率指标截然不同的影响，我们认为，其可能的解释有以下三点：

第一，充裕的劳动力降低了企业进行技术升级的动力，依靠劳动力的相对价格较低，出口企业技术升级的动力并不比非出口企业强，这点我们可以从出口企业人均工资的增长速度并不快于甚至慢于非出口企业得到支持，此外，我国的要素价格的扭曲（例如土地、资源以及环境）以及政策方面的出口偏好在一定程度上也降低了出口企业学习和创新的动力，与此同时，出口企业的粗放式增长也不利于人力资本的积累，从而降低了出口企业的学习能力。

第二，我国企业出口的一个显著特征是镶嵌于全球垂直分工体系之中，这一分工模式一方面有利于充分利用我国在要素禀赋的优势，另一方面也弱化了企业家功能，专注于产品的制造和加工使得企业整体上学习曲线较短，特别是在学习效应比较强的高技术产品的生产上，我国在价值链上所处的地位更低（Koopman *et al.*, 2008），这在一定程度上使得企业的学习空间有限，抑制了出口企业生产率的提升空间。

第三，国内在制度上的不完善在一定程度上强化了企业在国际分工中的地位，产权保护，契约履行，以及国内市场一体化程度的不足进一步降低了企业创新的激励，在企业的竞争力的提升缺乏国内制度支撑的情况下，只能依托要素禀赋的优势在国际市场竞争（金祥荣、朱希伟和罗德明，2006；张杰、刘志彪和张少军，2008）。

附录 企业全要素生产率的计算方法

对企业全要素生产率进行估计一个常用的方法是对如下的模型进行回归：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \epsilon_{it}, \quad (A1)$$

其中， y_{it} ， k_{it} ， l_{it} 分别代表对企业*i*在*t*期的增加值、资本存量、就业人数的对数取值， ϵ_{it} 代表随机扰动项，如果 ϵ_{it} 符合经典假设，那么我们可以采用OLS方法获得各参数的估计值并计算企业的全要素生产率水平，如果 ϵ_{it} 会影响企业的要素投入，那么OLS估计量就不再是无偏和有效的，Marschak和Andrews早在1944年就注意到了这一问题，他们认为，至少有一部分生产率的随机冲击（包含在随机扰动项中）可被企业经营者观测到（学者观测不到），如果这一部分可被观测到的随机冲击影响了企业的投入决策，那么随机扰

动项中与要素投入就存在相关性,从而导致难以得到性质优良的参数估计值,如果将 ϵ_{it} 分解为可被观测到的生产率冲击 $\bar{\omega}_{it}$ 和不可被观测的白噪声 η_{it} ,那么需要估计的模型如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \bar{\omega}_{it} + \eta_{it}. \quad (A2)$$

在这种情况下,如果企业根据自身的生产率水平来选择投入,那么至少有部分投入是内生于 $\bar{\omega}_{it}$,这就是企业生产率估计中所面临的内生性问题。

为了克服内生性问题,可供选择的方法主要有固定效应估计法,GMM估计法,OP(Olley and Pakes)估计法和LP(Levinsohn and Petrin)估计法。固定效应方法首先需假定 $\bar{\omega}_{it}$ 不随时间变化($\bar{\omega}_{it} = \bar{\omega}_i$);同时,固定效应方法只利用了时间维度的变动,没有利用截面维度的变动,大量的数据信息未被利用,因此固定效应方法有较大的局限。GMM方法采用滞后的因变量和自变量作为工具变量克服企业投入的内生性,与其他方法相比,由于采用了滞后变量,该方法需要时间跨度更长的面板数据并且早期的数据信息不能得到充分利用,另一个问题是,要选择一个合适的滞后期需要进行不断尝试,如果合适的滞后期比较长,那数据利用率会进一步下降。

OP方法是Olley and Pakes(1996)首次开发的一种克服内生性问题的半参数估计方法,其首先假定企业的当期投资主要取决于当期的生产率水平和资本存量,用函数可以表示为

$$i_{it} = i_t(\bar{\omega}_{it}, k_{it}), \quad (A3)$$

对该函数求反函数,并定义 $h(\cdot) = i^{-1}(\cdot)$,那么,

$$\bar{\omega}_{it} = h_t(i_{it}, k_{it}). \quad (A4)$$

将(4)式代入(2)式,我们要估计的模型则变为

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + h_t(i_{it}, k_{it}) + \eta_{it}, \quad (A5)$$

我们定义

$$\phi_t(i_{it}, k_{it}) = \gamma_k k_{it} + h_t(i_{it}, k_{it}). \quad (A6)$$

那么我们要估计的模型又变为

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} + \phi_t(i_{it}, k_{it}) + \eta_{it}. \quad (A7)$$

对(7)式,OP方法假设 $\phi_t(i_{it}, k_{it})$ 为三阶多项式,可以采用最小二乘法获得1项的系数,然后可以求得 $\phi_t(i_{it}, k_{it})$ 。接着,OP方法通过假设企业全要素的变化遵循一阶马尔科夫过程,那么,

$$\bar{\omega}_{it} = h_t(i_{it}, k_{it}) = g(\bar{\omega}_{i,t-1}) = g(\phi_{t-1} - \gamma_k k_{i,t-1}). \quad (A8)$$

通过(6)和(8)式,我们可以得出要估计的模型为

$$\phi_t(i_{it}, k_{it}) = \beta_0 + \gamma_k k_{it} + g(\phi_{t-1} - \gamma_k k_{i,t-1}) + \mu_{it} + \eta_{it}. \quad (A9)$$

对于(9)式,我们同样采用的三阶多项式来对上式进行估计,从而获得资本项 k 的一致估计值。

OP方法被证明能够有效地克服企业要素投入内生性,成为估计企业生产率的一种重要方法,不过,该方法有一个大的局限,由于其选择投资作为企业生产率(不可被观测部分)的代理变量,导致数据中大量投资为0的个体不能参与估计,从而丢失了大量样本信息,LP方法则在一定程度上对OP方法的局限性进行了克服,该方法通过采用企业的中间投入(原料、电力或者燃料等)作为企业生产率的代理变量,也能够有效地克服企业要素投入的内生性。

综合各种方法的优劣以及本文所采用的数据特征,本文选取LP方法对企业的生产率

进行估计,其主要原因是一方面能克服内生性问题,一方面也能最大限度地利用样本信息。LP方法估计生产率的基本模型如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} h_t + h_t(m_{it}, k_{it}) + \eta_{it}, \quad (A10)$$

其中, $\bar{\omega}_{it} = h_t(m_{it}, k_{it})$, m_{it} 为工业品中间投入,对各参数进行估计方法与OP方法相似,不再详述,具体可参见(Levinsohn and Petrin, 2003)。

参考文献

- [1] Bernard, A., J. Bradford Jensen, and R. Lawrence, "Exporters, Jobs, and Wages in U. S. Manufacturing: 1976—1987", *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 1995, 67—119.
- [2] Bernard, A., and J. Bradford Jensen, "Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both?" *Journal of International Economics*, 1999, 47(1), 1—25.
- [3] Bond, S., "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice", *Portuguese Economic Journal*, 2002, 1(2), 141—162.
- [4] Clerides, S., S. Lach, and J. Tybout, "Is Learning by Exporting Important? Micro-Dynamic Evidence from Colombia, Mexico, and Morocco", *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113(3), 903—947.
- [5] International Study Group on Exports and Productivity, "Understanding Cross-Country Differences in Exporter Premia: Comparable Evidence for 14 Countries", *Review of World Economics*, 2008, 144(4), 596—635.
- [6] Koopman, R., W. Zhi, and S. Wei, "How Much of Chinese Exports is Really Made in China? Assessing Domestic Value-Added When Processing Trade is Pervasive", NBER Working Paper No. 14109, 2008.
- [7] Kraay, A., "Exports and Economic Performance: Evidence from a Panel of Chinese Enterprises", *Revue d'Economie Du Développement*, 1(2), 183—207.
- [8] Levinsohn, J., and A. Petrin, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2), 317—341.
- [9] 李玉红、王皓、郑玉歆, "企业演化:中国工业生产率增长的重要途径", 《经济研究》, 2008年第6期, 第21—42页。
- [10] 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", 《世界经济》, 2010年第7期, 第64—81页。
- [11] 刘振兴、金祥荣, "出口企业更优秀吗?" 《国际贸易问题》, 2011年第5期, 第110—120页。
- [12] Lu, J., Y. Lu, and Z. Tao, "Exporting Behavior of Foreign Affiliates: Theory and Evidence," *Journal of International Economics*, 2010, 81(2), 197—205.
- [13] 路江涌, "企业出口与企业生产效率研究", 载金祥荣等主编《民营化之路——轨迹与现象的理论解释》。杭州:浙江大学出版社, 2008年。
- [14] Melitz, M., "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, 2003, 71(6), 1695—1725.
- [15] Olley, G., and A. Pakes, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, 1996, 64(6), 1263—1297.
- [16] Wagner, J., 2007, "Exports and Productivity: A Survey of the Evidence from Firm-Level Data", *The World Economy*, 30(1), 60—82.

- [17] 许斌,“外贸,外资和中国民营企业的生产率”,载林双林等著《民营经济与中国发展》。北京:北京大学出版社。2006年。
- [18] 张杰、李勇、刘志彪,“出口与中国本土企业生产率——基于江苏制造业企业的实证分析”,《管理世界》,2008年第11期,第50—64页。
- [19] 张杰、刘志彪、张少军,“制度扭曲与中国本土企业的出口扩张”,《世界经济》,2008年第10期,第3—11页。
- [20] 张杰、李勇、刘志彪,“出口促进中国企业生产率提高吗?”,《管理世界》,2009年第12期,第11—26页。
- [21] 朱希伟、金祥荣、罗德明,“国内市场分割与中国的出口贸易扩张”,《经济研究》,2005年第12期,第68—76页。

Dynamic Effect of Exporting: Evidence from Chinese Manufacturing Firms(2001—2007)

XIANGRONG JIN

(*Zhe Jiang University*)

ZHENXING LIU

(*Zhe Jiang University, China Counstruction Bank, Shanxi*)

WEI YU

(*Zhe Jiang University*)

Abstract Based on the firm-level data of Chinese manufacturing industries, this paper investigates which type of firms choose to export and what benefits does exporting bring to the exporters. Firstly, we confirm the “selection effect” which predicts good firms are more likely to enter the export market; Secondly, it appears that exporting speeds up firms’ scale expansion, the “learning effect” uplifts firms’ productivity in the short run but the effect soon diminishes and eventually turns out to be negative. Our empirical results reveal that, Chinese manufacturing export firms, who still focus on low-value-added production and export through trade intermediaries, have gained rapid scale expansion but little productivity growth. Dynamically, those exporters might end up with inferior enterprises.

JEL Classification F10, F14, F43