

出口真的是多多益善吗? ——基于广义倾向得分匹配的再估计

陈勇兵¹, 王晓伟¹, 符大海², 李冬阳¹

(1. 中南财经政法大学 工商管理学院, 湖北 武汉 430073;

2. 中央财经大学 国际经济与贸易学院, 北京 100081)

摘要:生产率是一个企业得以持续发展的内在动力。文章利用2000—2007年工业企业数据库中企业层面数据,采用广义倾向得分匹配方法分析出口强度与企业生产率之间的关系。研究结果表明:出口强度与企业生产率之间存在“倒U形”的关系,即企业生产率随着出口强度的增加先上升后下降;进一步地,我们考察了出口强度对企业生产率的动态影响,发现“倒U形”的关系仍然存在,但是出口强度对于企业生产率的影响会随着时间的推移而递减。

关键词:出口强度;企业生产率;广义倾向得分匹配

中图分类号:F740 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2014)05-0100-12

一、引言

出口与企业生产率之间的关系一直以来都是经济学者们研究的重点,然而自20世纪90年代中期以来,对于该问题的研究经历了一个视角性的转变。以往的文献大多从宏观视角来研究该问题,但近年来,大量文献开始转向微观企业出口的角度。大量经验证据证明出口在中国企业技术进步与企业生产率提高等方面扮演了重要角色(He和Zhang, 2010)。然而,我们也必须承认的一个客观事实是,中国现在仍是以出口技术含量和附加值较低的劳动密集型产品为主,随着近年来劳动力成本的不断上升,中国出口的外生比较优势正在逐渐丧失。再加上受到金融危机的冲击,欧美经济复苏前景不明,中国的出口贸易发展受到严重拖累。由于外需对经济发展产生了较大的冲击,在“十二五”规划中,政策制定者也提出应该转变经济发展方式,将经济发展的重心转向国内需求。从理论上讲,国内需求确实是一国经济发展的根本动力,但在一系列配套性制度改革尚未到位的情况下,迅速提升国内需求规模绝非易事。不可否认,中国出口正面临着外生比较优势日益枯竭而内生比较优势又尚未建立的两难境地。因此,在短期内,中国的经济发展依然要依赖出口,而通过出口提升企业的生产率,进而提升企业在国际市场中的竞争力是当前促进经济可持续发展的重要举措。

对于出口与企业生产率之间关系的研究,从微观层面上看,事关一个企业自身的可持续发展;从宏观层面上看,事关一个国家或地区经济的可持续增长。国外对二者之间关系进行

收稿日期:2014-03-04

基金项目:霍英东教育基金会第十四届高等院校青年教师基金基础性研究课题(141085);国家自然科学基金青年项目(71203239);教育部人文社科青年基金项目(10YJC790029)

作者简介:陈勇兵(1978—),男,湖南耒阳人,中南财经政法大学工商管理学院副教授,博士;

王晓伟(1989—),女,河北邯郸人,中南财经政法大学工商管理学院硕士研究生;

符大海(1980—),男,江苏江阴人,中央财经大学国际经济与贸易学院讲师;

李冬阳(1992—),女,河北唐山人,中南财经政法大学工商管理学院硕士研究生。

实证研究的发起者当属 Bernard 和 Jensen(1995),他们根据 1976—1987 年美国出口企业及其生产率的相关数据分析了出口企业 and 非出口企业之间的差异,研究发现出口企业相较于非出口企业在很多方面(包括生产率)都表现得更加优秀。之后,来自不同国家的事实数据也告诉我们,出口企业的生产率普遍要比非出口企业的生产率高(Clerides 等,1998; Alvarez 和 Lopez,2005)。但是,这并不能说明出口就提高了企业的生产率,企业可能在出口之前就已经拥有了高生产率。目前,学者们主要基于两种不同的猜想来解释为什么出口企业的生产率较高:出口的“自我选择”(self-selection)效应和“出口学习”(learning-by-exporting)效应(Clerides 等,1998; Melitz,2003)。企业出口的“自我选择”效应表明生产率高导致出口,相较于国内市场,企业出口到国外市场需要承担更高的固定成本以及出口沉没成本,如广告宣传、营销渠道的创建、国际物流与管理等,而且企业在国外市场上也会面临更激烈的竞争,因此只有具备高生产率的企业才能够最终参与到国际市场的竞争当中。Bernard 和 Wagner(1997)从动态企业利润最大化出口决策模型出发,运用德国企业面板数据研究发现,企业是否选择出口受到潜在的出口沉没成本的影响,只有生产率高的企业才出口。Melitz(2003)将一般均衡框架引入到垄断竞争的动态产业中,同时在模型中包含了企业生产率差异,其研究结果发现只有生产率较高的企业才会选择进入国际市场,同时贸易的开展还会将生产率较低的企业淘汰。相反,如果出口导致企业生产率的提高,则称之为“出口学习”效应,世界银行在其 1997 年的报告中曾指出,参与出口的发展中国家企业可以接触到最先进的生产技术与管理方式,通过引进国外先进的设备与技术,不断地学习和改进企业自身的生产流程及组织管理,进而提高发展中国家企业的生产率水平。这种生产率的提升既有可能是企业在出口后向国外消费者与供应商学习的结果,也可能是由出口后国际市场更大的竞争压力导致(邱斌等,2012)。Castellani(2002)基于意大利 1989—1994 年 2 898 家企业层面数据,也证实了“出口学习”效应的存在。此外,需要明确的一点是,这两种效应并不矛盾,可以同时成立。Alvarez 和 Lopez(2005)基于智利 1990—1996 年制造业企业层面数据,同时证明了“自我选择”和“出口学习”效应的存在。

目前,针对中国企业的研究文献也在不断丰富。张杰等(2009)利用 1999—2003 年中国本土制造业企业层面微观数据,结合 OP (Olley-Pakes)方法和倾向得分匹配(Propensity Score Matching, PSM)模型,验证了出口通过“出口学习”效应促进了中国本土制造业企业全要素生产率的提高。邱斌等(2012)采用倍差匹配法对中国制造业企业出口行为与生产率之间的因果关系进行了双向检验,发现中国制造业企业同时存在着显著的“出口学习”效应和“自我选择”效应,并且这两种效应均随着时间的推移逐渐增强。钱学锋等(2011)基于 1999—2007 年中国工业企业数据库,发现具备较高生产率的企业会主动选择进入出口市场,而进入出口市场又将进一步促进企业生产率水平的提升。戴觅和余森杰(2011)基于 2001—2007 年中国规模以上制造业企业调查数据估计出口的即期和长期生产率效应,其研究也证实了中国制造业企业存在“出口学习”效应。根据之前的分析,出口对于企业生产率应该具有正向的激励作用,但是也有学者得到了相反的结论:李春顶和赵美英(2010)选取 2007 年中国 30 多万家制造业企业样本检验出口贸易对企业生产率的影响,最终发现出口贸易对于企业生产率存在着负面效应。

以上学者们的研究为我们研究出口与生产率之间的关系提供了借鉴,然而这些文献主要研究企业出口倾向对生产率的影响,企业的生产率不仅取决于其出口与否,同时也取决于企业参与出口的程度。国外已有学者在研究出口强度与企业生产率之间的关系,Liu 等

(1999)发现出口强度会消极地影响企业的生产率;Castellani(2002)研究发现出口强度与企业生产率之间存在着一个正的线性关系;Manjón 等(2013)利用 1990—2008 年西班牙制造业企业数据,采用 PSM 的方法,在控制企业“自我选择”效应的情况下,研究出口强度与生产率(通过“出口学习”效应)之间的关系,其研究结果表明出口强度越高的企业,其生产率增长得也越快。国内也有学者关注到了出口强度的问题,如范剑勇和冯猛(2013)采用基于 PSM 的倍差法考察出口企业生产率的来源,并按照企业的出口强度将企业分为四组来考察不同组别出口强度与企业生产率之间的关系。虽然他们考虑到了出口强度,但是仅按照出口强度进行分组讨论,或直接将出口强度作为自变量加入回归模型中,其结论难以令人信服。由于出口与生产率的关系存在着“自我选择”与“出口学习”两种解释,如果想进一步探讨出口如何影响企业的生产率,那么我们必须控制“自我选择”效应的偏差,但是由于缺乏出口企业不出口的“反设事实”信息,因此通过匹配法,在控制组的样本中选取与处理组尽可能相似的个体来进行比较就可以很好地控制“自我选择”效应。又由于出口强度是一个连续型变量,而 PSM 方法仅适用于变量为 0 或 1 的二值变量,因此,本文采用广义倾向得分匹配(*Generalized Propensity Score, GPS*)方法,在每一个出口强度上研究企业出口活动对其生产率的影响,同时这也是本文的主要贡献所在。据我们所知,目前国内还没有用此方法研究出口与生产率关系的文献,因此本文是对现有文献研究成果的一个有益补充。将出口强度这一连续型变量作为处理变量,更加深入地检验出口强度对企业生产率的连续定量作用效果,以期为提高企业生产率,进而为保证中国出口贸易的可持续发展提供政策参考。

本文基于中国工业企业数据库 2000—2007 年微观层面数据,运用广义倾向得分匹配方法研究出口强度对企业生产率的影响。我们发现 2000—2007 年企业的出口强度主要集中在 0 和 1 两点,且出口强度与企业生产率之间存在“倒 U 形”关系,即当出口强度较低时,企业的生产率随着出口强度的增加而增加,但当出口强度大于拐点值时,出口强度对于企业生产率的影响反而为负,因此,对于企业来说,并不是出口强度越高越好。另外,由于中国纯出口企业存在着明显的特殊性,我们在进一步分析中,用去掉纯出口企业的数据重新进行分析,最终得到了一致的结论。最后,为了考察出口强度对企业生产率的动态影响,我们研究了出口强度与企业未来两期和三期生产率之间的关系,结果发现,“倒 U 形”的关系仍然存在,只是随着时间的推移,出口强度对企业生产率的影响在逐渐减弱。文章其余部分安排如下:第二部分为模型与方法;第三部分为数据处理与计量结果分析;第四部分为进一步的实证分析;最后一部分为结论与小结。

二、模型与方法

GPS 是对倾向得分匹配(PSM)的一种补充和扩展,运用该方法在每一个出口强度水平上研究出口活动对企业生产率的影响,不仅有效处理了“反设事实”问题,而且突破了传统的倾向得分匹配,将处理变量仅限于二元变量的不足。以下给出 GPS 方法的具体介绍:

假设连续型处理变量 D 在区间 $\bar{D}=[d_0, d_1]$ 中取值,结果变量为 Y 。本文中连续型处理变量为企业的出口强度,即企业参与出口市场的程度,结果变量 Y 即为企业生产率变量。根据 Imbens(2000)与 Hirano 和 Imbens(2004)的做法,将二元处理变量情况下的条件独立性扩展为连续型处理变量的情况:

$$Y(d) \perp D \mid X \text{ (对于所有的 } d \in \bar{D} \text{)} \quad (1)$$

其中, $Y(d)$ 为当处理变量 D 取值 d 时的结果值,本文即为当企业出口强度为 d 时所对应的

企业生产率。上述条件表示在控制了向量 X 中所包含的影响因素之后，企业的出口强度与企业的生产率水平是相互独立的，向量 X 中所包含的变量被称作为“匹配变量”，即同时影响企业的出口强度与企业生产率水平的变量。

如果令处理变量的条件概率密度函数为：

$$r(d, x) = f_{D|X}(d | x) \quad (2)$$

那么广义倾向得分 GPS 即为 $R = r(D, X)$ (Hirano 和 Imbens, 2004)，它表示当处理变量 D 取值 $d \in \bar{D}$ 时的概率(控制匹配变量 X 之后)。与倾向得分匹配相似，广义倾向得分匹配也有平衡性检验，对于条件概率密度值相同的样本，处理变量取某值的概率与匹配变量 X 是无关的。在给定匹配变量 X 的情况下，对于每一个处理变量 d ，有：

$$f_D(d | r(d, X), Y(d)) = f_D(d | r(d, x)) \quad (3)$$

该式表示当控制了 GPS 之后，处理变量取值 d 与其对应的结果变量 $Y(d)$ 相互独立。因此，GPS 可以消除所有与协变量相关的偏误。

在上述基础上，Hirano 和 Imbens(2004)提出了实现 GPS 方法的三个步骤：

第一步，在给定匹配变量 X 的情况下，估计处理变量 D 的条件概率密度分布。

本文的处理变量是企业的出口强度，而在实际的样本中，出口强度的分布是高度有偏的(例如在我们所用的数据中，相当大一部分企业出口强度值为零，这表明这些企业并没有参与出口)。根据出口强度这一特殊的分布特征，遵循 Wagner(2001, 2003)，我们采用 Papke 和 Wooldridge(1996)提出的 *Fractional Logit* 模型来估计出口强度的条件概率密度。Papke 和 Wooldridge 假设，对于所有的观测样本 i ，给定协变量 X_i 条件下处理变量 D_i 的期望值为：

$$E(D_i | X_i) = F(X_i \beta) \quad (4)$$

并且对于所有的 $X_i \beta \in R$ ，有 $0 \leq F(X_i \beta) \leq 1$ ，从而保证 D_i 的拟合值在区间 $(0, 1)$ 中，然而，该式也可处理 D_i 的值为 0 或 1 极限值的情况。假设函数 $F(\cdot)$ 是 *Logistic* 分布的累积分布函数，则其表示形式由下式给出：

$$F(X_i \beta) \equiv \Lambda(X_i \beta) \equiv \frac{\exp(X_i \beta)}{1 + \exp(X_i \beta)} \quad (5)$$

很明显，上式并非线性方程，所以我们计划使用准最大似然估计量(QMLE)来估计 β 。根据 McCullagh 和 Nelder(1989)提出的，在广义线性模型框架下对伯努利对数似然方程进行最大化处理，公式如下：

$$L(\beta) \equiv D_i \times \Lambda(X_i \beta) + (1 - D_i) \times (1 - \Lambda(X_i \beta)) \quad (6)$$

根据上式可估计出第 i 个观测样本的概率密度，即 GPS：

$$\hat{R}_i \equiv [(\Lambda(X_i \hat{\beta}))^{D_i} \times [1 - (\Lambda(X_i \hat{\beta}))]^{(1-D_i)} \quad (7)$$

第二步，用处理变量 D_i 和上一步估计出的广义倾向得分 $\hat{R}_i$ 构建模型，计算结果变量 Y_i 的条件期望(本文中指企业生产率)。同样地，根据 Hirano 和 Imbens(2004)，其计算公式为：

$$E(Y_i | D_i, \hat{R}_i) = \alpha_0 + \alpha_1 D_i + \alpha_2 D_i^2 + \alpha_3 \hat{R}_i + \alpha_4 \hat{R}_i^2 + \alpha_5 D_i \hat{R}_i \quad (8)$$

需要指出的是，上式回归用的是普通最小二乘法(OLS)，且加入的最高次项与交互项可以根据具体的情况具体分析，视具体估计结果而定。常数项 α_0 在这里不具备任何经济意义，该式的目的是为了得到估计系数 $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$ ，用以进行下一步估计。

第三步，将上一步得到的回归结果代入到下面的方程中，估计出处理变量为 d 时结果变量的期望值：

$$\hat{E}[Y(d)] = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 d + \hat{\alpha}_2 d^2 + \hat{\alpha}_3 \hat{r}(d, X_i) + \hat{\alpha}_4 \hat{r}(d, X_i)^2 + \hat{\alpha}_5 d \hat{r}(d, X_i)) \quad (9)$$

其中, N 为当处理变量 D 取值 $d \in \overline{D}_s = [d_{0s}, d_{1s}] \subset [d_0, d_1]$ 时的样本企业数。将处理变量的取值范围 $\overline{D} = [d_0, d_1]$ 划分为 s 个子区间 $\overline{D}_s$ ($s=1, 2, \dots, s$), 然后在每个子区间里都估计出企业的出口强度对企业生产率变化的因果效应。将不同取值范围下的因果效应用线连起来, 即得到在整个 $\overline{D} = [d_0, d_1]$ 区间内, 出口强度对企业生产率的因果效应大小与企业出口强度之间的函数关系图。

由上述估计过程可知, 运用 GPS 方法去估计企业出口强度对其生产率影响的因果效应时, 必须首先满足条件独立性假设, 而这一假设是否成立又与选取的匹配变量 X 相关。根据已有文献可知, 匹配向量组 X 所包含的变量应该是既与企业出口强度相关又与企业生产率相关的变量, 因此本文选取以下变量作为匹配变量: (1) 企业生产率水平的未来一期; (2) 企业年龄; (3) 企业规模; (4) 财务状况; (5) 资本密度; (6) 员工平均工资。

三、数据处理与计量结果分析

1. 数据说明

本文的研究数据来源于中国国家统计局的工业企业数据库, 2000—2007 年持续存在的企业数据。在数据处理过程中, 我们剔除了一些指标异常的数据, 首先, 根据 Cai 和 Liu (2009) 的做法, 我们剔除了关键指标如总资产、从业人数、工业产值、固定资产净值和销售额等缺失的数据; 其次, 我们删除了不符合会计原则的观测值, 包括总资产小于流动资产, 总资产小于固定资产净值, 累计折旧小于当期折旧等; 再次, 参考谢千里等 (2008) 的做法, 我们去掉了从业人数少于 8 人的观测值, 因为当一个企业的规模较小时, 那么它的统计数据的可信性会降低; 最后, 剔除了关键指标值异常的观测值, 如总资产、工业销售值、固定资产净值、负债总计、本年应付工资总额、中间投入品、固定资产、工业增加值、实收资本、主营业务收入等不大于 0 的观测值。

出口强度, 也即出口密集度, 衡量企业参与出口市场的程度, 它是反映企业出口与内销决策的重要指标。借鉴田巍和余森杰 (2013) 文章中的定义, 本文将出口强度 ($expshare$) 定义为出口交货值占总销售额的比重, 出口强度的值越高, 表示该企业参与出口市场的程度越高; 出口强度的值越低, 则企业越偏向于内销。本文将出口企业分为三类: (1) 若 $expshare = 0$, 则表示该企业为内销企业, 完全没有出口, 我们称之为非出口企业; (2) 若 $0 < expshare < 1$, 则表示这类企业的产品既在国内销售, 同时也进行出口, 称之为一般出口企业; (3) 若 $expshare = 1$, 则表示该企业生产的产品全部销往国外, 我们定义这种企业为纯出口企业。

图 1 为 2000—2007 年企业出口强度的分布状况, 从图 1-a 中可以很直观地看出, 在样本区间年份中, 中国企业的出口强度呈现出明显的偏态分布, 且主要集中在出口强度为 0 (非出口企业) 的端点, 其次就是出口强度为 1 (纯出口企业) 的部分; 由于非出口企业包含的比重太大, 导致我们不能直观地看到出口企业出口强度的分布状况, 因此, 图 1-b 为去掉非出口企业的数据以后出口强度的分布, 从该图中可以看出, 企业的出口强度集中于两端, 尤其是出口强度为 1 (纯出口企业) 的部分。可见, 纯出口企业在中国出口企业中占据相当大的比重, 这与美国、法国等发达国家的情况完全不同, 在这些国家中, 纯出口企业几乎是不存在的 (Eaton 等, 2011)。为什么会出现这种情况呢? 戴觅和余森杰 (2011) 基于中国 2000—2007 年规模以上工业企业调查数据考察了中国出口企业生产率的表现情况, 发现纯出口

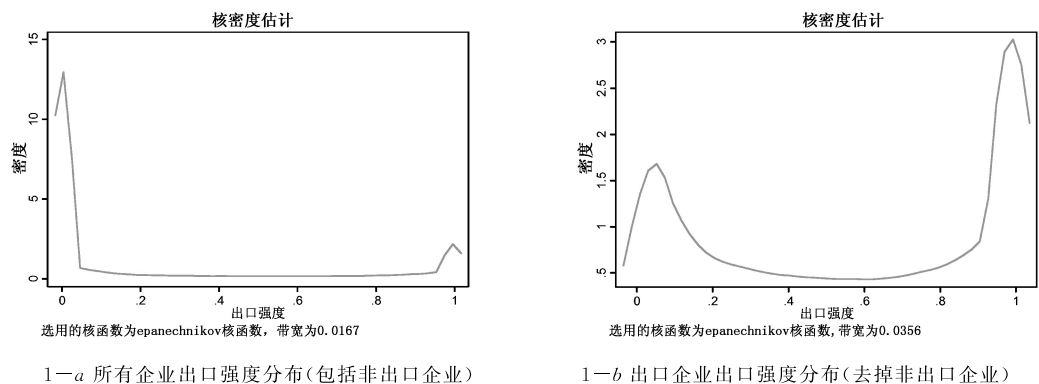


图 1 2000—2007 年连续出口企业出口强度的分布状况

企业与加工贸易有很强的相关性，即中国大量纯出口企业主要从事的是加工贸易。加工贸易的最主要特点就是两头在外和大进大出，原材料和零部件从国际市场上来，制成品到国际市场上去，而只在国内进行简单的加工组装。另外，也正是由于企业出口强度与标准正态分布相差甚远，所以我们在做广义倾向得分匹配时，采用 Papke 和 Wooldridge (1996) 提出的 Fractional Logit 模型来估计出口强度的条件概率密度，这样做可以保证结果的可靠性。

企业生产率的测量方法也存在很多的版本，本文用劳动生产率作为企业生产率的代理变量。本文用到的各个变量的定义及计算方式、描述性统计都详细地在表 1 中列出。由于企业的出口强度对其生产率的影响会存在一个滞后的现象，因此本文在考察出口强度对企业生产率的影响时，选取生产率未来一期的值与出口强度及匹配变量的当期值来进行考察。根据 Imbens (2000)，GPS 方法可以消除因处理组和非处理组在协变量上的差异所存在的所有偏差，因此本文在企业层面上采用 GPS 方法来研究出口强度对企业生产率的影响。此外，我们除了选取可以决定企业出口强度的上述外生变量外，还分别包括了两位数的行业虚拟变量和时间虚拟变量来控制企业因所在行业不同而存在的差异性以及宏观经济状况差异。

表 1 各变量定义及描述性统计

变量	定义	计算方式	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Expshare</i>	出口强度	出口交货值/销售总额	0.217	0.367	0	1
<i>Lage</i>	企业年龄	当前年份－成立年份＋1，取对数	2.63	0.722	0	7.602
<i>Size</i>	企业规模	从业人员的对数	5.47	1.142	2.079	12.000
<i>Finance</i>	财务状况	负债总计/资产总计	0.58	0.277	9.00e－06	15.116
<i>Cap_density</i>	资本密度	固定资产/从业人员，取对数	3.95	1.240	－5.08	14.224
<i>Lavr</i>	员工平均工资	(应付工资＋应付福利) /从业人员，取对数	2.49	0.660	－7.371	11.226
<i>Lp_1</i>	劳动生产率的未来一期	平减后的工业增加值 /从业人员，取对数	3.97	1.030	0.002	13.400

2. 计量结果分析

Fractional Logit 是 Logistic 分布的一种，并且是由伯努利分布规范形式衍化而来的，在伯努利概率分布函数中，每个企业都是独立的决策个体，决定是否出口、出口多少，每个企业对应的出口强度期望值可以看成是企业出口占其全部产品的概率，而企业的实际出口强度是其出口交货值占其总销售额的百分比。表 2 列出了总年份以及各个年份的 Fractional Logit 模型回归结果，从 Fractional Logit 模型的拟合优度来看，即 AIC 指标，可以看出该

模型拟合得较好,由于每一列回归结果的符号及显著性都是一样的,因此我们以第(1)列为例来进行介绍。从第(1)列的回归结果可以看出,企业的年龄对于出口强度存在显著的负效应,这是因为企业的年龄越大,那么它对于国内市场会更加熟悉,中国的人口占据了世界人口的 1/5,巨大的国内市场可以为企业带来丰厚的利润,并且往往出口产品的价格会低于国内市场的价格,因此对国内市场熟悉的企业会优先选择占据国内的市场份额;而新成立的企业由于受到国内市场分割等影响,更倾向于选择将产品出口到国外市场。此外,企业的规模与出口强度之间存在正向的关系,即规模越大的企业出口越多,而规模越小的企业出口越少;企业财务状况的系数符号为负,这表明负债越少、资产越充裕的企业越倾向于将其产品大量销往国外;企业资本密度的对数与出口强度同样成反比,表明企业的资本密集度越高,那么企业的出口强度越低,原因可能是中国出口企业主要是加工贸易企业,而这些行业往往是劳动密集型行业;最后,企业的出口强度随着员工平均工资对数的增加而增加,这表明企业员工的平均收入越高,那么该企业越倾向于出口。

表 2 出口强度的决定因素—Fractional Logit 模型回归结果

	(1) 2000—2006 年	(2) 2000 年	(3) 2001 年	(4) 2002 年	(5) 2003 年	(6) 2004 年	(7) 2005 年	(8) 2006 年
<i>Lage</i>	-0.450 *** (0.007)	-0.448 *** (0.018)	-0.447 *** (0.018)	-0.486 *** (0.020)	-0.461 *** (0.020)	-0.383 *** (0.019)	-0.425 *** (0.021)	-0.442 *** (0.022)
<i>Size</i>	0.355 *** (0.004)	0.331 *** (0.013)	0.332 *** (0.013)	0.359 *** (0.013)	0.353 *** (0.013)	0.355 *** (0.012)	0.372 *** (0.012)	0.383 *** (0.012)
<i>Finance</i>	-0.721 *** (0.024)	-0.662 *** (0.062)	-0.707 *** (0.069)	-0.722 *** (0.071)	-0.765 *** (0.059)	-0.769 *** (0.064)	-0.732 *** (0.061)	-0.684 *** (0.062)
<i>Cap_density</i>	-0.251 *** (0.005)	-0.210 *** (0.013)	-0.205 *** (0.013)	-0.228 *** (0.013)	-0.246 *** (0.013)	-0.273 *** (0.013)	-0.296 *** (0.013)	-0.313 *** (0.013)
<i>Lavr</i>	0.464 *** (0.009)	0.511 *** (0.026)	0.419 *** (0.027)	0.452 *** (0.025)	0.428 *** (0.024)	0.466 *** (0.027)	0.476 *** (0.026)	0.552 *** (0.026)
AIC	0.735	0.740	0.743	0.733	0.732	0.746	0.735	0.728
观测值	211043	30149	30149	30149	30149	30149	30149	30149
是否控制行业	是	是	是	是	是	是	是	是
是否控制年份	是	否	否	否	否	否	否	否

注:*** 表明在 1%的水平上显著,括号内为标准差。

在上述模型回归的基础上,首先基于式(7)计算企业达到某一出口强度的概率,然后根据企业出口强度及其 GPS 的二次方建模式(8)估计企业生产率的条件期望,最后在细分的出口强度及其对应的 GPS 下由式(9)得到企业生产率在每一出口强度下的结果反应函数。由于 GPS 模型很好地控制了协变量的差异,此时企业生产率的增长(或减少)可以解释为企业出口强度的变化对其生产率的因果效应。

具体到本文中,图 2 分别列出了 2000—2006 年各年的企业出口强度对企业生产率的“剂量反应”函数。从图 2 中可以看出,每一年的企业出口强度对其生产率的影响都大致相当,出口强度与企业生产率之间存在“倒 U 形”的关系,即当出口强度低于拐点值时,随着出口强度的升高,企业的生产率是在不断增加的,且增长得较快;然而,当出口强度高于拐点值时,企业的生产率会随着出口强度的增大而逐渐地减小。这说明出口强度可以在一定程度上改善企业的生产率,存在着使企业生产率达到最高的出口强度的最优拐点,即“最优出口强度”。同时,这也从另一方面说明并不是出口强度越高,企业的生产率也就越高。此外,需要特别注意到的一个特点是,与普通的“倒 U 形”不同,本文中出口强度对企业生产率影响曲线的拐点远远偏向于左边,即出口强度较低的阶段,且左边的最低点要明显高于右边的最

低点,可见纯出口企业及出口强度大于一定值的企业的生产率要低于非出口企业的生产率,这也部分验证了中国企业存在着“生产率悖论”。

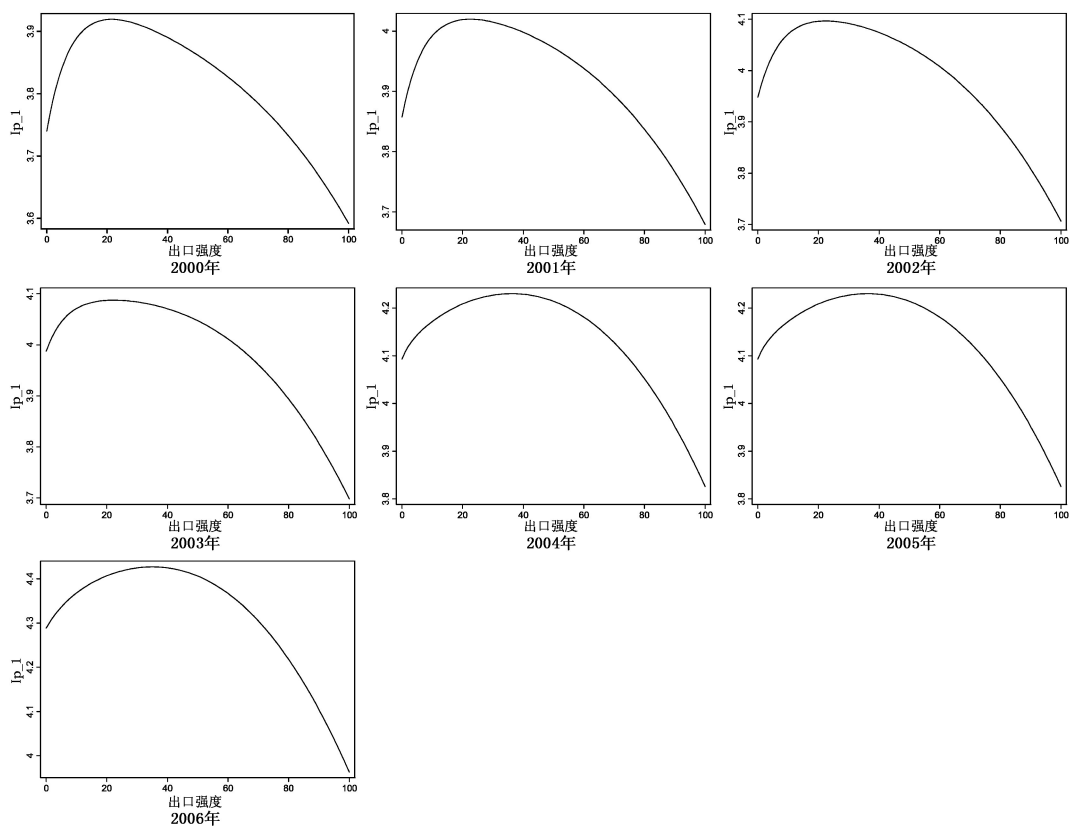


图2 “剂量反应”函数(对 $T+1$ 期生产率影响)

企业的生产率随着企业出口强度的增加先上升后下降,这说明当出口强度较低时,企业的生产率随出口强度的增加而增长,因此,我们验证了出口强度较低时存在着“出口学习”效应,即出口促进了企业生产率的提高。原因包括以下几点:首先,出口强度的增加表示企业的出口规模在扩大,由于出口规模的扩大带来的收入增加促使企业产生了提高效率的动力;其次,由于国外市场对于产品的质量要求更高,企业为了获得进入国外市场的门槛,也会改进工艺流程和技术标准;再次,出口给企业带来了国内外的多重竞争,可以激励企业改进技术和提高效率;最后,出口企业在出口中学习到国际经验和相关技术,获得了知识溢出效应,从而使得生产率提高。但是根据“倒U形”的“剂量反应”函数,当出口强度大于拐点位置的值时,企业的生产率反而随着出口强度的增加而降低,我们认为原因可能有:第一,由于中国出口强度较高的企业大多为加工贸易企业,而加工贸易多为劳动密集型行业,缺乏技术含量,生产率低下(戴觅和余森杰,2011);第二,中国企业出口行为的扩大更大程度上是由于国家政策所致,由于中国的很多出口企业在国际市场上的竞争力较弱,因此国家为了增强这部分企业在国际市场上的竞争力,出台了一系列优惠政策,如出口退税,这一政策的实施使得国内很多企业为了得到出口退税而选择出口,虽然企业的出口强度增大,但是这显然并不利于企业生产率的提高,反而令企业只注重生产,而忽视了创新;第三,出口强度越高,则出口引致的成本,包括开拓更多的海外市场带来的协调成本和控制成本等可能会越高,当企业将

更多的资本投入到海外市场的开拓中去时,那么它投入到研发和创新中的成本自然就会减少,这样也不利于企业生产率的提高;第四,从中国制度变迁的历史看,由于财政分权,中国地方政府对 GDP 的追逐使得地区间相继采取“以邻为壑”的地方保护主义,导致本土企业进入国内其他地区的交易成本高于进入国际市场的成本,因此,国际贸易代替了国内贸易。增长强劲的出口贸易是由于外生因素导致的“扭曲性”过度出口(朱希伟等,2005)。

由于每一年的“剂量反应”函数形状都相似,可见这种特殊的“倒 U 形”关系比较稳定,只是各年的拐点存在差异。为了了解各年拐点的位置,我们在表 3 中详细列出了各年结果反应函数的拐点以及各拐点处出口企业与非出口企业相比对企业生产率的净影响,即 $E(\Delta d) = E[Y(d) - Y(0)]$, $d \in (0, 1]$ 。从表 3 中可以看出,拐点主要分布在 0.21 与 0.38 之间,且拐点处出口企业的生产率比非出口企业的高 10%—18%,但是我们也应注意到,当企业的出口强度大于一定值以后,出口企业的生产率反而是低于非出口企业的,因此并不是出口强度越大,企业的生产率就越高。

表 3 各年结果反应函数拐点及拐点处净影响(T+1)(2000—2006 年)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
拐点	0.21	0.23	0.22	0.22	0.36	0.38	0.35
净影响(%)	18.0	16.2	14.9	10.0	13.7	12.9	13.8

四、进一步的实证分析

1. 去掉纯出口企业的实证分析

对于中国存在“生产率悖论”的现象已经被很多学者证实,即出口企业的生产率比非出口企业更低。戴觅和余森杰(2011)通过对规模以上工业企业的数据研究发现这一异常现象,他们认为这主要是由于中国存在着大量的“纯出口企业”所致,中国纯出口企业往往属于加工贸易企业,其生产率在多数情况下是低于非出口企业的。因此,为了防止纯出口企业数据的存在会对我们的结果产生影响,我们将纯出口企业的数据去掉以后再次研究出口强度对于企业生产率的影响。

表 4 各年结果反应函数拐点及拐点处净影响(T+1,去掉纯出口企业)(2000—2006 年)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
拐点	0.12	0.12	0.11	0.09	0.15	0.15	0.17
净影响(%)	15.4	15.6	12.6	9.7	9.9	10.1	11.0

与之前所做的工作类似,我们计算出了去掉纯出口企业以后的 2000—2006 年各年的企业出口强度对企业生产率的“剂量反应”函数^①,从其形状上可知,与我们用所有企业数据所做出来的图形是类似的,并且二者之间也是呈现“倒 U 形”的关系;同样地,表 4 中给出了各年结果反应函数的拐点以及各拐点处出口企业与非出口企业相比对企业生产率的净影响,与表 3 中的结果相比,我们发现拐点的位置都更加偏左,且在拐点位置,出口企业与非出口企业之间生产率的净影响值变小,但是结合“剂量反应”函数来看,拐点右边的曲线下降的速度变慢。总体而言,我们所得到的结论仍与之前得到的结论是一致的。

2. 出口强度对于企业生产率影响的动态分析

从以上实证分析中,我们知道随着出口强度的增加,企业的生产率是先上升后下降的,

^① 文章中没有列出去掉纯出口企业后各年的“剂量反应”函数,感兴趣的读者可以联系作者索取。

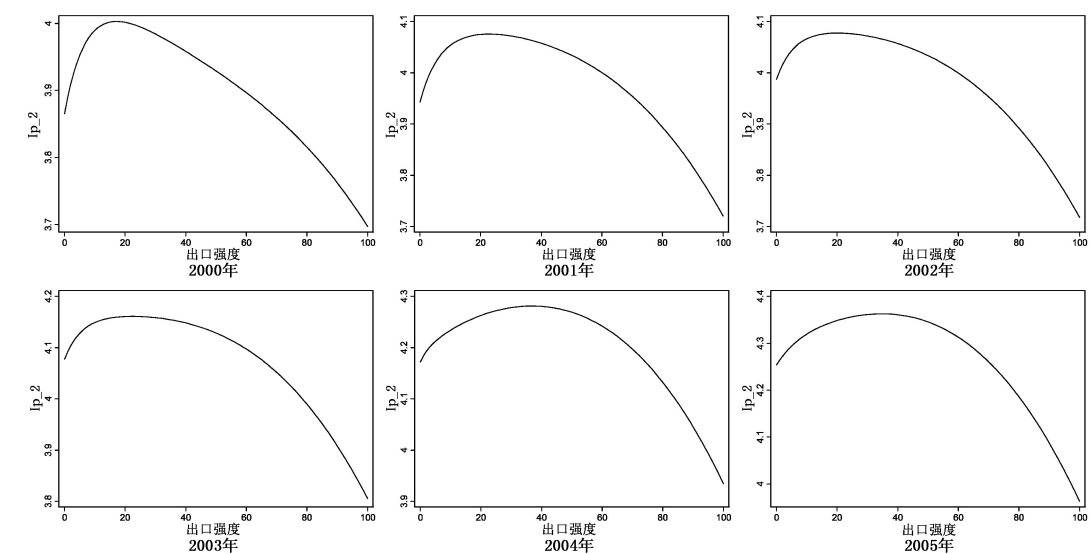


图3 “剂量反应”函数(对 T+2 期生产率影响)

但是我们只研究了出口强度对未来一期企业生产率的影响。为了进一步探究出口强度对于企业生产率的长期动态影响,我们用同样的实证模型——GPS 检验出口强度对企业未来两期和三期生产率的影响。在图 3 中,我们给出了出口强度对企业未来两期生产率的影响^①,从图形上来看,与我们上述的结论类似,二者之间呈现出一个顶点偏左的“倒 U 形”关系,说明企业生产率在最初随着出口强度的增加而增加,到达一定值后,则随着出口强度的增加而减少,这也验证了我们之前的结论。进一步地,从表 5 给出的各年结果反应函数拐点及拐点处净影响中可知,出口强度对于企业未来两期的生产率的影响明显小于对未来一期生产率的影响,且对未来三期企业生产率的影响明显小于对未来两期生产率的影响。由此可见,出口强度对于企业生产率的影响在长期是一个递减的趋势,这说明出口强度对于企业生产率的影响会随着时间的推移而减弱。

表 5 各年结果反应函数拐点及拐点处净影响

		2000 年	2001 年	2002 年	2003 年	2004 年	2005 年
T+2	拐点	0.17	0.23	0.20	0.22	0.37	0.35
	净影响(%)	13.8	13.2	9.0	8.4	10.9	10.9
T+3	拐点	0.19	0.25	0.22	0.21	0.33	—
	净影响(%)	12.4	11.0	8.2	6.4	8.2	—

五、结论与小结

出口对于企业生产率的影响一直以来都是国内外学者比较关注的一个话题,本文在前人的基础上将出口程度量化为出口强度,并运用广义倾向得分匹配方法考察出口强度对企业生产率的影响。基于中国工业企业数据库 2000—2007 年企业层面微观数据,本文首先刻画了出口强度在所考察年份中的分布状况,我们发现企业的出口强度主要集中在 0 和 1 两点,尤其是 0 点,而去掉非出口企业的观测值以后,纯出口企业占据相当大的比重。之后,我

^① 由于出口强度对于企业未来第三期生产率的影响与未来第二期是类似的,限于文章的篇幅,我们没有在文章中列出。

们对出口强度与企业生产率的关系进行了实证分析,结果显示出口强度与企业生产率之间存在着“倒 U 形”的关系,即企业的生产率随着出口强度的增加先上升后下降。最后,我们进一步考察出口强度对于剔除了纯出口企业以后的企业生产率的影响,以及出口强度对于企业生产率的动态影响,结果发现二者之间的影响关系是类似的,只是随着时间的推移,出口强度对于企业生产率的影响作用在慢慢地减弱。

具体来说,出口强度与企业生产率之间存在“倒 U 形”的关系,企业生产率随着出口强度的增大先上升后下降。这说明出口强度可以在一定程度上改善企业的生产率,存在着使企业生产率达到最高的拐点,这个拐点就是“最优出口强度”,而当出口强度大于拐点值时,出口强度对企业生产率的影响为负。在考察出口强度对于企业生产率的动态影响时也进一步验证了“倒 U 形”的关系。此外,出口强度较高的企业,其生产率较低,我们认为这与中国的产业结构及国家政策是分不开的,中国存在大量加工贸易,且多为科技含量较低的劳动密集型行业,而政府也实行了很多促进出口的优惠政策,在一定程度上不利于企业创新。在经济全球化的今天,改善中国经济的产业结构显得尤为重要。为了实现这个目标,中国政府应鼓励企业积极创新,从企业自身方面提高生产率,同时进一步完善与知识产权保护相关的法律法规,从而引进大量国外的高新技术产业,通过技术溢出效应提高企业的生产率,也只有这样,才可以改善中国企业出口的“生产率悖论”现象。

主要参考文献:

- [1]戴觅,余森杰. 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[J]. 经济学(季刊),2012,(1):211—230.
- [2]范剑勇,冯猛. 中国制造业出口企业生产率悖论之谜:基于出口密度差别上的检验[J]. 管理世界,2013,(8):16—29.
- [3]李春顶,赵美英. 出口贸易是否提高了我国企业的生产率?——基于中国 2007 年制造业企业数据的检验[J]. 财经研究,2010,(4):14—24.
- [4]邱斌,刘修岩,赵伟. 出口学习抑或自选择:基于中国制造业微观企业的倍差匹配检验[J]. 世界经济,2012,(4):23—40.
- [5]钱学锋,王菊蓉,黄云湖,等. 出口与中国工业企业的生产率——自我选择效应还是出口学习效应? [J]. 数量经济技术经济研究,2011,(2):37—51.
- [6]田巍,余森杰. 企业出口强度与进口中间品贸易自由化:来自中国企业的实证研究[J]. 管理世界,2013,(1):28—44.
- [7]谢千里,罗斯基,张铁凡. 中国工业生产率的生长与收敛[J]. 经济学(季刊),2008,(3):809—826.
- [8]张杰,李勇,刘志彪. 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[J]. 管理世界,2009,(12):11—26.
- [9]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[J]. 经济研究,2005,(12):68—76.
- [10]Alvarez R, Lopez R. Exporting and performance: Evidence from Chilean plants[J]. Canadian Journal of Economic, 2005, 38(4): 1384—1400.
- [11]Bernard A B, Jensen J B, Lawrence R Z. Exporters, jobs, and wages in US manufacturing: 1976—1987 [R]. Bookings Papers on Economic Activity, Microeconomics, 1995.
- [12]Bernard A B, Wagner J. Exports and success in German manufacturing[J]. Review of World Economics, 1997, 133(1): 134—157.
- [13]Cai H, Liu Q. Competition and corporate tax avoidance: Evidence from Chinese industrial firms[J]. The Economic Journal, 2009, 119(537): 764—795.
- [14]Castellani D. Export behavior and productivity growth: Evidence from Italian manufacturing firms[J].

- Review of World Economics, 2002, 138(4): 605—628.
- [15] Clerides S K, Lach S, Tybout J R. Is learning by exporting important? Micro-dynamic evidence from Colombia, Mexico, and Morocco[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1998, 113(3): 903—947.
- [16] Eaton J, Kortum S, Kramarz F. An anatomy of international trade: Evidence from French firms[J]. Econometrica, 2011, 79(5): 1453—1498.
- [17] He D, Zhang W. How dependent is the Chinese economy on exports and in what sense has its growth been export-led[J]. Journal of Asian Economics, 2010, 21(1): 87—104.
- [18] Hirano K, Imbens G W. The propensity score with continuous treatments[J]. Applied Bayesian Modeling and Causal Inference from Incomplete Data Perspectives, 2004: 73—84.
- [19] Imbens G W. The role of the propensity score in estimating dose-response functions[J]. Biometrika, 2000, 87(3): 706—710.
- [20] Liu J, Tsou M, Hammitt J K. Export activity and productivity: Evidence from the Taiwan electronics industry[J]. Review of World Economics, 1999, 135(4): 675—691.
- [21] Manjón, M, Mañez J A, Rochina-Barrachina M E, et al. Export intensity and the productivity gains of exporting[J]. Applied Economics Letters, 2013, 20(8): 804—808.
- [22] McCullagh P, Nelder J A. Generalized linear models[M]. New York: Chapman & Hall/CRC, 1989.
- [23] Melitz M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. Econometrica, 2003, 71(6): 1695—1725.
- [24] Papke L E, Wooldridge J M. Econometric methods for fractional response variables with an application to 401(K) Plan Participation Rates[J]. Journal of Applied Econometrics, 1996, 11(6): 619—632.
- [25] Wagner J. A note on the firm size-export relationship[J]. Small Business Economics, 2001, 17(4): 229—237.
- [26] Wagner J. Unobserved firm heterogeneity and the size-export nexus: Evidence from German panel data[J]. Review of World Economics, 2003, 139(1): 161—172.

Is Export the More the Better?

Re-estimate Based on Generalized Propensity Score Matching

CHEN Yong-bing¹, WANG Xiao-wei¹, FU Da-hai², LI Dong-yang¹

(1. School of Business Administration, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China;

2. School of International Trade and Economics, Central University of Finance
and Economics, Beijing 100081, China)

Abstract: Productivity is the inheritance dynamic of corporate sustainable development. Based on the firm-level data of Chinese industrial enterprises database from 2000 to 2007, this paper employs the generalized propensity score matching method to analyze the relationship between export intensity and firm productivity. It comes to the following conclusions: there exists a reverse U-shaped relationship between export intensity and firm productivity, namely with the increase in export intensity, firm productivity rises at first and declines after. Moreover, it investigates the dynamic effect of export intensity on firm productivity and shows that the reverse U-shaped relationship still exists, but the effect of export intensity on firm productivity will decrease in the long term.

Key words: export intensity; firm productivity; generalized propensity score matching
(责任编辑 周一叶)