

# 新火致新茶

## ——检验中国制造业企业“出口生产率悖论”的新方法和新结果

孙楚仁 陈瑾 徐丽鹤\*

**摘要** 部分针对中国的研究发现,制造业出口企业的生产率比非出口企业更低,被称为“出口生产率悖论”。然而,中国制造业真的存在“悖论”吗?本文从一个新的视角出发,用一种新的方法重新考察了这一问题。不同于目前先估计企业生产率再比较出口和非出口企业生产率大小的做法,本文从 Melitz 模型中推出一个检验“悖论”的假设和指标,然后采用 Bootstrap 法对中国制造业“悖论”问题进行考察。研究发现,中国制造业“悖论”整体上并不成立;制度改进有助于改善“悖论”境况。因此,进行深层次的制度改革,对于增强企业出口竞争力具有重要的实践意义。

**关键词** 出口生产率悖论 Melitz 模型 Bootstrap 法

### 一、引言

全要素生产率与企业出口行为的关系一直是新新国际贸易理论的重要研究主题之一。自从 Bernard 等(1995)的实证研究指出出口企业相对于非出口企业来说生产率更高以来,大量文献围绕企业出口行为及其生产率展开了研究(Bernard 等,2007,2011;Wagner,2012)。基于国外企业数据的大量实证研究都表明,出口企业相对于非出口企业来说生产率更高(Bernard 等,1995;Greenaway 和 Kneller,2004)。然而,基于中国制造业企业数据的一些实证研究如李春顶(2010)、李春顶和尹翔硕(2009)、范剑勇和冯猛(2013)等却发现,出口企业的生产率要比非出口企业更低,因而这一研究结果被称为中国制造业企业“出口生产率悖论”(简称“悖论”)。

很多文献分别从加工贸易(李春顶,2010;李春顶等,2010;戴觅等,2014)、国内市场分割(朱希伟等,2005;张杰等,2010;安虎森等,2013;张艳等,2014;盛丹,2013)、制度(张杰等,2008)、信用约束(曾萍和吕迪伟,2014;)、出口密集度(戴觅等,2014;范剑勇和冯猛,2013)、企业所有权(李春顶等,2010;盛丹,2013;戴觅等,2014;曾萍和吕迪伟,

\* 孙楚仁,广东外语外贸大学广东国际战略研究院,E-mail: sunchuren@foxmail.com;陈瑾(通讯作者),广东外语外贸大学经济贸易学院,E-mail: chenjinsuibe@163.com,通讯地址:广州市白云区北2号广东外语外贸大学,邮政编码:510420;徐丽鹤,广东外语外贸大学广东国际战略研究院,E-mail: xulihe@gdfus.edu.cn。感谢国家自然科学基金重大项目“‘一带一路’区域价值链构建与中国产业转型升级研究”(18ZDA039)、国家自然科学基金重点项目“我国产业集聚演进与新动能培育发展研究”(71733001)和广东省自然科学基金面上项目“国家间政治关系变动对全球价值链参与的影响研究”(2021A1515011452)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵修改意见,文责自负。

2014)、行业资本密集度(李春顶,2010;李建萍和张乃丽,2014;霍伟东和王明彬,2015)等角度对“悖论”的成因进行了探讨。

尽管众多学者从不同角度解释了“悖论”为何存在,但也有部分学者认为“悖论”在我国并不存在,并从出口企业密度(范剑勇和冯猛,2013)、全要素生产率(TFP)的核算方式(余森杰,2010;霍伟东和王明彬,2015)等角度进行解释。李春顶(2015)则对“悖论”在异质企业贸易理论与实证文献中的地位、事实依据、理论解释和未来的研究思路 and 方向进行了梳理和综述。他认为,使用不同的数据方法对“悖论”进行验证以及厘清“悖论”产生的原因仍有必要。

由于“悖论”问题与企业进入国内和国际市场难度密切相关,其背后隐含的是市场化进程等深层次的问题,因此对这一问题进行研究具有重要的实践意义。政府和企业必须弄清楚中国是否真的存在“悖论”,才能有的放矢地改革和发展。如果存在“悖论”,则有两方面的含义:一是出口企业不具备竞争优势,不利于扩大国际市场。二是国内销售成本高于国际销售成本,这意味着需要深化体制机制改革,降低内销障碍。然而,如果没有厘清中国是否真的存在“悖论”,形成具有误导性的政策建议则害处深远。

当前关于“悖论”问题的研究,通常是先利用中国工业企业数据库使用参数估计法估计出企业TFP,然后再对出口和非出口企业TFP的高低进行检验。这种方法存在几个重要缺陷:第一,估计企业TFP的方法相当多,不同方法因使用的变量和数据不同,估计得到的结果差异很大(Sun等,2013;汤二子,2017)。第二,企业TFP是否能估计也是一个问题。当前估计企业TFP的方法或用到企业的产值或销售额,或用到企业的增加值,但这些都与企业所面临的市场需求有关。企业面临的需求不同,根据其需求所估计得到的TFP也不一样。第三,现有研究在估计企业TFP时,都要用到企业的资本存量。虽然中国工业企业数据库中有企业年末资本的统计,但这一统计并非存量,而是流量<sup>①</sup>。由于企业不断进入和退出,加之企业水平的投资价格指数并无统计,因此在现实中我们无法对企业的资本存量进行计算。而且,由于企业的产出、中间投入、投资等都是名义值,而企业水平的投资价格指数无法获得,因而无法对名义值进行剔除价格指数的调整。第四,当前估计TFP的研究多采用OP或者LP方法,前者用到了企业投资,后者用到了中间投入,而在中国工业企业数据库中,这两者的统计都不全面,这就为TFP的估计带来样本损失问题。TFP估计方法的上述缺陷使得当前考察“悖论”问题的结论值得商榷。如无须估计企业TFP,但仍能对出口和非出口企业TFP的高低进行检验,则对于“悖论”的解释将更为可靠。

本文利用非参数估计的思路,给出了一种考察“悖论”问题的新思路和新方法,并给出了测度不同群体“悖论”存在程度的指标。不同于现有研究先估计企业TFP再比较出口企业和非出口企业TFP大小的做法,本文从一个多国、多行业和多要素Melitz模型中推出检验“悖论”是否存在的假设及指标,该假设所用到的检验指标可以利用中国工业企业数据库中企业国内销售额和出口销售额的数据进行直接估计。在此基础上,本文采用Bootstrap法对“悖论”进行考察。研究发现,对大部分行业、大多数省份和国有企业来说,中国出口企业生产率比非出口企业生产率更高,因而“悖论”整体上并不成立,“悖论”

<sup>①</sup> 当前关于这一主题的大部分研究都使用了中国工业企业数据库1998—2007年的数据。

仅对若干行业、少数几个省份以及民营和外资企业成立。这些结果很符合中国的现实。为了进一步识别何种因素会显著影响“悖论”出现,本文还进一步采用 Bootstrap 法生成并计算不同省份、行业、企业所有权类型“悖论”存在的程度,进而考察了制度、行业资本密集度和企业所有权类型对“悖论”出现可能性的影响,得到了在现有文献中尚未见到的新结果。本文发现,制度改进有助于改善当地所有企业的“悖论”境况,其中民营企业受到的影响最大,而外资企业受到的影响最小。与通常直觉不一致的是,其他省份制度水平的改进显著缓解了本省国有企业的“悖论”问题,但对外资和民营企业无显著影响。

本文在如下几个方面具有创新:在研究视角上,本文在多国、多行业和多要素 Melitz 模型的基础上,给出了无须估计企业生产率但能检验任意国家制造业是否存在“悖论”的新框架和假设,避免了直接估计企业生产率所带来的各种偏差问题。在研究指标上,本文的新框架和新方法给出了测度任意国家不同群体“悖论”存在程度的指标。利用这一指标和 Bootstrap 法,可以生成给定群体“悖论”存在程度的随机样本,进而分析给定因素如何影响“悖论”的存在。在研究方法上,本文基于“悖论”指标和随机数据生成方法,采用 Bootstrap 法生成了不同年份、省份、行业、企业所有权类型的数据并计算了“悖论”指标及对应的制度和行业资本密集度,实证考察了制度、行业资本密集度和企业所有权类型对“悖论”程度的影响。这些方法在现有文献中都尚未见到。在研究结果上,本文得到了一些新的结果。整体上,与国际经验一致,中国制造业出口企业生产率高于非出口企业,不存在“悖论”问题。

本文剩余部分内容安排如下:第二节是“悖论”检验的理论分析框架,第三节介绍数据和 Bootstrap 结果,第四节是采用 Bootstrap 生成回归数据进行实证分析,第五节是结论。

## 二、“悖论”检验的理论分析框架

### (一) 基本模型

假设经济有  $M$  个国家、 $K$  个垄断竞争行业(每种产品  $\bar{\omega}$  只由一个企业生产)、 $Z$  种要素。各国的消费者是同质的,其偏好相同,可以由如下效用函数表示:

$$U = \prod_{k=1}^K \left( \int_0^{N_k} x_k(\bar{\omega})^{\frac{\sigma_k-1}{\sigma_k}} \right)^{\frac{\beta_k \sigma_k}{\sigma_k-1}} \beta_k > 0, \sum_{k=1}^K \beta_k = 1 \quad (1)$$

其中  $N_k$  为行业  $k$  中的企业数,  $\sigma_k > 1$  为行业  $k$  中产品之间的替代弹性,  $\beta_k$  为行业  $k$  产品的边际消费倾向。在国家  $i$  第  $z$  种要素的价格为  $w_{iz}$ 。在上述效用函数下,我们可得国家  $j$  对国家  $i$  行业  $k$  出口的产品  $\bar{\omega}$  的需求为:  $x_{ijk}(\bar{\omega}) = \frac{p_{ijk}(\bar{\omega})^{-\sigma_k}}{P_{jk}^{1-\sigma_k}} \beta_k J_j$ , 这里  $i, j = 1, \dots, M$ ,

$k = 1, \dots, K$  其中  $p_{ijk}(\bar{\omega})$  为产品  $\bar{\omega}$  的出口价格,  $J_j$  为国家  $j$  的总收入,  $P_{jk}$  为国家  $j$  行业  $k$  的价格指数:  $P_{jk} = \left( \sum_{i=1}^M \int_0^{N_{ik}} p_{ijk}(\bar{\omega})^{\frac{\sigma_k-1}{\sigma_k}} \right)^{\frac{\sigma_k}{\sigma_k-1}} k = 1, \dots, K$ 。

在每个行业  $k$  内,企业是异质的。国家  $i$  行业  $k$  的企业进入行业需要支付进入固定成

本 $f_{ik}c_{ik}$  然后观察到其生产率 $\theta$  这里 $c_{ik}$ 为国家 $i$ 行业 $k$ 与企业生产率无关的单位成本<sup>①</sup>。企业在进入行业之前并不知道其生产率,只知道 $\theta$ 是分布函数为 $G_{ik}(\theta)$ 的随机变量。企业进入之后决定是否生产,如果生产就需要支付 $f_{ik}$ 单位劳动力的生产固定成本。企业如果出口到国家 $j$ 还需额外支付 $f_{ijk}$ 单位劳动力的出口固定成本。我们假设企业在国家 $j$ 销售一单位的产品,需从本国运出 $\tau_{ijk}$ 单位的产品。如果在本国运输,则无需冰山成本,即 $\tau_{iik}=1$ 。

我们假设某企业进入之后所观察到的生产率为 $\theta$ 。根据企业之间的对称性,我们可以用 $\theta$ 来代表该企业。假设每个国家 $i$ 在同一行业 $k$ 的生产技术都相同,可以用如下规模报酬不变生产函数表示: $y_{ik}(\theta) = \theta \prod_{z=1}^Z l_z^{\gamma_{kz}}$  这里 $\sum_{z=1}^Z \gamma_{kz} = 1$   $y_{ik}(\theta)$ 是生产率为 $\theta$ 的企业产出 $l_z$ 为要素 $z$ 的使用量 $\gamma_{kz}$ 为行业 $k$ 的生产中要素 $z$ 的产出弹性。根据该企业所面临的需求函数,我们可知其为国家 $j$ 销售的最优定价分别为: $p_{ijk}(\theta) = \frac{\tau_{ijk} \bar{m}_k c_{ik}}{\theta}$ ,这里 $\bar{m}_k = \sigma_k / (\sigma_k - 1)$ ,  $c_{ik} = \prod_{z=1}^Z \left( \frac{w_{iz}}{\gamma_{kz}} \right)^{\gamma_{kz}}$ 为国家 $i$ 行业 $k$ 与企业生产率无关的单位成本,从而国家 $i$ 行业 $k$ 的企业在国家 $j$ 的销售额 $r_{ijk}(\theta)$ 和净利润 $\pi_{ijk}(\theta)$ 分别为:

$$r_{ijk}(\theta) = \left( \frac{\tau_{ijk} \bar{m}_k c_{ik}}{P_{jk}} \right)^{1-\sigma_k} \beta_k I_j \theta^{\sigma_k-1} \quad \pi_{ijk}(\theta) = \frac{r_{ijk}(\theta)}{\sigma_k} - c_{ik} f_{ijk} \quad i, j = 1, \dots, M \quad k = 1, \dots, K \quad (2)$$

由此可得国家 $i$ 行业 $k$ 的企业在国家 $j$ 销售的临界生产率 $\theta_{ijk}$ ,它满足 $r_{ijk}(\theta_{ijk}) = \sigma_k c_{ik} f_{ijk}$   $i, j = 1, \dots, M \quad k = 1, \dots, K$ 。从而国家 $i$ 行业 $k$ 的企业在国家 $j$ 销售额的均值为:

$$\bar{r}_{ijk} = \left( \frac{\tau_{ijk} \bar{m}_k c_{ik}}{P_{jk}} \right)^{1-\sigma_k} \beta_k I_j \bar{\theta}_{ijk}^{\sigma_k-1} \quad i, j = 1, \dots, M \quad k = 1, \dots, K \quad (3)$$

其中,  $\bar{\theta}_{ijk} = \left( \frac{1}{1 - G_{ik}(\underline{\theta}_{ijk})} \int_{\underline{\theta}_{ijk}}^{\infty} \theta^{\sigma_k-1} dG_{ik}(\theta) \right)^{\frac{1}{\sigma_k-1}}$ 为国家 $i$ 行业 $k$ 在国家 $j$ 销售产品的行业平均生产率。记 $\bar{I}_{ik} = \frac{\beta_k I_i}{P_{ik}^{1-\sigma_k}}$  则有:

$$\frac{\bar{\theta}_{iik}^{\sigma_k-1}}{\bar{\theta}_{ijk}^{\sigma_k-1}} = \frac{\bar{r}_{iik} \tau_{iik}^{1-\sigma_k} \bar{I}_{jk}}{\bar{r}_{ijk} \bar{I}_{ik}} \quad i, j = 1, \dots, M \quad k = 1, \dots, K \quad (4)$$

因此,我们可以使用式(4)来检验国家 $i$ 制造业企业对任一特定国家 $j$ 的“悖论”是否成立。为了基于上述理论框架来考察中国制造业是否存在“悖论”,我们首先给出如下定义。

定义:称国家 $i$ 行业 $k$ 存在对国家 $j$ ( $j \neq i$ )的“悖论”,如果有 $\bar{\theta}_{iik} > \bar{\theta}_{ijk} \quad j \neq i$ 。

根据式(4)以及 $\sigma_k > 1$ ,为了检验上式成立,我们只需检验 $\frac{\bar{r}_{iik} \tau_{iik}^{1-\sigma_k} \bar{I}_{jk}}{\bar{r}_{ijk} \bar{I}_{ik}} > 1$ 即可<sup>②</sup>。

① 在下文中将定义。

② Melitz (2003) 假设了 $\tau_i^{\sigma_i-1} f_{ix} \bar{I}_i \geq f_i \bar{I}_i^*$ 。在该假设下,在对称国家情形,企业的出口概率满足小于等于1。

因此,我们可以将 $\frac{\bar{r}_{iik}\tau_{ijk}^{1-\sigma_k}\bar{I}_{jk}}{\bar{r}_{ijk}\bar{I}_{ik}}$ 看作衡量国家*i*行业*k*存在对国家*j*( $j \neq i$ )的“悖论”指标。

## (二) 实证检验“悖论”的基本思路

为检验原假设 $H_0: \bar{\theta}_{iik} > \bar{\theta}_{ijk} \quad j \neq i$ ,我们需要计算 $\bar{I}_{ik}$ 、 $\bar{I}_{jk}$ 、 $\tau_{ijk}$ 和 $\sigma_k$ ,但这十分困难。幸运的是,我们可以只根据国家*i*行业*k*中企业在国内的内销额和出口到国家*j*的出口额来估计。记 $\alpha_{iik} = \ln(\bar{m}_k c_{ik})^{1-\sigma_k} + \ln \bar{I}_{ik}$ ,  $\alpha_{ijk} = \ln(\bar{m}_k c_{ik})^{1-\sigma_k} + \ln \tau_{ijk}^{1-\sigma_k} \bar{I}_{jk}$ , 则有 $\frac{\bar{\theta}_{iik}^{\sigma_k-1}}{\bar{\theta}_{ijk}^{\sigma_k-1}} =$

$\frac{\bar{r}_{iik}}{\bar{r}_{ijk}} e^{\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}}$ 。因此,为了检验 $H_0: \bar{\theta}_{iik} > \bar{\theta}_{ijk} \quad j \neq i$ 我们只需检验 $H_0: \frac{\bar{r}_{iik}}{\bar{r}_{ijk}} e^{\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}} > 1 \quad j \neq i$ 。这里企业内销额的期望 $\bar{r}_{iik}$ 可以用所有企业内销额的均值来估计, $\bar{r}_{ijk}$ 可以用所有出口企业

出口额的均值来估计: $\hat{\bar{r}}_{iik} = \frac{1}{N_{ik}} \sum_{j=1}^{N_{ik}} r_{iik}(\bar{\omega})$ ,  $\hat{\bar{r}}_{ijk} = \frac{1}{N_{ik}^X} \sum_{j=1}^{N_{ik}^X} r_{ijk}(\bar{\omega})$  这里 $N_{ik}$ 为在国内销售的企业数, $N_{ik}^X$ 为出口企业数。而 $\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}$ 可以用出口企业 $\bar{\omega}$ 的内销额 $r_{iik}(\bar{\omega})$ 和出口额 $r_{ijk}(\bar{\omega})$ 来估计,其中 $\bar{\omega}$ 表示第 $\bar{\omega}$ 个企业,计量模型为 $\ln r_{ijk}(\bar{\omega}) - \ln r_{iik}(\bar{\omega}) = \alpha_{ijk} - \alpha_{iik} + \varepsilon_{ijk}(\bar{\omega})$ ,  $\bar{\omega} = 1, \dots, N_{ik}^X$ ,  $\varepsilon_{ijk}(\bar{\omega})$ 为独立同分布随机变量。因此 $\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}$ 的估计值为 $\alpha_{ijk} - \alpha_{iik} = \ln \frac{r_{ijk}(\bar{\omega})}{r_{iik}(\bar{\omega})} \stackrel{\Delta}{=} \frac{1}{N_{ik}^X} \sum_{\bar{\omega}=1}^{N_{ik}^X} \ln \frac{r_{ijk}(\bar{\omega})}{r_{iik}(\bar{\omega})}$  这里 $\ln \frac{r_{ijk}(\bar{\omega})}{r_{iik}(\bar{\omega})}$ 是 $\ln \frac{r_{ijk}(\bar{\omega})}{r_{iik}(\bar{\omega})}$ 的均值。

因此 $\frac{\bar{r}_{iik}}{\bar{r}_{ijk}} e^{\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}}$ 可以通过如下式子估计得到:

$$\frac{\bar{r}_{iik}}{\bar{r}_{ijk}} e^{\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}} = \frac{\hat{\bar{r}}_{iik}}{\hat{\bar{r}}_{ijk}} e^{\ln \frac{r_{ijk}(\bar{\omega})}{r_{iik}(\bar{\omega})}} \quad (5)$$

## (三) Bootstrap 法及“悖论”检验

我们可以通过式(5)获得 $\frac{\bar{r}_{iik}}{\bar{r}_{ijk}} e^{\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}}$ 的估计值,为了对 $H_0: \frac{\bar{r}_{iik}}{\bar{r}_{ijk}} e^{\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}} > 1 \quad j \neq i$ 进行假设检验,我们需要知道其分布。但这从理论上来说是不可能通过推理得到的。为此,本文采用 Bootstrap 法估计 $\frac{\bar{r}_{iik}}{\bar{r}_{ijk}} e^{\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}}$ 。采用 Bootstrap 法估计和对 $H_0$ 进行假设检验的步骤如下:第一,在样本总体中随机抽样 $M$ 次,每次对样本总体进行可放回的抽样,对第 $m$

次抽样,计算 $Y_{ikm} = \frac{\hat{\bar{r}}_{iik}}{\hat{\bar{r}}_{ijk}} e^{\ln \frac{r_{ijk}(\bar{\omega})}{r_{iik}(\bar{\omega})}}$ 。所有 $M$ 次计算结果的均值 $\bar{Y}_i = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M Y_{ikm}$ 就是要估计的

$\frac{\hat{\bar{r}}_{iik}}{\hat{\bar{r}}_{ijk}} e^{\ln \frac{r_{ijk}(\bar{\omega})}{r_{iik}(\bar{\omega})}}$ 。第二,对 $M$ 次计算的结果 $\{Y_{ikm}\}_{m=1}^M$ 进行排序,得到 $\{\tilde{Y}_{ikm}\}_{m=1}^M$ ,这里 $\tilde{Y}_{ikm} <$

$\tilde{Y}_{ikm+1}, \forall m$ ,从而可得样本分布曲线。第三,给定置信水平 $\alpha$ ,我们可以计算在概率 $\frac{\alpha}{2}$ 和

$1 - \frac{\alpha}{2}$ 处的分位数 $\tilde{Y}_{ikm_{\frac{\alpha}{2}}}$ 和 $\tilde{Y}_{ikm_{1-\frac{\alpha}{2}}}$ ,其中 $m_{\frac{\alpha}{2}} = \left\lceil \frac{M\alpha}{2} \right\rceil$ ,  $m_{1-\frac{\alpha}{2}} = \left\lfloor M \left( 1 - \frac{\alpha}{2} \right) \right\rfloor$  这里 $\lceil x \rceil$ 表示

对  $x$  向上取整  $\lceil x \rceil$  表示对  $x$  向下取整。第四,  $Y_{ik}$  的置信区间为  $[\tilde{Y}_{ikm\frac{\alpha}{2}}, \tilde{Y}_{ikm1-\frac{\alpha}{2}}]$ 。第五, 要检验  $H_0: \frac{\bar{r}_{iik}}{\bar{r}_{ijk}} e^{\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}} > 1, j \neq i$ , 我们只需看是否有  $\tilde{Y}_{ikm\frac{\alpha}{2}} > 1$ 。若该式成立, 我们称  $H_0: \frac{\bar{r}_{iik}}{\bar{r}_{ijk}} e^{\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}} > 1, j \neq i$  在 95% 的概率上成立, 否则我们以 95% 的置信水平拒绝  $H_0$ 。

尽管分位点方法使用简单, 但容易得到有偏的、不精确的覆盖率。为确保 Bootstrap 具有更好的效果, Bootstrap 统计量应该是近似枢轴的。设  $S_{ijk}$  为估计  $\frac{\bar{r}_{iik}}{\bar{r}_{ijk}} e^{\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}}, j \neq i$  的标准差, 则  $R_{ijk} = \left( \frac{\bar{r}_{iik}}{\bar{r}_{ijk}} e^{\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}} - \frac{\bar{r}_{iik}}{\bar{r}_{ijk}} e^{\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}} \right) / S_{ijk}, j \neq i$  是一个良好的近似枢轴统计量 (Efron 和 Gong, 1983)。我们可以构造如下 Bootstrap 置信区间:  $\left[ \frac{\bar{r}_{iik}}{\bar{r}_{ijk}} e^{\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}} - S_{ijk} \tilde{Y}_{ikm1-\frac{\alpha}{2}}, \frac{\bar{r}_{iik}}{\bar{r}_{ijk}} e^{\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}} - S_{ijk} \tilde{Y}_{ikm\frac{\alpha}{2}} \right]$ 。

#### (四) “悖论”检验分析框架的理论意义和可延展性

从上文的推导可知, 只要企业生产函数中企业生产率与要素使用对产出的影响是可分的, 则上面所提出的“悖论”检验分析框架对于任意多个国家、多个行业和多种要素都成立。它不仅可以在不用估计企业生产率的情况下检验一国某行业中的企业是否存在“悖论”, 还可以检验一国某行业中的企业对于任意一个贸易伙伴国来说是否存在“悖论”。上述分析框架甚至还可以推广到检验任意一国某行业出口到任意两国的企业和国内企业的生产率的大小。例如, 它可以用来检验下述问题: 出口到发达国家的企业的生产率是否要比出口到发展中国家的高, 出口到美国的企业生产率是否要比出口到德国的高。这一检验框架的思想还可以推广到检验出口不同国家数、不同产品数的企业的生产率高低, 检验不同出口或者进口时间长短企业的生产率高低 (出口和进口学习的生产率效应) 等各类问题。因此, 上述检验分析框架对于解决与企业生产率和出口行为的各种问题和争论, 具有重要的理论和实际应用价值。

### 三、数据和 Bootstrap 结果

#### (一) 数据来源与处理

本文所使用的数据来自 1998—2007 年中国工业企业数据库, 主要对象为规模以上 (年产值在 500 万元人民币以上) 国有和非国有企业。数据库包括三大类 (采矿业; 制造业; 电力、能源等生产和零售业) 企业和 40 个行业的制造业信息。整个数据包含 240 多万个企业一年度观测数据, 该数据库完全体现了中国工业企业的真实经济指标。本文参考 Sun 等 (2013) 的处理方法对数据库进行了处理。

在本文的模型中, 所有企业都会在国内生产和销售, 因此我们可以用式 (5) 来进行检验。但在现实中, 由于中国特殊的开放政策如海关特殊监管区或者其他制度原因, 有一部分制造业企业的生产纯粹是为了满足国外市场, 而不在国内销售。另外, 由于销售渠道、政治等原因, 有一些企业可能会为其他企业销售产品, 但又记录在这些企业自己

的财务报表上, 从而其出口额会大于总销售额。还有一种可能是企业在填写报表时出错, 导致总销售额小于出口额。因此, 我们在数据中将这样的样本剔除。在处理之后包含 2 226 426 个样本企业的数据中, 1998—2007 年共有 115 861 个样本企业是纯出口企业, 39 299 个样本企业的出口额大于总销售额。为了进行检验, 我们在数据中剔除了这些样本<sup>①</sup>。

## (二) 基本 Bootstrap 结果

我们从如下几个角度分样本采用 Bootstrap 法来检验中国制造业是否存在“悖论”：(1) 为了考察“悖论”是否在总体上存在, 我们将中国工业企业数据库 1998—2007 年所有样本视为总体进行了检验。(2) 为了考察“悖论”是否随时间变化而变化, 我们将 1998—2007 年每一年的样本分别视为总体, 逐年进行了检验。(3) 考虑到行业特征如资本密集度、出口密集度等会影响“悖论”, 我们将每个 GB/T2 位数行业的样本视为总体, 对每个行业是否存在“悖论”进行了检验。(4) 考虑到不同省份的区位、制度水平、经济发展水平等均有所不同, 而这些因素都可能导致“悖论”, 我们将每个省的样本视为总体, 对每个省是否存在“悖论”进行了检验。(5) 考虑到很多文献发现企业所有权特征是影响“悖论”的重要因素, 我们将企业按照所有权类型分为公有制企业(国有和集体企业)、私营企业、外资企业、港澳台企业和其他企业(合资、合作企业等) 5 种类型, 将每种企业所有权类型的样本视为总体, 对每种企业所有权类型是否存在“悖论”进行了检验。

我们在进行 Bootstrap 检验时, 无论是对总体还是分年份、分行业、分省份和分企业所有权类型的样本, 都抽样 5 000 次, 每次抽取 25 万个样本(约为总样本的 11.26%) 进而计算检验“悖论”的指标, 这样是为了尽可能地保证每次抽样都有出口和非出口企业。考虑到无偏性和节省篇幅, 下文只报告修正后的 Bootstrap 结果<sup>②</sup>。

### 1. 总体 Bootstrap 结果

我们采用 Bootstrap 法对 1998—2007 年总体样本的零假设  $H_0: \frac{\bar{r}_{iik}}{\bar{r}_{ijk}} e^{\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}} > 1$  进行了检验, 结果见表 1。从中可以看出, 无论是在 0.10、0.05 还是 0.01 的显著性水平下, 零假设都被拒绝, 因此可以说 1998—2007 年中国制造业企业总体上不存在“悖论”。

我们的结论与范剑勇和冯猛(2013)、余淼杰(2010)、霍伟东和王明彬(2015)等文献的结论一致, 这些文献也认为中国制造业不存在“悖论”。范剑勇和冯猛(2013)认为, 一些文献认为“悖论”存在可能是因为是在核算出口企业 TFP 时只采用了纯出口企业或者出口密集度较高的企业数据, 忽略了出口密集度较小的一般出口企业, 而这类企业的生产率明显高于内销企业。由于本文的方法不涉及企业 TFP 的计算, 且剔除了纯出口企业和出口额超

① 即使考虑到纯出口企业的样本, 检验结果也不发生改变。为了将纯出口企业纳入分析中, 作者采用一个小技巧对文中的检验结果重新检验了一遍。技巧如下: 对于纯出口企业, 假设其在国内销售额非常小(例如  $10^{-10}$  千元)。将纯出口企业的内销额分别设为  $10^{-6}$ 、 $10^{-8}$ 、 $10^{-10}$  千元, 检验结果仍然不变, 说明纯出口企业的样本不会影响到检验结果。

② 有兴趣的读者可以向作者索取 10%、5% 和 1% 情形未修正的 Bootstrap 结果。

过总销售额的样本。因此,我们认为总体而言,中国制造业并不存在“悖论”。

表1 修正后的总体 Bootstrap 结果

显著性水平	均值	标准差	置信区间	接受 $H_0$
0.10	0.8672	0.0155	[0.8534, 0.8803]	否
0.05	0.8674	0.0155	[0.8535, 0.8804]	否
0.01	0.8671	0.0151	[0.8534, 0.8797]	否

有意思的是,由于使用的是1998—2007年所有制造业企业样本,因此也可能覆盖了大量的加工贸易企业(尹翔硕和陈陶然,2015)。很多文献的研究表明,加工贸易是造成中国制造业“悖论”的重要原因(李春顶,2010;李春顶等,2010;戴觅等,2014)。而本文在没有区分加工贸易企业的情况下,仍能得到“悖论”不存在的结果,可能是因为本文在处理数据时,剔除了纯出口企业和出口额超过总销售额的企业,这些企业大部分都是加工贸易企业,因而在一定程度上避免了由加工贸易带来的“悖论”问题。

## 2. 分年 Bootstrap 结果

对不同年份是否存在“悖论”,现有文献很少讨论。如果只有单年数据,则现有先估计企业TFP再检验“悖论”的方法都将失效。但当使用面板数据来估计企业TFP时,企业前后年份的绩效从而估计得到的TFP将会彼此联系到一起,难以区分不同年份的企业TFP的差异,本文的方法则可以规避这一困难。

我们采用 Bootstrap 法对分年样本  $H_0: \frac{\bar{r}_{iik}}{\bar{r}_{ijk}} e^{\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}} > 1$  的进行了检验,结果见表2。从中可以看出,在1998—2000、2003—2007年间,零假设  $H_0$  在0.01的显著性水平下被拒绝。而在2001和2002年,零假设以微弱的水平被接受。因此,一般而言,1998—2007年中国制造业总体上并不存在“悖论”。之所以2001和2002年出口企业生产率相对于非出口企业更低,可能是中国加入世界贸易组织带来了良好预期,大量生产率较低的企业进入出口市场所致。

表2 修正后的分年 Bootstrap 结果(显著性水平:  $\alpha = 0.01$ )

年份	均值	标准差	置信区间	接受 $H_0$
1998	0.9072	0.0302	[0.8775, 0.9324]	否
1999	0.9192	0.0318	[0.8871, 0.9459]	否
2000	0.9176	0.0353	[0.8820, 0.9470]	否
2001	1.0653	0.0402	[1.0187, 1.1038]	是
2002	1.0479	0.0424	[0.9991, 1.0879]	是
2003	1.0503	0.0607	[0.9771, 1.1042]	否
2004	0.5229	0.0268	[0.5071, 0.5350]	否
2005	0.7456	0.0355	[0.7158, 0.7691]	否
2006	0.9326	0.0437	[0.8869, 0.9687]	否
2007	1.0626	0.0584	[0.9917, 1.1164]	否

## 3. 分行业 Bootstrap 结果



我们采用 Bootstrap 方法对分 GB/T2 位数行业样本的  $H_0: \frac{\bar{r}_{iik}}{\bar{r}_{ijk}} e^{\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}} > 1$  进行了检验, 结果见表 3。从中可以看出, 在 0.01 的显著性水平下, 对行业 13、17、18、19、20、21、24、30、34、42、43 这 11 个行业(在行业总数中占比 27.5%), 零假设都能被接受, 即在这些行业中, 出口企业生产率低于非出口企业, 而在其他行业中, 出口企业生产率都高于非出口企业。相比之下, 李春顶(2010)采用劳动生产率检验发现 55% 的行业存在“悖论”, 采用近似 TFP 检验发现 67% 的行业存在“悖论”。汤二子(2017)采用简单投入成本生产率检验发现 97% 的行业存在“悖论”。由于不同的生产率检验的结果存在很大差异, 而本文的结果不依赖生产率估计方法, 因此, 我们认为本文的结果可能更加符合实际。

表 3 修正后的分行业 Bootstrap 结果(显著性水平:  $\alpha = 0.01$ )

行业代码	均值	标准差	置信区间	接受 $H_0$	行业代码	均值	标准差	置信区间	接受 $H_0$
6	0.070	0.010	[0.069, 0.070]	否	26	0.458	0.012	[0.453, 0.463]	否
7	0.081	0.015	[0.079, 0.082]	否	27	0.285	0.012	[0.281, 0.288]	否
8	0.566	0.126	[0.444, 0.608]	否	28	0.445	0.044	[0.420, 0.460]	否
9	0.228	0.067	[0.200, 0.235]	否	29	0.453	0.027	[0.439, 0.464]	否
10	0.516	0.035	[0.494, 0.531]	否	30	1.121	0.028	[1.088, 1.150]	是
11	2.090	1.147	[4.725, 2.451]	否	31	0.675	0.020	[0.660, 0.688]	否
12	0.056	0.013	[0.055, 0.056]	否	32	0.137	0.013	[0.135, 0.138]	否
13	1.157	0.029	[1.122, 1.189]	是	33	0.377	0.019	[0.369, 0.384]	否
14	1.012	0.042	[0.965, 1.051]	否	34	1.425	0.039	[1.366, 1.476]	是
15	0.588	0.037	[0.563, 0.607]	否	35	0.409	0.021	[0.399, 0.417]	否
16	0.070	0.014	[0.068, 0.070]	否	36	0.296	0.009	[0.293, 0.299]	否
17	1.083	0.018	[1.062, 1.101]	是	37	0.273	0.014	[0.269, 0.276]	否
18	3.964	0.084	[3.614, 4.278]	是	39	0.668	0.028	[0.648, 0.685]	否
19	2.947	0.101	[2.624, 3.219]	是	40	0.209	0.014	[0.205, 0.211]	否
20	1.671	0.079	[1.525, 1.788]	是	41	0.468	0.027	[0.453, 0.478]	否
21	1.501	0.069	[1.385, 1.593]	是	42	2.335	0.103	[2.066, 2.552]	是
22	0.491	0.032	[0.472, 0.504]	否	43	6.444	0.312	[4.276, 8.146]	是
23	0.366	0.020	[0.357, 0.372]	否	44	0.151	0.299	[0.142, 0.154]	否
24	2.733	0.107	[2.409, 2.999]	是	45	0.107	0.032	[0.101, 0.109]	否
25	0.075	0.013	[0.073, 0.075]	否	46	0.069	0.064	[0.038, 0.070]	否

我们计算发现, 上述 11 个行业的资本劳动比对数的均值为 2.372, 标准差为 0.985, 而其他行业的资本劳动比对数的均值为 3.154, 标准差为 1.126。这意味着上述 11 个行业相对来说是劳动密集型行业。因此, 行业资本密集度可能是影响“悖论”的重要因素之一。

李春顶(2010)、李建萍和张乃丽(2014)、霍伟东和王明彬(2015)都发现劳动密集型行业更可能出现“悖论”, 其原因在于我国是劳动力丰裕型国家, 劳动密集型行业相对

来说是比较优势行业,劳动力价格比较便宜,因而产品在国际市场具有价格优势,企业依靠价格优势而非较高的生产率进入出口市场。而比较劣势行业多采用本国稀缺的资本、知识等进行生产,因而产品在国际市场上没有价格优势,只能依靠较高的生产率进入出口市场。

#### 4. 分省份 Bootstrap 结果

我们采用 Bootstrap 法对分省样本的  $H_0: \frac{\bar{r}_{iik}}{\bar{r}_{ijk}} e^{\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}} > 1$  进行了检验,结果见表 4。从中可以看出,在 0.01 的显著性水平下,除了河北、浙江、福建、山东和广东五省之外,在其他省份,零假设  $H_0$  都被拒绝,即上述五省存在“悖论”,而其他省份不存在“悖论”。

表 4 修正后的分省份 Bootstrap 结果(显著性水平:  $\alpha = 0.01$ )

省份	均值	标准差	置信区间	接受 $H_0$	省份	均值	标准差	置信区间	接受 $H_0$
北京	0.2057	0.0325	[0.1960, 0.2102]	否	湖北	0.4611	0.0337	[0.4427, 0.4738]	否
天津	0.4788	0.0510	[0.4474, 0.4974]	否	湖南	0.6860	0.0490	[0.6453, 0.7139]	否
河北	1.2092	0.0558	[1.1329, 1.2692]	是	广东	1.2091	0.0707	[1.1116, 1.2820]	是
山西	0.2245	0.0323	[0.2142, 0.2296]	否	广西	0.8686	0.0562	[0.8115, 0.9104]	否
内蒙古	0.4015	0.0474	[0.3765, 0.4154]	否	海南	1.0387	0.2528	[0.5714, 1.1772]	否
辽宁	0.6311	0.0429	[0.5990, 0.6540]	否	重庆	0.2057	0.0163	[0.2016, 0.2085]	否
吉林	0.4947	0.0620	[0.4529, 0.5177]	否	四川	0.2334	0.0185	[0.2282, 0.2369]	否
黑龙江	0.2019	0.0435	[0.1875, 0.2071]	否	贵州	0.1493	0.0197	[0.1453, 0.1514]	否
上海	0.4664	0.0297	[0.4504, 0.4781]	否	云南	0.3340	0.0308	[0.3208, 0.3422]	否
江苏	0.6791	0.0233	[0.6618, 0.6936]	否	西藏	1.7154	1.2294	[-7.5736, 1.9813]	否
浙江	1.6782	0.0449	[1.5973, 1.7483]	是	陕西	0.1734	0.0216	[0.1682, 0.1761]	否
安徽	0.7687	0.0514	[0.7225, 0.8015]	否	甘肃	0.1814	0.0354	[0.1711, 0.1854]	否
福建	1.9043	0.1170	[1.6444, 2.0952]	是	青海	0.3007	0.0956	[0.2437, 0.3132]	否
江西	0.6399	0.0598	[0.5923, 0.6691]	否	宁夏	0.3368	0.0453	[0.3156, 0.3474]	否
山东	1.0464	0.0330	[1.0088, 1.0783]	是	新疆	0.6209	0.0883	[0.5459, 0.6563]	否
河南	0.4765	0.0193	[0.4663, 0.4849]	否					

上述五省存在“悖论”的可能原因是这些省份的民营、外资企业更多,且距离出口市场更近,出口成本相对来说更低。这五省的民营和外资企业占比很高,分别为 65.32%、65.08%、66.94%、75.62 和 65.83%,而其他省份则平均为 64.49%。此外,这五省的加工贸易占比也很高<sup>①</sup>。根据李春顶(2010)、李春顶等(2010)、戴觅等(2014)的研究,加工贸易是造成“悖论”的重要原因。因此,分省份 Bootstrap 结果是合理的,呼应了这些文献的结果<sup>②</sup>。

① 参见《中国统计年鉴》关于各省 1998—2007 年加工贸易占比统计数据。

② 本文分省份的结果与李春顶等(2010)所得到的结果在某种程度上一致。后者认为,在沿海地区出口企业比国内企业生产率更低,“悖论”现象更为突出。

从制度水平来看,我们利用樊纲和王小鲁测度的“中国市场化指数”,比较了上述五省与其他省份的制度水平差异。这五省的平均制度水平为7.694,标准差为1.876,而其他省份的平均制度水平为5.413,标准差为1.854。因此,我们认为这五省的制度水平比其他省份高。这一结果与张杰等(2008)、曾萍和吕迪伟(2014)的结论不一致。张杰等(2008)认为,市场化制度水平越高,“悖论”越不可能存在,曾萍和吕迪伟(2014)认为,制度会强化生产率对企业出口行为的正向影响。因此,制度水平究竟是否和如何影响企业国内或出口市场选择行为,仍需更多研究。

#### 5. 分企业所有权类型 Bootstrap 结果

我们采用 Bootstrap 法对分企业所有权类型样本的  $H_0: \frac{\bar{r}_{iik}}{r_{ijk}} e^{\alpha_{ijk} - \alpha_{iik}} > 1$  进行了检验,结果见表5。从中可以看出,在0.01的显著性水平下,对国有、集体所有制企业和其他所有权类型的企业来说,零假设  $H_0$  被拒绝,说明出口企业生产率比非出口企业更高。但对私营、外资和港澳台企业来说,零假设被接受,即这些所有权类型的企业存在“悖论”。这一结果呼应了现有文献关于外资和民营企业存在“悖论”的结论。盛丹(2013)、戴觅等(2014)认为外资企业存在“悖论”,李春顶(2010)、曾萍和吕迪伟(2014)则认为民营企业更可能出现“悖论”。由于外资企业大量从事加工贸易,因此也间接表明加工贸易可能存在“悖论”。

表5 修正后的分企业所有权 Bootstrap 结果(显著性水平:  $\alpha = 0.01$ )

企业类型	均值	标准差	置信区间	接受 $H_0$
国有和集体企业	0.5318	0.0153	[0.5231, 0.5393]	否
私营企业	1.0216	0.0195	[1.0006, 1.0405]	是
外资企业	1.3998	0.0555	[1.3139, 1.4701]	是
港澳台企业	2.5243	0.0734	[2.3260, 2.6960]	是
其他企业	0.7456	0.1384	[0.5860, 0.8070]	否

## 四、实证分析

### (一) 制度、行业资本密集度、企业所有权对“悖论”的交互影响

现有文献表明,制度、国内市场分割、企业所有权、行业资本密集度、企业出口密集度和贸易方式都可能影响“悖论”的存在。然而,这些因素对“悖论”的影响并非相互独立。首先,外资企业在中国更多从事加工贸易,而加工贸易以出口为导向,相对来说与国际市场联系更为紧密,出口密集度更高。其次,制度与地方保护、行政垄断、区域贸易壁垒、经济发展等联系在一起,难以完全区分其影响。而制度水平也影响了本地交易效率,极化了本地比较优势的发挥。制度和经济发展往往也与国有企业、融资约束等问题联系在一起。最后,中国开放格局由沿海、沿江、沿边、内陆等顺序逐步开放,因此东南沿海的加工贸易、外资和民营经济更为发达,聚集更多劳动力密集型行业。因此,按照年份、行业、省份、企业所有权等对“悖论”进行简单测量,不能完全甄别这些因素的具体

影响。本节采取 Bootstrap 法重新生成数据,然后实证分析制度、行业资本密集度和企业所有权对“悖论”的影响。

## (二) “悖论”指标

根据前文所述方法,我们将  $\hat{\zeta}_{ijk} = \frac{\hat{r}_{iik}^{\omega} e^{\ln \frac{r_{ijk}(\omega)}{r_{iik}(\omega)}}}{\hat{r}_{ijk}}$  视为衡量国家  $i$  行业  $k$  对国家  $j$  的“悖论”程度的指标,这里  $\hat{r}_{iik}$  为国家  $i$  行业  $k$  非出口企业国内销售额的均值,  $\hat{r}_{ijk}$  为国家  $i$  行业  $k$  出口到国家  $j$  所有企业出口额的均值,  $\ln \frac{r_{ijk}(\theta)}{r_{iik}(\theta)}$  为国家  $i$  行业  $k$  出口到国家  $j$  所有企业  $\ln \frac{r_{ijk}(\theta)}{r_{iik}(\theta)}$  的均值。国家  $i$  行业  $k$  对国家  $j$  的“悖论”指标衡量了该国该行业“悖论”的大小<sup>①</sup>,该值越大,“悖论”程度越高。由于只对中国制造业“悖论”进行检验,因此国家  $i$  指中国  $j$  指外国。

## (三) 计量方程

为了精确考察制度、行业资本密集度和企业所有权对中国制造业“悖论”的交互影响,设定如下计量方程:

$$\ln \zeta_{piot} = \beta \ln institute_{pt} \times \ln kl_{it} \times Dum_{ot} + \alpha_p + \delta_o + \lambda_i + \gamma_t + \eta_{pt} + \theta_{it} + \vartheta_{ot} + \iota_{pt} + \kappa_{po} + \mu_{io} + \zeta_{piot} \quad (6)$$

其中  $\zeta_{piot}$  表示省份  $p$ 、企业所有权类型  $o$ 、行业  $i$  在第  $t$  年的“悖论”指标,  $institute_{pt}$  表示省份  $p$  第  $t$  年的制度水平,  $kl_{it}$  表示行业  $i$  第  $t$  年的资本密集度,三个变量都取对数。  $Dum_{piot}$  表示企业所有权类型的虚拟变量,取值为 0 代表国有企业,取值为 1 代表民营企业,取值为 2 代表外资企业。  $\alpha_p$ 、 $\delta_o$ 、 $\lambda_i$  和  $\gamma_t$  分别是省份、所有权、行业和年份固定效应,  $\eta_{pt}$ 、 $\theta_{it}$ 、 $\vartheta_{ot}$ 、 $\iota_{pt}$ 、 $\kappa_{po}$  和  $\mu_{io}$  分别表示省份一年份、行业一年份、所有权一年份、省份—行业、省份—所有权和行业—所有权双重固定效应,  $\varepsilon_{piot}$  为随机误差项。

## (四) 回归结果

回归结果见表 6<sup>②</sup>,其中,第(1)列控制省份、行业、所有权和年份固定效应,第(2)列在第(1)列基础上增加控制省份一年份、行业一年份、所有权一年份双重固定效应,第(3)列在第(2)列基础上又增加控制省份—行业、省份—所有权和行业—所有权双重固定效应。从中可以看出,对国有、民营和外资三种类型企业而言,系数都显著为负,表明给定制度或行业资本密集度,行业资本密集度或制度水平的提高都将导致“悖论”消失。同时,外资企业的系数最小,表明制度改进和行业资本密集度的提高对改善外资“悖论”的影响最小。但其对民营企业的影响最大,这可能是因为民营企业受到制度环境如行

① 由第二节分析可知,该指标大于 1 时“悖论”存在,小于 1 时“悖论”不存在。

② 我们也对被解释变量为是否有“悖论”的虚拟变量情形做了回归,结果也基本一致,对此感兴趣的读者可以向作者索取。

政垄断、地方保护、融资约束、知识产权保护等的影响程度最大,且由于行业规制和资本容量的限制,民营企业大多只能从事下游一些竞争性的劳动密集型行业的制造活动。

考虑到企业除了在本省销售之外,还可能在国内外其他省份销售。而现有关于国内市场分割的文献(朱希伟等,2005;张杰等,2010;安虎森等,2013;张艳等,2014;盛丹,2013)都隐含了其他省份对本省的地方保护会影响本省企业的出口选择,因此有必要在回归中考虑其他省份的制度水平。为此,我们计算了其他省份按GDP加权平均的制度水平,并在第(4)列中控制了其他省份平均制度水平的影响。结果表明,给定行业资本密集度,其他省份的制度改进显著缓解了国有企业的“悖论”问题,但对民营和外资企业没有显著影响。可能的原因是,对外资企业来说,进入我国市场经营审批时已经限定了具体的市场所在地,并不能自由在其他省份经营;对民营企业来说,由于自身资本容量有限、经营规模较小,无力在其他省份大规模扩张。还有一种可能是,民营企业经营策略灵活,受到政府各类管制如硬性的劳动力标准、环境规制等限制较少,且不用承担很多关于就业、稳定经济等社会责任,反而受到其他省份制度的限制较少。而国有企业相对来说融资能力更强、规模更大,有能力在其他省份经营,但经营策略没有那么灵活,又受到国家和其他省份各类制度的限制,因此反而在他省份制度改进时,更容易进入他省市场,从而缓解了“悖论”。

表6 制度、行业资本密集度和所有权对“悖论”的交互影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
国有企业* 本省制度对数* 行业资本密集度	-0.0720*** (-6.50)	-0.100*** (-7.90)	-0.0795*** (-4.62)	-0.109*** (-5.77)
民营企业* 本省制度对数* 行业资本密集度	-0.112*** (-10.41)	-0.108*** (-8.81)	-0.0984*** (-5.80)	-0.0895*** (-4.87)
外资企业* 本省制度对数* 行业资本密集度	-0.0483*** (-5.35)	-0.0531*** (-5.39)	-0.0419** (-3.05)	-0.0313* (-2.15)
国有企业* 省外平均制度对数* 行业资本密集度				-0.256** (-2.66)
民营企业* 省外平均制度对数* 行业资本密集度				0.0523
外资企业* 省外平均制度对数* 行业资本密集度				(0.56) 0.0760 (0.96)
省份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
所有权固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份—年份固定效应	否	是	是	是

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
行业一年份固定效应	否	是	是	是
所有权一年份固定效应	否	是	是	是
省份—行业固定效应	否	否	是	是
省份—所有权固定效应	否	否	是	是
行业—所有权固定效应	否	否	是	是
观测值	18 914	18 903	18 855	18 855

注: 括号内为 t 统计量。\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 0.1% 水平下显著。

总结来说, 本文的回归结果印证了朱希伟等(2005)、张杰等(2008)、盛丹(2013)、曾萍和吕迪伟(2014)论证的制度改进和国内市场分割程度下降有助于缓解“悖论”现象的结论, 即劳动密集型行业以及外资和民营企业更容易出现“悖论”。本文也得到了新的结果: 一个地方的制度改进有助于改善所有企业的“悖论”, 且对民营企业的影响最大, 而对外资企业的影响最小。这一结果与李春顶等(2010)的推论相反, 他们推论市场化制度水平改进会导致外资和民营企业“悖论”现象更为突出。这一结果印证了曾萍和吕迪伟(2014)的结论, 后者认为作为制度某个维度的融资约束是造成民营企业“悖论”的根本原因, 因此缓解融资约束有助于缓解民营企业“悖论”。但精确考察制度改进如何影响不同所有权企业的“悖论”问题, 现有文献尚未专门进行研究。

本文还进一步发现, 其他省份制度水平的改进有助于缓解国有企业的“悖论”问题, 但却对外资和民营企业的影响不显著。这一结果在文献中尚未见到, 但与一些关于国内市场分割与“悖论”关系的文献的结论相互呼应(朱希伟等, 2005; 张杰等, 2010; 盛丹, 2013), 他们认为国内市场分割导致国内销售成本相对于国外过高, 使得低效率企业更可能选择国外销售, 从而导致了“悖论”存在。由于其他省份制度水平的改进在一定程度上反映了国内市场分割程度下降, 因此, 其他省份制度水平的改进应该可以缓解“悖论”。

我们认为, 本文的回归结果成立的原因可能有如下几个: 第一, 每个省份都有其特定的国有企业, 其对于当地税收、就业等有密切关系。为了保护本地国有企业, 各省和地方政府有动力限制其他省份国有企业的进入。第二, 国有企业的运营和国内出口扩张与其政治关系密切相关。一省的国有企业进入其他省份, 往往意味着需要调动资源重建与当地政府的关系, 相对难以做到。第三, 外资和民营企业经营范围与本地国有企业有较大互补性。因此, 为了促进当地经济发展, 各省政府对于外资和民营企业进入本地市场相对来说更加宽容。

## 五、结 论

本文基于 Melitz 模型给出了一种利用实际可观测的数据、无须估计企业生产率但能检验是否存在“悖论”的检验框架、假设和指标, 并提出了 Bootstrap 法来计算“悖论”指标及其置信区间, 也给出了基于 Bootstrap 法随机生成不同年份、省份、行业、所有权类

型的“悖论”指标和考察给定因素影响“悖论”程度的方法。本文证明 检验出口企业生产率是否大于非出口企业等价于检验一个由出口企业的出口额、内销额和非出口企业的内销额表示的式子,并且该式子可以通过 Bootstrap 法进行检验。本文的研究为中国制造业“悖论”问题以及生产率与企业出口行为的研究提供了一个新视角、新框架、新方法和新指标,对于异质企业生产率与出口行为的理论和实证研究具有启发意义,也具有重要的政策价值。

本文的检验结果表明,对大部分行业、大多数省份以及国有企业来说,中国出口企业生产率比非出口企业生产率更高,因而中国制造业“悖论”整体上并不成立。“悖论”仅对若干行业、少数几个省份以及民营和外资企业成立。这些结论与当前关于中国制造业“悖论”文献的研究结果有较大差异,说明利用新方法对这一问题进行考察仍然是有必要的。本文基于“悖论”指标和随机样本生成方法进一步分析了制度、行业资本密集度和企业所有权类型对于“悖论”的影响。结果发现,制度改进有助于改善当地所有企业的“悖论”境况,其中民营企业受到的影响最大,而外资企业受到的影响最小。其他省份制度水平的改进显著缓解了国有企业的“悖论”问题,但对外资和民营企业无显著影响。本文的结果意味着,在分析企业出口行为时,要全面考虑制度、行业资本密集度和企业所有权类型对于其出口市场选择的复杂交互作用。因此,进行深层次的制度改革,对于增强企业出口竞争力特别是改善国有经济的经营环境和市场竞争力具有重要的实践意义。

本文的结果意味着异质企业贸易理论仍然适用于中国制造业企业出口行为的分析。现有文献中的不一致结论可能意味着中国制造业存在“悖论”只是一个局部现象,对于特定行业、特定地区、特定出口模式的企业,其“悖论”是否存在,结论是有差异的,是否存在“悖论”要依据真实的经济情况而定。

## 参 考 文 献

- Bernard, A. B., J. B. Jensen and R. Z. Lawrence, 1995, "Exporters, Jobs, and Wages in US Manufacturing: 1976-1987," *Brookings Papers on Economic Activity*, 67-119.
- Bernard, A. B., J. B. Jensen and S. J. Redding, 2007, "Firms in International Trade," *Journal of Economic Perspectives*, 21(3): 105-130.
- Bernard, A. B., J. B. Jensen and S. J. Redding, 2011, "The Empirics of Firm Heterogeneity and International Trade," NBER Working Paper, No. 17627.
- Efron, B. and G. Gong, 1983, "A Leisurely Look at the Bootstrap, the Jackknife, and Cross-validation," *American Statistician*, 37(1): 36-48.
- Greenaway, D. and R. Kneller, 2004, "Exporting and Productivity in the United Kingdom," *Oxford Review of Economic Policy*, 20(3): 358-371.
- Melitz, M. J., 2003, "The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity," *Econometrica*, 71(6): 1695-1725.
- Sun, C., G. Tian and T. Zhang, 2013, "An Application of the Melitz Model to Chinese Firms," *Review of Development Economics*, 17(3): 494-509.
- Wagner, J., 2012, "International Trade and Firm Performance: A Survey of Empirical Studies since 2006," *Review of World Economics*, 148(2): 235-267.

- 安虎森、皮亚彬和薄文广 2013,《市场规模、贸易成本与悖论》,《财经研究》第5期 41—50页。
- 戴觅、余淼杰和 Madhura Maitra 2014,《中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用》,《经济学(季刊)》第2期 675—698页。
- 范剑勇和冯猛 2013,《中国制造业悖论之谜:基于出口密度差别上的检验》,《管理世界》第8期 16—29页。
- 霍伟东和王明彬 2015,《中国出口企业“生产率悖论”的比较检验与修正》,《财经科学》第9期 120—131页。
- 李春顶、石晓军和邢春冰 2010,《“出口—生产率悖论”:对中国经验的进一步考察》,《经济学动态》第8期 90—95页。
- 李春顶和尹翔硕 2009,《我国出口企业的“生产率悖论”及其解释》,《财贸经济》第11期 84—90页。
- 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 64—81页。
- 李春顶 2015,《中国企业“出口—生产率悖论”研究综述》,《世界经济》第5期 148—175页。
- 李建萍和张乃丽 2014,《比较优势、异质性企业与出口“生产率悖论”——基于对中国制造业上市企业的分析》,《国际贸易问题》第6期 3—13页。
- 盛丹 2013,《地区行政垄断与我国企业出口的“生产率悖论”》,《产业经济研究》第4期 70—80页。
- 汤二子 2017,《中国企业“出口—生产率悖论”:理论裂变与检验重塑》,《管理世界》第2期 30—42页。
- 尹翔硕和陈陶然 2015,《不同贸易方式出口企业的生产率与利润——基于异质性企业理论的微观实证分析》,《世界经济文汇》第4期 44—60页。
- 余淼杰 2010,《中国的贸易自由化与制造业企业生产率:来自企业层面的实证分析》,《经济研究》第12期 97—110页。
- 曾萍和吕迪伟 2014,《生产率对民营企业出口的影响:基于制度环境与融资约束的调节作用》,《国际贸易问题》第12期 114—124页。
- 张杰、刘志彪和张少军 2008,《制度扭曲与中国本土企业的出口扩张》,《世界经济》第10期 3—11页。
- 张杰、张培丽和黄泰岩 2010,《市场分割推动了中国企业出口吗》,《经济研究》第8期 29—41页。
- 张艳、唐宜红和李兵 2014,《中国出口企业“生产率悖论”——基于国内市场分割的解释》,《国际贸易问题》第10期 23—33页。
- 朱希伟、金祥荣和罗德明 2005,《国内市场分割与中国的出口贸易扩张》,《经济研究》第12期 68—76页。