

doi:10.3969/j.issn.1674-8131.2011.05.011

中国企业出口与生产率关系实证研究*

——对制造业企业自我选择效应和出口中学效应的分析

汤二子,王瑞东,王纪敖,于长宏

(大连理工大学 管理与经济学部;辽宁 大连 116023)

摘要:运用 2005—2008 年中国 14 个制造业企业面板数据,分析企业出口的自我选择效应和出口中学效应,结果表明:中国制造业企业出口与生产率的关系违背异质性企业贸易模型,自我选择效应不显著,并且存在“生产率悖论”;出口中学效应也不显著。虽然出口企业的生产率与出口规模正相关,但在控制其他影响出口规模的变量后,生产率与出口规模则呈现负相关;在控制其他影响生产率的变量后,出口规模与生产率同样也会呈现负相关。中国企业出口的自我选择效应不显著的原因在于其加工贸易等现实条件与经典理论假设的背离;而中国企业出口中学效应不明显的重要原因则在于其自我选择效应的不显著和规模报酬递减。

关键词:异质性企业贸易模型;自我选择效应;出口中学效应;生产率悖论;企业生产率;出口企业;出口规模;加工贸易;规模报酬递减

中图分类号:F270;F752.62

文献标志码:A

文章编号:1674-8131(2011)05-0069-09

Empirical Research on Relationship between Chinese Firms Export and Productivity

—Analysis of Self-selection Effect and Learning by Export Effect of Manufacturing Enterprises

TANG Er-zi, WANG Rui-dong, WANG Ji-ao, YU Chang-hong

(Department of Management and Economics, Dalian University of Technology, Liaoning Dalian 116023, China)

Abstract: Based on panel data of 14 manufacturing enterprises during 2005-2008, after analysis of self-selection effect and learning by export effect from manufacturing enterprises export, the results show that the relationship between Chinese manufacturing enterprises export and productivity violates heterogeneous enterprise trade model, that self-selection effect is not obvious, that there is "productivity paradox", and that learning by export effect is not significant. Although there is positive correlation between productivity and export scale of export enterprises, there is negative correlation between productivity and export scale after other variables influencing export scale are controlled, meanwhile, when other variables influencing productivity are controlled, export scale is also negatively related to productivity. The cause of insignificant self-selection effect of China's enterprise export lies in the inconsistency of processing trade and realizing condition with classic theories, while the main reason for unobvious effect of learning by export results from unclear self-selection effect and scale profit degression of export enterprises.

Key words: heterogeneous enterprise trade model; self-selection effects; learning by export effect; productivity paradox; enterprise productivity; export enterprise; export scale; processing trade; scale profit degression

* 收稿日期:2011-05-30;修回日期:2011-07-09

基金项目:辽宁省社科联项目(2010lslktjix-17)

大连理工大学人才创新基金项目(3012-893322)

作者简介:汤二子(1988—),男,安徽巢湖人;硕士研究生,在大连理工大学管理与经济学部学习。

王瑞东(1986—),男,陕西西安人;硕士研究生,在大连理工大学管理与经济学部学习。

王纪敖(1987—),男,辽宁铁岭人;硕士研究生,在大连理工大学管理与经济学部学习。

于长宏(1985—),男,辽宁大连人;硕士研究生,在大连理工大学管理与经济学部学习。

一、引言

出口在经济全球化迅猛发展的今天,越来越受到企业管理者以及政策制定者的重视。中国在改革开放特别是进入新世纪以来,出口贸易在国民经济中占有越来越显著的作用,出口额呈现逐年增长的趋势。同时,在当前中国的经济政策环境下,企业面临着比较优越的出口政策,使出口成为企业经营的重要战略决策。

关于出口的决定因素,古典贸易理论以及新贸易理论均从国家宏观角度去论述,企业被假设是同质的。在 Melitz (2003) 提出异质性企业贸易模型后,企业生产率被看成是决定出口的重要因素,在利润最大化的前提假设下,市场进入成本对企业的出口选择起到至关重要的作用,生产率最高的企业选择出口,生产率次之的企业选择只面向国内市场,生产率最低的企业则会被逐出市场,因为相对来说,出口市场要比国内市场的成本要高。在异质性企业贸易模型提出后,Helpman 等(2004)实证检验了生产率对企业国际化路径选择的决定作用,认为 FDI 沉没成本最高,出口市场次之,国内市场最低,从而生产率最高的企业会选择 FDI,次之的企业会选择出口,生产率较低的企业选择只面向国内市场,而生产率最低的企业会被逐出市场。国外关于生产率对出口的决定作用的研究还有 Bernard 等(1995)、Bernard 等(1999a, 1999b)、Aw 等(2000)、Clerides 等(1998)和 Pavcnik (2002),这些文献基本上都得出一个结论,出口企业的生产率要高于非出口企业,这被称为出口的自我选择效应(self-selection effect)。而对于中国企业的经验研究得出的结论却存在分歧,其中一部分研究认为出口企业的生产率要高于非出口企业,即支持出口的自我选择效应,如李春顶(2009a, 2009b)、易靖韬(2009)、唐宜红等(2009);而另一部分则认为出口企业的生产率并不显著高于非出口企业,甚至要低于非出口企业(即中国出口企业的“生产率悖论”),如李春顶等(2009)、马述忠等(2010)。

关于企业出口对于生产率的影响, Melitz (2003) 认为由于出口行为的存在,市场份额会向生产率较高的出口企业转移,从而可以带来行业生产

率的提高。出口对于生产率的显著影响被称为出口中学效应(learning-by-doing effect),但对于中国企业的经验研究仍然没有得出一致性的结论。马述忠等(2010)认为出口中学效应显著存在;张杰等(2009)运用中国 1999—2003 企业数据并结合 OP 方法以及 PSM 模型检验,认为出口企业的多项指标要优于不出口企业,通过“出口中学”效应使得出口企业的全要素生产率要高于不出口企业,并且检验认为这种效应在三年内发挥的作用十分显著,而在第四年则不再显著;叶蓁(2010)运用江苏省企业数据检验认为出口学习效应使得出口与生产率之间存在倒“U”型关系,并且认为出口企业获得较高的生产率是源自于清晰的产权激励、规模经济的获得以及专业化的生产,出口企业的生产率要高于不出口企业的生产率。但是,李春顶等(2010)根据 2007 年中国制造业企业数据检验认为出口对生产率具有显著的阻碍作用,并且归纳出三个可能的原因,即加工贸易较多、出口企业存在惰性以及面向国内市场的成本的显著增加。

本文就是在这样的研究背景下,运用中国制造业企业 2005—2008 年面板数据样本,实证检验中国企业出口的自我选择效应与出口中学效应的存在性。

二、数据来源及样本筛选

本文使用 2005—2008 年中国工业企业数据库中制造业企业的面板数据,数据库按照二分位代码划分的制造业行业共有 30 个,二分位代码是 13 ~ 43(其中没有 38)。张杰等(2009)认为应该删除垄断性以及资源依赖性的制造业行业,据此我们选择了 14 个制造业行业(见表 1)。

数据库中包含了全部国有以及规模以上非国有企业(主营业务收入在 500 万以上)的样本。根据谢千里等(2008)对样本筛选的思想,将对在每一个年份的样本作如下处理:(1)统计明显出现错误的企业样本删除^①;(2)处于非正常营业状态的企业样本删除;(3)企业员工数目低于 8 人的企业样本删除;(4)销售额的增长率大于 100% 或者小于 0 的企业样本删除;(5)工业增加值为负的企业样本删

^① 这样的错误包括工业总产值、企业资产总额以及销售收入等小于 0。

除^①; (6) 选择达到一定规模的企业样本^②。通过样 一个样本。
本筛选后, 2005—2008 年面板数据中共剩余 89 959

表 1 选用的制造业行业及其代码

| 代码 | 行业名称 | 代码 | 行业名称 |
|----|--------------|----|-----------------|
| 13 | 农副食品加工业 | 34 | 金属制品业 |
| 14 | 食品加工业 | 35 | 通用设备制造业 |
| 15 | 饮料制造业 | 36 | 专用设备制造业 |
| 17 | 纺织业 | 37 | 交通运输设备制造业 |
| 18 | 纺织服装、鞋、帽制造业 | 39 | 电器机械及器材制造业 |
| 19 | 皮革、毛皮、羽毛及制品业 | 40 | 通信设备、电子设备制造 |
| 27 | 医药制造业 | 41 | 仪器仪表及文化、办公机械制造业 |

资料来源:中国工业企业数据库关于行业的分类

对于企业是否出口的衡量,参考李春顶(2010)将当年出口交货值大于 0 的企业称为出口企业(X-type),出口交货值等于 0 的企业称为内销企业(D-type)。表 2 是我们对 2005—2008 年出口企业与内销企业的样本数目的描述。

由表 2 可以看出,企业出口决策是随时间动态改变的,企业在连续的年份中出口行为存在差异,即在本年份不出口的企业在下一年份可能会选择出口,同样本年份出口企业也有可能在下一年份会选择不出口。

表 2 每年度出口企业与内销企业的样本数目

| 年份 | D-type | | | X-type | | |
|------|--------|-------|--------|--------|--------|-------|
| | ALL | NEX | RNEX | ALL | REX | NNEX |
| 2005 | 57 340 | 3 694 | 53 646 | 32 618 | 29 393 | 3 225 |
| 2006 | 56 871 | 2 721 | 54 150 | 33 087 | 29 288 | 3 799 |
| 2007 | 57 949 | 3 366 | 54 583 | 32 009 | 28 946 | 3 063 |
| 2008 | 57 646 | | | 32 312 | | |

注:ALL 代表样本整体数量,NEX 代表本年度不出口但是在下一年份即将出口的企业样本数量,RNEX 代表本年度不出口在下一年度仍然不出口的企业样本数量,REX 代表本年度出口下一年度仍然出口的企业样本数量,NNEX 代表本年度出口而在下一年度即将不出口的企业样本数量。

三、企业出口的自我选择效应

Melitz(2003)异质性企业贸易模型得出的结论是:出口企业的生产率的平均值要高于非出口企业。通过计算出口企业与内销企业的生产率的平均值并进行比较就可以看出企业出口是否存在自我选择效应。对于生产率的计算,Griliches 等(1990)以及 Head 等(2003)采用近似全要素生产

率(appropriate TFP, ATFP), ATFP 的计算式为 $ATFP = \ln(Q/L) - s \ln(K/L)$, 其中 Q 、 K 和 L 分别是企业的工业增加值、固定资产总值^③和全部从业人员; s 是参数,对于 s 的取值,根据美国企业的经验认为 $s = 1/3$ (Hall et al, 1999),但是对于中国企业,经验证据认为 $s = 0.56$ (赵志耘等, 2006),本

① 其中工业增加值等于工业总产值减去中间投入再加上应缴增值税。

② 虽然数据库中有企业规模的分类,但没有采用。固定资产总额是衡量企业规模一个比较优越的指标,固定资产总额在 10 万以下的企业样本也被删除。

③ 对于 ATFP 的计算,李春顶(2010)是运用工业总产值和资产总值。在此,为了消除中间投入对生产率的影响,采用工业增加值;同时,并且在企业生产过程中,固定资产大部分是投入到直接的生产过程中,所以用固定资产计算生产率会更为准确。2008 年样本中没有工业增加值和中间投入变量,所以 2008 年 ATFP 计算使用工业总产值变量。

文根据所使用的样本认为 $s = 0.56$ 比较合理。在计算 ATFP 时,我们删除了在任何一个年份 ATFP 出现负值的样本^①,因为企业生产率出现负值违背客观现实。

通过单纯地比较出口企业与内销企业的生产

率的平均值并不能很好地看出企业出口是否存在自我选择效应(李春顶,2010),因为企业的出口决策是动态变化的,所以也要计算即将出口、即将不出口企业的生产率,表 3 是对各年份的企业生产率的平均值的计算结果。

表 3 各年份企业 ATFP 计算结果

| 年份 | D-type | | | X-type | | |
|------|--------|-------|-------|--------|-------|-------|
| | ALL | NEX | RNEX | ALL | REX | NNEX |
| 2005 | 2.066 | 1.969 | 2.073 | 1.963 | 1.953 | 2.052 |
| 2006 | 2.223 | 2.107 | 2.229 | 2.071 | 2.039 | 2.319 |
| 2007 | 2.356 | 2.224 | 2.364 | 2.125 | 2.112 | 2.247 |
| 2008 | 3.702 | | | 3.523 | | |

注:ALL 代表样本整体 ATFP,NEX 代表本年度不出口但是在下一年份即将出口的企业样本 ATFP,RNEX 代表本年度不出口在下一年度仍然不出口的企业样本 ATFP,REX 代表本年度出口下一年度仍然出口的企业样本 ATFP,NNEX 代表本年度出口而在下一年度即将不出口的企业样本 ATFP。

中国制造业企业 2005—2008 年面板数据样本计算的 ATFP 结果,表明中国企业的经验证据违背了异质性企业贸易模型所预言的结论。对于表 3,可以看出:(1)在任何一个年份,出口企业的 ATFP 的平均值都要低于内销企业,这违背 Melitz(2003)模型得出的结论,所以中国出口企业存在“生产率悖论”;(2)在非出口企业中即将要出口的企业的 ATFP 的平均值要低于整体非出口企业,这违背 Melitz(2003)认为的只有生产率高的企业有能力选择出口的结论;(3)在出口企业中,即将选择不出口的企业的 ATFP 反而比整体出口企业要高。总结这些结论可以看出,用 ATFP 衡量企业生产率

时,中国企业出口的自我选择效应不显著,甚至是大大背离自我选择效应的预言,即存在“生产率悖论”。

对于生产率的衡量,李春顶(2010)也采用了劳动生产率 LTFP 指标,LTFP 的计算式为: $LTFP = \ln(Q/L)$,用 LTFP 可以回避计算 ATFP 时所要估计的参数 s ,并且 LTFP 能更好地符合 Melitz(2003)模型。表 4 是各年份 LTFP 的计算结果。运用 LTFP 作为生产率指标时,对每一年份样本计算得出的结论和表 3 用 ATFP 得出的结论基本一致,都否定了出口的自我选择效应的显著存在性,支持出口企业的“生产率悖论”。

表 4 各年份企业 LTFP 计算结果

| 年份 | D-type | | | X-type | | |
|------|--------|-------|-------|--------|-------|-------|
| | ALL | NEX | RNEX | ALL | REX | NNEX |
| 2005 | 4.132 | 3.985 | 4.142 | 3.921 | 3.913 | 3.992 |
| 2006 | 4.335 | 4.166 | 4.341 | 4.077 | 4.042 | 4.346 |
| 2007 | 4.511 | 4.349 | 4.520 | 4.170 | 4.160 | 4.263 |
| 2008 | 5.918 | | | 5.634 | | |

注:类似于表 3,此时的生产率指标是 LTFP。

① ATFP 的计算,涉及到三个变量(工业增加值 Q 、固定资产总值 K 和劳动力水平 L)以及参数 s ,所以其计算结果有可能出现负值。李春顶(2010)的计算也出现了负值情况,其文献也提及到此问题,不过没有进行相应的处理,而是把不涉及参数 s 的 LTFP 作为主要的生产率指标。本文要对两种生产率(LTFP 和 ATFP)进行比较检验,故而删除了一些生产率出现负值的样本。

我们进一步分析生产率与出口决策的相关性。定义出口虚拟变量 DEX,当年出口交货值大于 0,则 DEX 等于 1,否则 DEX 等于 0。每一年份的生产率(ATFP,LTFP)与 DEX 的相关系数如表 5 所示。

表 5 企业生产率与出口决策的相关系数矩阵

| 年份 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 |
|------|----------|----------|----------|----------|
| 变量 | DEX | DEX | DEX | DEX |
| ATFP | -0.057 4 | -0.084 2 | -0.125 2 | -0.098 5 |
| LTFP | -0.106 8 | -0.128 4 | -0.168 2 | -0.143 7 |

根据表 5 可以看出在每一个年份中,企业生产率与出口决策是负相关的,并且 LTFP 与 DEX 的负相关性要大于 ATFP 与 DEX 的负相关性。这再一次看出中国企业出口的自我选择效应不显著。

对于在每一个年份已经选择出口的企业,其生产率与出口规模的相关系数,按照异质性企业贸易理论的解释是呈现正相关关系的。对于出口规模的衡量,李春顶(2010)是运用出口交货值除以工业总产值定义的,但把工业总产值引入到变量计算中可能会带来结果的偏误,因此本文使用出口交货值的自然对数衡量出口规模(定义为 SEX)。表 6 是每一个年份出口企业的生产率(ATFP、LTFP)与出口规模的相关系数。

表 6 出口企业的生产率与出口规模的相关系数矩阵

| 年份 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 |
|------|---------|---------|---------|---------|
| 变量 | SEX | SEX | SEX | SEX |
| ATFP | 0.116 9 | 0.178 6 | 0.171 9 | 0.231 3 |
| LTFP | 0.163 0 | 0.241 9 | 0.235 3 | 0.266 8 |

结果发现对于已经出口的企业,其生产率与出口规模呈现正相关性。所以尽管中国制造业企业出口决策与企业生产率的负相关,但对于出口企业来说,其出口规模可能会受到其生产率水平的正向影响。为了验证结论,我们控制其它变量(所选用的变量参考于国内相关经典文献),并运用 2008 年样本^①检验以下方程:

$$\text{export}_i = C + \beta_1 \text{productivity}_i + \beta_2 \text{product}_i + \beta_3 \text{scale}_i + \beta_4 \text{profit}_i + \beta_5 \text{inventory}_i + \beta_6 \text{age}_i + \beta_7 \text{sale}_i + u$$

export 指企业出口,分别代表出口决策 DEX 和出口规模 SEX,计算方法如上文;productivity 指企业生产率 ATFP 和 LTFP;product 是产出规模,用工业总产值的自然对数衡量;scale 是企业规模,我们已经知道固定资产是衡量企业规模的好指标,不过用固定资产的自然对数衡量 scale 就会在对 ATFP 和 LTFP 分别检验时产生重复,因为 ATFP 可以完全由 LTFP、product 和固定资产的自然对数线性表出,所以我们对 scale 也是运用虚拟变量,当固定资产大于 1 000 万, scale 取值为 1,否则取值为 0;profit 是企业利润规模,由于企业可能获得负利润(亦即企业是亏损的),所以 profit 计算是当利润总额为负值, profit 等于利润总额绝对值的自然对数再取负数,当利润总额为 0 时, profit 等于 0,当利润总额大于 0 时, profit 等于利润的自然对数;inventory 是存货规模,当存货大于 0 时, inventory 等于存货的自然对数,当存货等于 0 时, inventory 等于 0;age 是企业年龄;sale 是企业销售规模,用主营销售收入的自然对数衡量。

从表 7 可以看出,在控制其他变量的情况下,生产率 ATFP 以及 LTFP 与出口决策 DEX 仍然负相关,不同的是与出口规模 SEX 不再是正相关了,而是呈现负相关关系。对于其他变量估计的系数,我们仅作简单的解释:产出规模与企业出口决策正相关,并且对于出口企业来说,出口的产出弹性达到了 0.4~0.5,可见产出是影响出口的重要因素;企业规模与出口决策以及出口规模负相关,这与易靖韬(2009)认为由于出口市场的进入成本大,所以只有规模大的企业会选择出口相悖;企业利润和企业年龄与出口决策以及出口规模均负相关,这可能是企业随着获得利润的增加以及年龄的增长,会滋生惰性,不像刚进入市场时那样具有动力开拓国际市场;存货规模与出口决策正相关,但与出口规模负相关;销售收入基本上与出口正相关。

① 由于本文的样本数据只有 4 年,所以在用面板数据检验时与横截面检验不会出现太大的差异,并且各年份中被统计的变量也是存在差异的,有的年份缺失了重要变量,所以本文选择用横截面分析。

表7 生产率与出口的相关性的估计结果

| 变量 | DEX | | SEX | |
|-------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| C | -0.483 5*** (0.157) | -0.186 2*** (0.015 1) | 0.433 1*** (0.074 7) | 0.887 6*** (0.074 3) |
| ATFP | -0.113 8*** (0.002 4) | | -0.105 3*** (0.012 9) | |
| LTFP | -0.159 2*** (0.002 0) | | -0.315 9*** (0.010 5) | |
| product | 0.052 9*** (0.008 5) | 0.088 5*** (0.008 3) | 0.414 7*** (0.049 6) | 0.562 0*** (0.0486) |
| scale | -0.117 5*** (0.004 8) | -0.036 6*** (0.003 8) | -0.303 6*** (0.024 0) | -0.264 3*** (0.019 6) |
| profit | -0.009 2*** (0.0003) | -0.007 6*** (0.000 3) | -0.021 0*** (0.001 4) | -0.016 9*** (0.001 4) |
| inventory | 0.019 4*** (0.000 8) | 0.017 6*** (0.0008) | -0.081 9*** (0.004 3) | -0.078 1*** (0.004 2) |
| age | -0.001 2*** (0.000 1) | -0.001 7*** (0.000 1) | -0.016 9*** (0.000 9) | -0.019 2*** (0.000 9) |
| sale | -0.059 6*** (0.008 3) | 0.042 1*** (0.008 1) | 0.591 0*** (0.048 7) | 0.526 1*** (0.048 0) |
| R2 | 0.076 3 | 0.115 3 | 0.405 1 | 0.420 0 |
| F-statistic | 1 061.21 | 1 674.453 | 3 142.634 | 3 341.871 |
| N | 89 958 | | 32 312 | |

注:***代表在1%的水平上通过显著性检验,括号内是标准误。

通过以上分析可知,中国出口企业的生产率不但没有预期中的要高于内销企业,反而要比内销企业低;在考虑企业出口决策的动态变化后,即将出口企业的生产率比仍然不出口的企业生产率要低,而即将退出出口市场的出口企业生产率却比仍然选择出口的企业生产率要高;企业生产率与出口决策负相关,虽然在已经选择出口的企业中,生产率与出口正相关,但是在控制其它变量后,又变成负相关。所以中国制造业企业出口的自我选择效应不显著,反而存在出口企业的“生产率悖论”,原因可能是:(1)出口企业加工贸易的广泛存在。加工贸易生产附加值低,自主创新能力薄弱,生产率低,从而使整个出口企业的生产率偏低,导致“生产率悖论”的存在。李春顶(2010)系统研究了加工贸易与出口企业“生产率悖论”的关系,在剔除加工贸易后,出口企业的生产率在每一个年份都要高于非出口企业,即企业出口的自我选择效应显著。(2)出口企业的生产率要高于非出口企业的结论是基于 Melitz(2003)的模型得出的,Melitz 认为在出口市

场自由进入、企业实现利润最大化的追求下,由于出口市场的进入成本会高于国内市场,因而只有生产率高的企业会选择出口,生产率低的企业只面向国内市场,生产率最低的企业会被逐出市场。所以出口企业的生产率平均值要高于非出口企业^①,即企业出口的自我选择效应。不过对于中国企业的现实来说,可能与此理论成立的假设条件存在很大的差异:首先在中国经济发展现阶段,出口市场可能并不是完全自由进入的,很多在理论上达到出口所要求的生产率水平的企业却没有选择出口,从而出口企业的生产率未必一定要高于非出口企业;另外,原理论模型是假设出口市场的进入成本要高于国内市场,从而只有生产率高的企业才有能力出口,获得利润,而在中国现阶段经济体制正在发生深刻变革,即使一些生产率并不高的大型国有企业,在面临巨额的出口市场进入成本时也会选择出口。总之,加工贸易以及中国的现实条件与经典理论的背离是中国企业出口的自我选择效应不显著的可能原因。

① 数学解释:国内企业与出口企业所获得的利润分别为: $\pi_d(\varphi) = \frac{r_d(\varphi)}{n} - f$, $\pi_x(\varphi) = \frac{r_x(\varphi)}{n} - f_x$ 。Melitz 假定市场是自由进入的,从而有 $\pi_d(\varphi^*) = 0$, $\pi_x(\varphi_x^*) = 0$ 。并且 Melitz 根据需求与供给均衡得出 $dr/d\varphi > 0$, 由于假定 $f_x > f$, 从而得出 $\varphi^* < \varphi_x^*$ 。Melitz 认为面向出口市场的企业的生产率区间为 $[\varphi_x^*, \infty]$, 而面向国内市场企业的生产率区间为 $[\varphi^*, \infty]$, 所以面向出口市场企业的生产率的平均值要大于面向国内市场企业生产率的平均值。

四、企业的出口中学效应

出口中学效应是指企业在国外市场面对不同民族以及生活方式具有很大差异的消费者和不同战略的国外竞争者,他们关于产品以及生产的相关信息不同,有利于企业降低产品成本,提高产品质量;并且出口给企业带来的巨大竞争会促使企业提高生产率,加大研发等投入,激励创新。在 Melitz (2003)模型中,即使企业的生产率没有发生变化,但是出口通过市场份额向高生产率企业的重新配置也会带来整个行业的生产率的提高。总之,企业出口会带来生产率水平的相应提高。

为了检验我国制造业出口企业出口中学效应的存在性,首先检验在 2005—2008 年一直内销企业与一直出口企业的生产率的大小以及增长率,对于出口决策在 2005—2008 年之间出现变化的企业样本,我们在这里不予考虑,因为检验出口中学效应主要就是考察出口企业与非出口企业的生产率及其差异。2005—2008 年中一直选择内销企业样本数为 47 929,一直选择出口企业样本数为 23 976,表 8 是它们在每一个年份的生产率的平均值以及相应的增长率。

表 8 一直选择出口与一直选择内销企业的生产率及其增长率

| 年份 | D-type | | | | X-type | | | |
|------|--------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|
| | ATFP | | LTFP | | ATFP | | LTFP | |
| | 数值 | 增长率 | 数值 | 增长率 | 数值 | 增长率 | 数值 | 增长率 |
| 2005 | 2.078 | | 4.147 | | 1.925 | | 3.891 | |
| 2006 | 2.234 | 7.5% | 4.350 | 4.9% | 2.024 | 5.1% | 4.027 | 3.5% |
| 2007 | 2.357 | 5.5% | 4.519 | 3.9% | 2.099 | 3.7% | 4.140 | 2.8% |
| 2008 | 3.708 | 57.3% | 5.933 | 31.3% | 3.502 | 66.8% | 5.597 | 35.2% |

注:增长率的计算为用当年的生产率减去上一年的生产率再除以上一年的生产率。

由于 2008 年数据的缺失,计算生产率时所运用的变量不同于前三年,所以主要看 2005—2007 年,表 8 的结果可以看出,在每一年均出口的企业与在每一个年份都不出口的企业相比,生产率较低,并且生产率的增长率也较低,所以中国企业的出口中学效应可能不显著。为了更为准确地检验出口中学效应,我们再检验企业出口与生产率的相关性。前文已知生产率与出口规模正相关,但在控制更多可能影响出口的因素后,生产率与出口呈现负相关。在此,我们同样再控制更多的影响生产率的变量,检验出口与生产率的相关性。选用 2006 年的企业样本^①检验以下方程:

$$\text{productivity}_i = C + \beta_1 \text{export}_i + \beta_2 \text{product}_i + \beta_3 \text{manage}_i + \beta_4 \text{debt}_i + \beta_5 \text{profit}_i + \beta_6 \text{R\&D}_i + \beta_7 \text{advertise}_i + \beta_8 \text{age}_i + u$$

式中,productivity 分别指 ATFP、LTFP;export 分别指 DEX、SEX;product 是产量规模,profit 是利润规模,age 是企业年龄,它们的计算方法如前文;

manage 是企业管理支出规模,用企业的管理费用的自然对数表示;debt、R&D、advertise 分别是企业的债务规模、研发规模、广告支出规模,当债务为 0 时,debt 等于 0,当债务大于 0 时,debt 等于债务的自然对数,R&D 与 advertise 的衡量方法同 debt,在此不再赘述。在计算变量时,我们删除了一些明显违背现实的样本。

表 9 是对以上方程的检验结果。根据 DEX 的系数依然得出这样的结论:出口企业的生产率要低于非出口企业的生产率,在控制其它变量下,出口企业的 ATFP 要比非出口企业低大约 0.195, LTFP 低大约 0.4 左右,且这种生产率的差距在统计上是显著的;根据 SEX 的系数可以看出,控制其他一些可能影响企业生产率的变量后,出口企业的出口规模与其生产率不再是正相关了,而是负相关关系。对于其他变量的估计系数,我们仅作简要的论述:(1)根据 product 的系数可以看出,无论对于整体企

① 选用 2006 年企业样本是因为 2006 年影响企业生产率的变量相对其他年份更为全面。

业样本还是对于出口企业样本来说,产出规模与企业生产率都是呈现正相关的,并且这种正相关不但在统计上显著,而且在经济上也是十分的明显。(2)管理支出以及企业债务水平与生产率都是呈现负相关的,企业管理支出的增加可能在很大程度上不是应用于生产过程中,债务的增加会导致企业为债务而需要支付的利息成本增加,这也与生产过程关系不大。所以企业应该优化其管理措施,提高其管理效率,并且谨慎使用通过举债进行的各项投资措施。(3)企业利润与企业研发均与生产率正相关。企业利润对企业来说,无论在短期还是在长期

都起到了至关重要的作用。短期内可以让企业更好地经营,为职工带来更好的福利以及在职培训,资金也会充裕;长期内会带来企业生产设备以及技术的改善,提高企业生产率。(4)企业研发会提高企业的创新能力,带动生产率的相应提高。(5)广告在整体企业样本且没有出口规模变量时,与生产率的相关性在统计上显著,但是仅对出口企业检验时,这种相关性变得不再显著,这可能是由于广告多数为内销企业所做出的,出口企业在国外广告支出相对较少;企业年龄依然与企业生产率具有统计上显著的负相关性。

表9 出口与生产率的相关性的估计结果

| 变量 | ATFP | | LTFP | |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| C | -0.400 0*** (0.024 1) | -0.109 9*** (0.036 7) | 0.113 3*** (0.025 0) | 0.215 2*** (0.039 1) |
| DEX | -0.194 5*** (0.005 5) | | -0.400 5*** (0.005 7) | |
| SEX | | -0.044 2*** (0.003 0) | | -0.134 3*** (0.003 2) |
| product | 0.528 5*** (0.003 3) | 0.574 3*** (0.006 4) | 0.586 3*** (0.003 4) | 0.677 1*** (0.006 8) |
| manage | -0.109 4*** (0.0028) | -0.178 4*** (0.004 9) | -0.128 4*** (0.002 9) | -0.162 6*** (0.005 2) |
| debt | -0.247 8*** (0.002 3) | -0.251 0*** (0.003 9) | -0.122 5*** (0.002 4) | -0.112 5*** (0.004 1) |
| profit | 0.023 6*** (0.000 6) | 0.023 4*** (0.000 9) | 0.026 4*** (0.000 6) | 0.025 7*** (0.000 9) |
| R&D | 0.006 4*** (0.001 3) | 0.005 0*** (0.001 9) | 0.017 1*** (0.001 4) | 0.010 6*** (0.002 0) |
| advertise | -0.007 2*** (0.001 5) | 5.08E-05(0.002 2) | 0.004 8*** (0.001 5) | 0.002 5(0.002 3) |
| age | -0.001 7*** (0.000 2) | -0.001 0*** (0.000 3) | -0.003 4*** (0.000 2) | -0.001 9*** (0.000 3) |
| R ² | 0.317 7 | 0.300 9 | 0.363 3 | 0.362 7 |
| F-statistic | 5 222.547 | 1 778.342 | 6 400.929 | 2 350.889 |
| N | 89 744 | 33 059 | 89 744 | 33 059 |

注:***代表在1%的水平上通过显著性检验,括号内是标准误。

总之,出口企业的生产率及其增长率均要低于非出口企业,并且在控制其他影响企业生产率的变量后,出口规模与生产率也会呈现负相关性,所以中国企业出口中学效应不显著。出口会带来生产率水平的提高主要原因是生产率高的企业会选择出口,从而出口使得市场份额从生产率较低的企业转向生产率较高的出口企业,使得行业整体生产率提高。所以企业出口的自我选择效应应该是影响出口中学效应存在的一个重要因素,而前文已经得出出口的自我选择效应是不显著的,所以出口中学效应可能就会不显著。另外,通过出口中学效应不显著的检验也可以看出,中国企业出口可能还存在一些问题,如单纯地追求出口数量、出口质量不高、

出口模式有待改进。因此,应提升出口产业结构,走高质量、高附加值的出口模式。

异质性企业贸易模型假定企业生产率是固定不变的,出口的存在使市场份额向高生产率的出口企业转移,导致整个行业的生产率水平的上升。但是根据制造业企业的经验证据,中国企业存在规模报酬递减,从而导致出口企业的产量虽然为满足出口需求而提高,但生产率水平非但没有上升,反而会下降,即没有出口中学效应。总之,中国出口企业的规模报酬递减是出口中学效应不明显的重要原因。

五、结论

本文运用2005—2008年中国制造业企业样本

数据检验了中国企业的出口的自我选择效应和出口中学校效应。通过计算生产率发现,出口企业的生产率并不比非出口企业高,反而要低于非出口企业;在非出口企业中,即将出口的企业生产率比仍然不出口企业的生产率低;对于出口企业来说,即将选择不出口企业的生产率却要高于仍然出口企业的生产率,企业生产率与出口决策负相关;在控制其它一些影响出口规模的变量后,生产率与出口规模也是负相关。这些检验得出的结果都是违背异质性企业贸易模型的,即企业出口的自我选择效应不显著,存在出口企业的“生产率悖论”。本文认为,其原因在于中国现实条件与经典理论假设的背离,比如加工贸易比例过大、市场经济体制不够完善等。因此,应提升我国出口企业产品结构,走高质量、高附加值的出口模式,并不断完善社会主义市场经济体制。

在2005—2008年中均选择出口的企业生产率要低于均选择不出口的企业,并且生产率的增长率也相对较低;在控制其他影响生产率的变量后,出口规模与生产率负相关。根据这些检验的结果,可以认为中国企业出口中学效应不显著。其原因,一方面在于其自我选择效应不显著,另一方面在于中国出口企业的规模报酬递减。此外,分析表明,我国企业利润和研发投入与企业生产率均呈现正相关,所以出口企业要重视其利润的获得以及研发的投入,以尽量消除可能由于出口带来的对企业生产率的负面影响。

参考文献:

李春顶. 2009a. 出口贸易、FDI与我国企业的国际化路径选择——新贸易理论模型扩展及我国分行业企业数据的实证研究[J]. 南开经济研究(2):15-28.

李春顶. 2009b. 出口与企业生产率——基于中国制造业969家上市公司数据的检验[J]. 经济经纬(4):43-46.

李春顶. 2010. 中国出口企业是否存在“悖论”:基于中国制造业企业数据的检验[J]. 世界经济(7):64-81.

李春顶,尹翔硕. 2009. 我国出口企业的“生产率悖论”及其解释[J]. 财贸经济(11):84-90.

李春顶,赵美英. 2010. 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(4):14-24.

马述忠,郑博文. 2010. 中国企业的出口行为与生产率关系的历史回溯:2001-2007[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版)(5):144-153.

唐宜红,林发勤. 2009. 异质性企业贸易模型对中国企业出口的适用性检验[J]. 南开经济研究(6):88-99.

谢千里,罗斯基,张轶凡. 2008. 中国工业生产率的增长与收敛[J]. 经济学(季刊)(3):809-826.

叶蓁. 2010. 中国出口企业凭什么拥有了较高的生产率?——来自江苏省的证据[J]. 财贸经济(5):77-81.

易靖韬. 2009. 企业异质性、市场进入成本、技术溢出效应与出口参与决定[J]. 经济研究(9):106-115.

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[J]. 管理世界(12):11-26.

AW B Y, S CHUNG, M J ROBERTS. 2000. Productivity and Turnover in the Export Market: Micro-level Evidence from the Republic of Korea and Taiwan (China) [J]. World Bank Economic Review, 14:65-90.

BERNARD A, J BRADFORD J. 1995. Exporters, Jobs and Wages in U. S. Manufacturing, 1976—1987 [J]. Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics:67-119.

BERNARD A, J BRADFORD J. 1999a. Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both? [J]. Journal of International Economics, 47:1-25.

BERNARD A, J BRADFORD J. 1999b. Exporting and Productivity [R]. NBER Working Paper NO. 7135.

CLERIDES S K, S LACK, J R TYBOUT. 1998. Is Learning by Exporting Important? Micro-dynamic Evidence from Colombia, Mexico and Morocco [J]. The Quarterly Journal of Economics, 113:903-947.

ELHANAN H, MARC J M, STEPHEN R Y. 2004. Export versus FDI with Heterogeneous Firms [J]. The American Economic Review, 94:300-316.

GNILICHES Z, MAIRESSE J. 1990. R&D and Productivity Growth Comparing Japan and US Manufacturing Firms [M]// C HULTEN. Productivity Growth in Japan and the United States. Chicago: The University of Chicago Press.

HALL R, JONES C. 1999. Why Do Some Countries Produce so Much More Output per Worker than Others? [J]. Quarterly Journal of Economics, 114(1):83-116.

HEAD K, RIES J. 2003. Heterogeneity and the FDI versus Export Decision of Japanese Manufacturers [J]. Japanese Int Economics, 17:448-467.

MARC J M. 2003. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. Econometrica, 71:1695-1725.

PAVCNIK N. 2002. Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants [J]. The Review of Economic Studies, 69:245-276.