
中国出口低加成率之谜：竞争效应还是选择效应

许 明 李逸飞*

内容提要 本文基于中国工业企业-海关匹配数据,利用双边随机前沿分析方法测度和验证了选择效应和竞争效应对出口企业加成率的影响。研究结果表明:选择效应和竞争效应的相互作用最终导致出口企业实际加成率高于基准加成率7.11%;出口企业的实际加成率虽然不同程度的高于基准加成率,但异质性分组回归结果表明,选择效应对出口企业加成率的提升有限,而竞争效应又抵消了部分选择效应的正向影响;从选择效应分解看,全要素生产率可以解释28.05%,非生产率因素可以解释71.95%。通过控制企业出口贸易类型回归发现,“出口-生产率悖论”仅在纯加工贸易企业存在,过度激励企业从事出口贸易是形成中国出口企业低加成率之谜的重要原因。

关键词 出口低加成率之谜 竞争效应 选择效应 双边随机前沿分析

一 引言与文献评述

企业加成率(markups)是衡量市场势力和企业定价能力的关键指标,通常用产

* 许明:中国社会科学院工业经济研究所 北京市西城区文兴东街1号 100044 电子信箱:xmphd@cass.org.cn; 李逸飞:国务院发展研究中心《管理世界》杂志社 北京市朝阳区门外红庙金台里2号院1号楼4层 100026 电子信箱:liyfpd@ruc.edu.cn。

作者感谢国家社会科学基金青年项目(16CJL014)和中国博士后基金特别资助项目(2017T100001)的资助。感谢两位匿名审稿人提出的宝贵意见和建议。当然,文责自负。

品或服务的价格与边际成本的比值或差值表示,其高低直接影响企业的国际市场竞争力和在全球价值链中的福利所得(Peters, 2013; De Loecker 和 Goldberg, 2014; Edmond 等, 2015)。中国出口长期以来被贴上低价格、低质量、低利润的“三低”标签,国际市场的动态竞争力不足。“中国制造”低价出口之谜背后的主要原因在于出口企业的加成率过低(盛丹和王永进, 2012)。令人难解的是,中国的出口企业不仅在国际市场上和国外同类企业相比加成率较低,甚至普遍低于国内同类企业的加成率,存在典型的“出口低加成率之谜”(刘啟仁 and 黄建忠, 2015; 祝树金和张鹏辉, 2015; 黄先海等, 2016a)^①。这一方面压低了出口企业的利润水平,导致企业缺乏产业转型升级动力,产生了国外反倾销和资源环境冲突等一系列问题;另一方面也导致一些重化工行业和一般制造业出口企业形成了严重的产能过剩,没能有效利用部分资源。对外贸易中有效供给不足导致的“供需错位”问题可能是中国经济未来长期健康可持续发展的最大障碍之一。提升加成率水平既有助于增强中国出口企业国际市场竞争力,顺利走出“出口低加成率陷阱”,又有利于整体提升中国贸易利得。

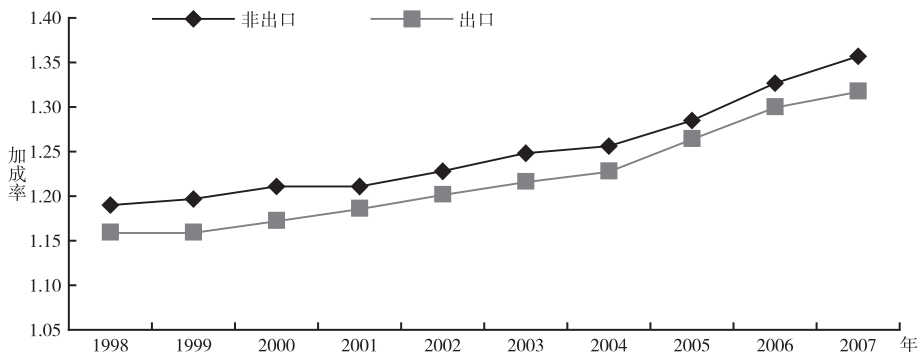


图1 基于倾向得分匹配的中国工业企业加成率(1998-2007年)

资料来源:作者根据中国工业企业数据库数据计算所得。

根据 Melitz 和 Ottaviano(2008)的新新贸易理论,出口企业通常具有较高的生产率水平,这意味着在面临相同的外部市场环境时,出口企业可以通过克服较高的出口固定成本进入国际市场,相比非出口企业,出口企业普遍具有更高的加成率。“中国出

^① 具体结果见图1。本文使用倾向得分匹配方法(PSM)匹配后的结果显示,中国出口企业的加成率明显低于非出口企业,表明出口企业存在典型的“出口低加成率之谜”。

口低加成率之谜”由于违背国际贸易理论预期,很难从理论上加以解释,国内学术界对这一问题的解读更多关注现实和政策层面(黄先海等,2016b;刘啟仁和黄建忠,2015;钱学锋等,2016)。在现实层面,中国长期受到内需不足的困扰,但外部需求却较为旺盛,大量缺乏市场定价权的企业涌入出口市场,降低了中国出口企业加成率的总体水平;在政策层面,中国对外开放以来,尤其是加入 WTO 之后,随着贸易自由化和便利化程度的提高,贸易成本大幅下降,同时出口退税政策、政府补贴政策给予出口企业大量的财政支持,鼓励企业主动从事对外贸易等活动,加剧了出口企业竞相降价的局面。然而上述基于现实或政策的分析,将“中国出口低加成率之谜”更多地归因于中国出口贸易具有的独有特征(戴觅等,2014),如何对这一现象进行合理解释,正是本研究所关注的问题。

与本文研究主题相关的主要有以下几类文献:第一类是关于企业加成率测算的研究。在不完全竞争市场下,计算企业加成率主要有两种方法:一是会计法。根据 Domowitz 等(1988)的方法,利用支付的工资、企业增加值、净中间要素投入的成本等指标计算企业层面的加成率(盛丹和王永进,2012)。虽然这种方法计算简单易行,但是会计变量与经济变量仍存在差别,且存在不可观测的边际成本。二是生产函数法。在企业利润最大化的条件下,利用设定的生产函数推导加成率表达式。这种方法剔除了市场需求变动和价格因素对生产函数的影响,能够更为准确地估测企业加成率。Edmond 等(2015)推导出劳动收入份额等于劳动的产出弹性与企业加成率的比值,最终估计出内生可变的企業加成率。De Loecker 和 Warzynski(2012)通过设定更为灵活的生产函数,解决了不可观测的投入要素差异问题,使企业层面加成率估计更为准确。由于企业层面数据很少提供关于产品价格和边际成本的数据,国内相关文献在测度企业加成率方面并没有可比较的方法和数据基础(钱学锋和范冬梅,2015),对企业加成率的准确测度仍有待进一步完善。

第二类是关于加成率与企业出口之间关系的研究。Melitz 和 Ottaviano(2008)(以下简称 M-O 模型)开创性地通过内生出口企业加成率推导出企业的可变加成率为临界成本与企业自身边际成本之差的函数,从理论上证明了高生产率企业可以通过克服进入出口市场的固定成本,从而具有相比非出口企业更高的加成率水平。随后,在 M-O 模型的基础上,学者们开始从经验分析角度探究加成率与企业出口之间的关系。De Loecker 和 Warzynski(2012)基于 1994-2000 年斯洛文尼亚 7951 家制造业企业数据的经验研究表明,出口可以显著提高企业加成率的 4%-5%,或者提高加成率绝对值的 0.079-0.099,即出口企业平均而言具有更高的加成率。另外,De Loecker 和

Warzynski (2012) 还发现加成率的提高主要归因于新进入的出口企业。Bellone 等 (2016) 发现法国企业的出口企业加成率更高,其原因在于产品质量提高带来的竞争效应小于价格效应。与上述研究不同,黄先海等 (2016b)、刘啟仁和黄建忠 (2015) 及祝树金和张鹏辉 (2015) 基于中国工业企业数据库数据的研究发现,中国的出口企业加成率显著低于非出口企业,高密度出口企业存在典型的“出口低加成率陷阱”。但以上研究主要探析加成率与企业出口之间的关系,忽略了如何提高中国出口企业加成率的问题。

第三类是关于中国出口低加成率之谜的研究。对于什么因素主要影响了企业加成率问题的解答,相关文献主要从市场竞争 (Lu 和 Yu, 2015; 钱学锋等, 2016)、生产率 (Melitz 和 Ottaviano, 2008; De Loecker, 2007)、政府政策 (任曙明和张静, 2013) 以及产品质量 (Kugler 和 Verhoogen, 2012; Bellone 等, 2016) 等方面进行了探讨。但鉴于中国出口低加成率的特殊事实,刘啟仁和黄建忠 (2015) 强调,中国出口企业低加成率与竞争效应和选择效应密切相关。一方面,大量企业涌入出口市场,为抢占市场竞相压价;另一方面,出口退税、补贴等政策的存在使企业更愿意保持出口而非退出市场,导致出口密度越高的企业加成率越低。但刘啟仁和黄建忠 (2015) 并未将“竞争效应”和“选择效应”置于同一框架下比较二者的大小关系。钱学锋等 (2016) 利用中国工业企业数据库和 WTO 关税数据库的数据研究发现,进口竞争对中国制造业企业的加成率具有显著的负向影响,进口竞争越激烈,企业的加成率越低。以上研究虽然认识到在新新贸易理论框架下,出口行为与企业加成率的经验研究结论存在差异的根源在于选择效应和竞争效应的影响差异,但现有对中国企业加成率与出口行为之间的经验分析几乎都没有区分和量化这两种影响效应,且主要集中于竞争效应对出口企业加成率的影响研究。Feenstra (2010) 指出,全面而系统地评估企业加成率需要综合考虑竞争效应和选择效应的影响。因此,准确区分和测度竞争效应和选择效应对企业加成率的影响成为破解中国出口低加成率之谜的关键。

与既有文献相比,本文的主要贡献体现在两个方面:第一,本文利用双边随机边界模型构建了一个包含竞争效应和选择效应共同影响出口企业加成率的统一框架,定量测度了竞争效应和选择效应对企业实际加成率的影响程度,克服了两种效应难以准确衡量的问题,弥补了现有文献只对单方面进行研究的不足,为中国目前所面临的“出口低加成率之谜”提供了可能的解释。第二,定量测算选择效应中全要素生产率部分和非生产率因素对企业的影响。通过控制企业出口贸易类型发现,“出口-生产

率悖论”^①仅在纯加工贸易企业中存在,这表明随着贸易便利化自由化程度的提高,积极鼓励中国企业进入国际市场虽然一定程度上提高了企业的实际加成率,但无法有效“过滤”低效率出口企业,为有的放矢地解决中国出口企业低加成率之谜问题提供了政策依据。

本文其余部分安排为:第二部分为理论模型;第三部分为研究设计;第四部分为经验结果与分析;第五部分为进一步讨论;最后为结论与政策建议。

二 理论模型

是什么原因导致了企业加成率的偏离?从理论上可以通过选择效应和竞争效应两种渠道理解。1. 选择效应。Melitz(2003)认为出口企业能够克服出口面临的固定成本,因此具有更高的生产率。一方面,自身生产率高的企业才能跨越成本门槛出口到国际市场;另一方面,随着出口市场竞争加剧,规模小、盈利能力差和生产率低的国内企业会主动选择退出市场(钱学锋等,2011),从而使出口企业具有更高的加成率。Melitz和Ottaviano(2008)将生产率相对较高的企业选择出口的现象称之为“选择效应”。但中国出口贸易具有显著不同的特征(刘啟仁和黄建忠,2015),中国实施的出口退税、政府补贴等产业政策,降低了成本门槛对企业出口的阻碍。比如,为鼓励出口,中国在1994年施行的《中华人民共和国增值税暂行条例》规定“对于出口商品,不但在出口环节不征税,而且税务机关还要退还该商品在国内生产、流通环节已负担的税款”。中国还7次大范围调整了出口退税率,特别是在1998和2008年均大幅上调了出口退税税率,以鼓励企业出口来应对国际金融危机。1999-2007年,中国约有12.1%的企业获得政府补贴,补贴总额从257亿元上升至839.9亿元(张杰和郑文平,2015)。可见选择效应包含了全要素生产率而非生产率因素(例如政策)两方面的影响。选择效应对企业加成率的作用机制表现在:一是选择效应使出口企业定价更高。Martin(2012)基于法国数据的研究发现,由于存在运输和包装成本,出口距离越远,企业定价越高。Bellone等(2016)指出出口企业会将运输成本加到离岸价格之上,有能力出口的企业定价更高。二是由于企业进入出口市场需要支付更高的固定成本,生产率门槛更高,因此出口企业相比非出口企业,其生产率更高、边际生产成本更低以及具

^① 在使用中国企业数据对出口与生产率的研究中,大部分都发现出口企业的生产率反而低于非出口企业,与新新贸易理论的核心结论相反,存在典型的中国企业“出口-生产率悖论”(戴觅等,2014;杨汝岱,2015a)。

有更高的加成率(Bernard和Jensen,1999;Melitz,2003;Crozet等,2009)。Melitz和Ottaviano(2008)将加成率表示为临界成本与企业边际成本的差值,出口企业生产率更高,边际生产成本更低,因而加成率更高。De Loecker和Warzynski(2012)与De Loecker等(2016)的研究均发现出口企业有更低的边际成本和更高的加成率。

2. 竞争效应。贸易自由化使本土企业进入出口市场,伴随着出口市场竞争加剧和运输成本的分摊,大量出口企业竞相降低产品出口价格,缩小加成率离散度(Bellone等,2016)。竞争效应通常反映出口企业所面临的内外部竞争环境。现有研究表明,竞争效应与本地需求、外部市场竞争环境和出口便利化程度等因素密切相关(Tybout,2003;De Loecker和Warzynski,2012)。竞争效应影响企业加成率的路径包括:一是竞争效应迫使出口企业降低定价。Badinger(2007)发现欧洲市场一体化加剧了欧盟成员主要行业的市场竞争,降低了制造业和建筑业的加成率。Chen等(2010)研究表明贸易开放带来竞争效应,降低了企业的定价能力。二是竞争效应抬高要素价格,使出口企业边际成本上升。Rizov等(2012)利用荷兰企业样本的研究发现,出口企业的过度集聚推动了成本的上升。叶宁华等(2014)指出,中国出口贸易长时间的数量扩张不可避免地带来出口企业的过度集聚与恶性竞争,提高了出口企业的交通、居住及生产要素的成本。诸竹君等(2017)的研究也发现,劳动力成本上升对企业加成率具有负向影响。

综上所述,一方面,由于选择效应,出口企业具有更高的生产率,更低的边际成本(Melitz,2003),而且企业为了弥补出口面临的高成本,一般倾向于采取较高的定价策略(Bellone等,2016)。在较高定价和较低边际成本共同作用下,出口企业加成率更高。但中国政府的补贴、出口退税等产业政策使企业倾向于通过保持出口以换取财政支持,使加工贸易类的低效率企业在出口市场中普遍存在(刘啟仁和黄建忠,2015;张杰等,2015;钱学锋等,2015)。另一方面,国内和国际市场企业都会对出口企业形成竞争(Chen等,2010),大量企业涌入国际市场,推高了工资等生产要素价格(叶宁华等,2014;盛丹和陆毅,2016)。产品市场和要素市场的过度竞争,使出口企业可能陷入“低加成率陷阱”(刘啟仁和黄建忠,2015)。因此,正确理解出口对企业加成率的作用,需先判断是选择效应还是竞争效应在发挥主导作用。

在给定企业个体特征的前提下,选择效应和竞争效应会共同影响企业加成率,如果企业面临的竞争效应大于选择效应,则企业更倾向于降低自身的加成率水平,以适应外部市场环境;如果企业面临的选择效应强于竞争效应,则企业会选择提高自身的加成率水平,以取得竞争优势。加成率的高低是由企业所面临竞争效应和选择效应的

强弱来决定的 (Feenstra, 2010; 钱学锋等, 2016)。基于相关文献和机制分析 (Melitz, 2003; Bernard 等, 2003; Melitz 和 Ottaviano, 2008; 刘啟仁和黄建忠, 2015), 本文根据 Kumbhaka 和 Parmeter (2009) 的方法构建了影响企业加成率的双边随机边界模型:

$$markup_{it} = markup_{it}^* + w_{it} - u_{it} + v_{it} = markup_{it}^* + \varepsilon_{it} = \mathbf{z}'_{it}\boldsymbol{\delta} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $markup$ 代表企业实际加成率; \mathbf{z}_{it} 代表样本个体特征, 包括企业规模、年龄、产品质量等特征变量。 $markup^*$ 代表基准加成率, 即在给定企业个体特征条件下, 完全市场竞争时的企业加成率, 是代表市场认可的企业竞争力或定价能力的基准。 $markup^* = \mathbf{z}'_{it}\boldsymbol{\delta}$, $\boldsymbol{\delta}$ 为参数估计向量。复合残差项 $\varepsilon_{it} = w_{it} - u_{it} + v_{it}$, 其中, w_{it} 用来描述选择效应对企业加成率的正向影响程度, 且 $w_{it} \geq 0$; u_{it} 代表竞争效应对企业加成率的负向影响程度, 且 $u_{it} \geq 0$; v_{it} 为随机误差项, 反映不可观测因素所导致的企业加成率随机偏离。由于给定个体特征变量, 复合残差项 ε_{it} 的期望值可能并不为 0, 导致普通最小二乘估计 (OLS) 有偏。根据 (1) 式, 选择效应对加成率的正向影响使企业实际加成率高于基准加成率, 而竞争效应带来的负向影响又使企业实际加成率低于基准加成率, 最终通过测度双边 (two-tier) 共同影响的净效应衡量企业实际加成率的偏离程度。为了克服 OLS 估计产生的偏误问题, 本文采取最大似然法 (MLE) 对 (1) 式进行估计。假设随机误差项服从正态分布, w_{it} 和 u_{it} 均服从指数分布, 且误差项 w_{it} 、 u_{it} 和 v_{it} 之间彼此相互独立。由此推导出复合残差项 ε_{it} 的概率密度函数如下:

$$f(\varepsilon_i) = \frac{\exp(a_i)}{\sigma_u + \sigma_w} \Phi(c_i) + \frac{\exp(b_i)}{\sigma_u + \sigma_w} \int_{-d_i}^{\infty} \phi(x) dx = \frac{\exp(a_i)}{\sigma_u + \sigma_w} \Phi(c_i) + \frac{\exp(b_i)}{\sigma_u + \sigma_w} \phi(d_i) \quad (2)$$

$$\text{其中, } a_i = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2} + \frac{\varepsilon_i}{\sigma_u}; b_i = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_w^2} - \frac{\varepsilon_i}{\sigma_w}; d_i = \frac{\varepsilon_i}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_w}; c_i = -\frac{\varepsilon_i}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_u}。 \Phi(\cdot) \text{ 和 } \phi(\cdot)$$

分别为标准正态分布的累积分布函数和概率密度函数。

对于包含 n 个观测值的样本而言, 其对应的对数似然函数形式为:

$$\ln L(Z; \boldsymbol{\xi}) = -n \ln(\sigma_w + \sigma_u) + \sum_{i=1}^n \ln[\exp(a_i) \Phi(c_i) + \exp(b_i) \Phi(d_i)] \quad (3)$$

其中, $\boldsymbol{\xi} = [\zeta, \sigma_v, \sigma_u, \sigma_w]'$ 。通过对 (3) 式求解最大化, 可以得到参数的极大似然估计值。通过对 w_i 和 u_i 条件密度函数的推导, 分别得到 w_i 和 u_i 的条件期望:

$$E(w_i | \varepsilon_i) = \frac{1}{(1/\sigma_u + 1/\sigma_w)} + \frac{\sigma_v [\Phi(-d_i) + d_i \Phi(d_i)]}{\exp(b_i - a_i) [\Phi(d_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)]} \quad (4)$$

$$E(u_i | \varepsilon_i) = \frac{1}{(1/\sigma_u + 1/\sigma_w)} + \frac{\exp(a_i - b_i) \sigma_v [\phi(-c_i) + c_i \Phi(c_i)]}{\Phi(d_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)} \quad (5)$$

利用 (4) 和 (5) 式估计每个企业面临的选择效应与竞争效应带来的企业实际加成

率与基准加成率之间的绝对偏离程度,并转换为百分比形式,分别表示为:

$$E(1 - e^{-w_i} | \varepsilon_{it}) = 1 - \frac{(1/\sigma_u + 1/\sigma_w)}{1 + (1/\sigma_u + 1/\sigma_w)} \cdot \quad (6)$$

$$\frac{[\Phi(c_i) + \exp(b_i - a_i) \exp(\sigma_v^2/2 - \sigma_v d_i) \Phi(d_i - \sigma_v)]}{\exp(b_i - a_i) [\Phi(d_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)]}$$

$$E(1 - e^{-u_i} | \varepsilon_i) = 1 - \frac{(1/\sigma_u + 1/\sigma_w)}{1 + (1/\sigma_u + 1/\sigma_w)} \cdot \quad (7)$$

$$\frac{[\Phi(d_i) + \exp(a_i - b_i) \exp(\sigma_v^2/2 - \sigma_v c_i) \Phi(c_i - \sigma_v)]}{\Phi(d_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)}$$

根据(6)和(7)式推导出选择效应和竞争效应对企业加成率的净效应:

$$NE = E(1 - e^{-w_i} | \varepsilon_i) - E(1 - e^{-u_i} | \varepsilon_i) = E(e^{-u_i} - e^{-w_i} | \varepsilon_i) \quad (8)$$

三 研究设计

(一) 计量模型的设定

根据刘啟仁和黄建忠(2015)与 Lu 和 Yu(2015)的研究,并考虑数据可得性,本文将回归模型设定如下:

$$\ln mkp_{it} = \beta_0 + \gamma X_{it} + \sum year_t + \sum prov_r + \sum ind_j + w_{it} - u_{it} + v_{it} \quad (9)$$

其中, i, t, r, j 分别代表企业、年份、省份和行业。 $\ln mkp_{it}$ 代表出口企业加成率的对数,具体定义见下文。

X_{it} 代表企业个体特征变量集合。根据 Bellone 等(2016)与黄先海等(2016a)的研究,本文主要选取以下变量:(1)企业年龄($\ln age$),取对数形式。(2)企业规模($\ln size$),以企业销售收入的对数形式表示。(3)出口产品质量($\ln quality$)^①。本文基于 Piveteau 和 Smagghue(2013)的研究,通过构建产品质量的局部均衡模型,将中间产品进口来源国的实际汇率作为工具变量,克服模型内生性问题,在控制其他变量条件下,剔除产品价格的影响得到产品质量,最终根据企业出口额加权得到企业层面的出口产品质量,具体计算方法详见杨汝岱和李艳(2015)的研究。产品质量取对数形式。

① 除受选择效应的正向影响外,企业加成率也可能由于存在出口“学习效应(learning by exporting)”(De Loecker, 2007; 张学锋等, 2011)和沿着生产可能性边界(production possibility frontier)的移动而提高(De Loecker 和 Goldberg, 2014)。因此,根据 Atkin 等(2017)的研究,本文通过控制企业出口产品质量在一定程度上控制这两种效应对企业加成率的影响。

(4) 劳动力成本 ($\ln wage$), 采用企业应付工资、福利费之和与从业人数比值的对数形式衡量。(5) 资本集中度 ($\ln kl$), 用企业资本与从业人数比值的对数形式衡量。(6) 资产负债率 ($dabr$), 等于企业的总资产除以总负债。

本文还选取了如下控制变量:(1) 所有制类型 (*ownership*)。根据 Lu 和 Yu (2015) 的研究, 按实收资本占比大小划分为国有企业、民营企业、港澳台企业和外商独资企业 (以下简称外资企业) 4 种类型。(2) 年份变量 (*year*), 生成对应样本区间内的时间虚拟变量。(3) 省份类别 (*prov*), 生成对应省份的虚拟变量。(4) 行业类别 (*ind*), 生成 2 分位行业对应的虚拟变量。

(二) 企业层面加成率的估计

本文在 De Loecker 和 Warzynski (2012) 生产函数法的基础上对企业加成率进行估计。在不依赖任何需求结构的假设条件下, 采用结构模型的方法克服不可观测的生产率冲击和价格因素, 使用企业层面的产出数据估计企业加成率 μ_{it} :

$$\mu_{it} = \theta_{it}^m (\alpha_{it}^m)^{-1} \quad (10)$$

其中, θ_{it}^m 为中间材料投入要素 m 的产出弹性, α_{it}^m 为中间材料投入要素 m 的支出额占比^①。

根据 (10) 式可知, 由于中间材料投入要素的支出占比可以直接从企业层面数据得到, 因此计算企业层面加成率的关键在于无偏估计中间材料投入要素的产出弹性, 而这需要控制不可观测的生产率冲击, 现有研究通常利用 OP 和 LP 法为代表的半参数方法, 通过控制企业投资和中间投入与生产率的单调关系对生产率冲击进行控制, 但这可能产生共线性问题, 导致估计失效 (Akerberg 等, 2015)。因此, 本文采用 ACF 两步法进行估计, 得到稳健的企业层面加成率。在生产函数设定方面, 采用更为灵活的超越对数 (translog) 生产函数形式:

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{mm} m_{it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + \beta_{km} k_{it} m_{it} + \beta_{lm} l_{it} m_{it} + \beta_{lkm} l_{it} k_{it} m_{it} + \omega_{it} + \kappa_{it} \quad (11)$$

其中, y 为工业总产值, ω 代表企业异质性生产率, κ 为随机误差项, 以上小写字母表示价格平减且取对数后的要素投入, k 为资本, l 为劳动, m 为中间材料投入要素。本文利用 ACF 两步法处理生产率的内生性问题。第一阶段得到产出 y_{it} 的无偏估计 $\hat{\phi}_{it}$ 后, 通过非参数方法得到生产率随机冲击 $\hat{v}_{it}(\beta)$ 。借助资本 k 在初期决定, 劳动 l

① 参考 De Loecker 和 Warzynski (2012) 的方法, 在 ACF 第一阶段得到残差后, 用工业总产值除以 $\exp(\text{估计残差})$ 得到调整的总收入, 再采用要素支出额除以调整的总收入, 从而得到调整的要素份额。

和中间材料投入要素 m 与滞后 1 期生产率无关的性质,得到如下矩条件:

$$E[\hat{v}_i(\boldsymbol{\beta})(l_{i,t-1}, k_{it}, m_{i,t-1}, l_{i,t-1}^2, k_{it}^2, m_{i,t-1}^2, l_{i,t-1}k_{it}, k_{it}m_{i,t-1}, l_{i,t-1}m_{i,t-1}, l_{i,t-1}k_{it}m_{i,t-1})'] = 0 \quad (12)$$

利用广义矩(GMM)方法估计得到生产函数中对应的参数估计向量,进而得到行业层面中间材料 m 的产出弹性公式 $\hat{\beta}_m + 2\hat{\beta}_{mm}m_{it} + \hat{\beta}_{lm}l_{it} + \hat{\beta}_{km}k_{it} + \hat{\beta}_{lmk}l_{it}k_{it}$ 。最后,利用(10)式计算出企业层面的加成率估计值 $\hat{\mu}$ 。

(三)数据来源及处理

本文参考杨汝岱和李艳(2013)的匹配思路,对2000-2006年中国工业企业数据库与中国海关企业层面进出口数据进行匹配合并,共得到185 068个观测值。然后,根据黄先海等(2016a)的方法,剔除观测数据中的异常值。对涉及变量均以1998年为基期进行平减处理,对关键指标在1%、99%分位进行缩尾处理。最终本文得到147 490个观测值,样本分布的具体情况见表1。

表 1 样本分布状况 %

	观测样本 (个)	占比	规模			质量			是否获得 补贴		
			小	中	大	低	中	高	否	是	
所有制	国有企业	5651	3.83	0.44	0.70	2.70	1.37	1.26	1.20	2.45	1.38
	民营企业	49 237	33.38	11.04	10.98	11.37	12.31	12.24	8.84	23.73	9.65
	港澳台企业	44 354	30.07	11.50	10.79	7.79	10.35	9.46	10.27	26.24	3.83
	外资企业	48 248	32.71	10.04	10.53	12.14	8.98	10.04	13.69	27.24	5.47
地区	东部地区	138 222	93.72	31.75	31.39	30.58	30.65	31.04	32.03	75.47	18.25
	中部地区	5681	3.85	0.86	1.03	1.97	1.42	1.23	1.20	2.71	1.14
	西部地区	3587	2.43	0.40	0.58	1.45	0.93	0.72	0.78	1.49	0.94
合计	147 490	100.00	33.00	33.00	34.00	33.00	33.00	34.00	79.67	20.33	

说明:根据出口产品质量的33%和66%分位将样本划分为低、中和高质量产品;根据销售收入的33%和66%分位将样本划分为大、中等和小规模企业。

四 经验结果与分析

(一)全样本的随机边界模型估计

1. 出口企业加成率的影响因素分析。基于竞争效应和选择效应对出口企业加成

率的影响机制及定量测度方法,本文首先对(9)式进行回归,表2列示了双边随机前沿模型回归的估计结果。表2第(1)列直接采用控制全部变量的OLS估计,第(2)-(6)列采用逐步增加控制变量的双边随机前沿下的最大似然估计(MLE),第(6)列对所有变量均进行了控制。似然比检验结果表明,第(3)-(6)列结果显著异于第(2)列,因此逐步增加变量回归是合理的。根据回归模型对应的对数极大似然函数值(Log likelihood)结果,后文以第(6)列作为方差分解的基准模型。

表2 双边随机边界模型的基本估计结果(全样本)

因变量	ln <i>m_{kp}</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln <i>age</i>	-0.0149*** (-20.2426)	-0.0245*** (-38.0314)	-0.0203*** (-32.2337)	-0.0170*** (-27.6784)	-0.0152*** (-24.7918)	-0.0133*** (-20.8692)
ln <i>size</i>	0.0593*** (157.4731)	0.0697*** (215.0825)	0.0664*** (209.3762)	0.0598*** (190.5534)	0.0636*** (197.7765)	0.0636*** (197.8824)
ln <i>quality</i>	-0.0007 (-1.0211)	-0.0014** (-2.0569)	0.0005 (0.8403)	-0.0010 (-1.5450)	-0.0024*** (-3.8868)	-0.0026*** (-4.2413)
ln <i>wage</i>	0.0739*** (80.1151)			0.0689*** (92.6830)	0.0757*** (98.0344)	0.0759*** (97.4486)
ln <i>kl</i>	-0.0106*** (-25.2043)				-0.0135*** (-37.0815)	-0.0130*** (-35.5387)
<i>dabr</i>	-0.0673*** (-36.0228)				-0.0546*** (-34.4311)	-0.0565*** (-35.2043)
<i>ownership</i>	是	否	否	否	否	是
<i>year</i>	是	否	是	是	是	是
<i>prov</i>	是	否	是	是	是	是
<i>ind</i>	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.7017*** (-100.0000)	-0.7208*** (-170.0000)	-0.7180*** (-140.0000)	-0.8369*** (-160.0000)	-0.8056*** (-160.0000)	-0.8535*** (-150.0000)
调整后的 R ²	0.3824					
Log likelihood		60 147.4800	65 169.2890	69 312.9250	70 410.5090	70 816.3520
LR(chi2)			10 043.6200	18 330.8900	20 526.0600	21 337.7400
p 值			0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
样本数	139 738	139 738	139 738	139 738	139 738	139 738

说明: *、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著,括号内的值为t值。在回归变量中,*ownership*以国有企业为基准,*prov*以北京市(代码11)为基准,*ind*以农副食品加工行业(2位行业代码13)为基准。

从表2第(6)列可知,企业规模、人均工资对出口企业的加成率影响为正,而企业年龄、产品质量、资本集中度、资产负债率对出口企业的加成率的影响为负。而从影响的大小看,人均工资对出口产品加成率的影响最大,员工获得的人均工资每提高10%,则出口企业的加成率将提升0.759%。原因在于,企业的生产离不开“人”的因素,提高员工劳动报酬,有利于直接激发员工的努力程度和工作积极性,充分发挥“效率工资”的作用,促使企业更快发展,顺利与国际市场接轨,从而有利于出口企业加成率的提升(陈雯和孙照吉,2016;张明志和铁瑛,2016)。值得注意的是,现阶段提高出口产品质量可能并未促进企业加成率的提升,这主要在于中国存在较多的加工贸易企业,出口企业大多位于全球生产链条分工中的零部件组装环节,以“数量、价格优势”出口的模式并未完全改变(高运胜等,2017)。

2. 方差分解方法分析选择效应与竞争效应对出口企业加成率的解释能力。表3汇报了在表2第(6)列回归结果基础上的方差分解结果。出口企业面临的选择效应与竞争效应对加成率具有重要影响,其中,选择效应系数的估计值为0.1239^①,而竞争效应系数的估计值为0.0410,使得二者对出口企业加成率作用的综合效应影响为正, $E(w-u) = \sigma_w - \sigma_u = 0.0829$ 。这表明综合而言,选择效应对出口企业加成率的正向效应大于竞争效应对出口企业加成率的负向效应,导致出口企业实际提供的加成率高于基准加成率水平。根据方差分解结果,复合扰动项的总方差为0.0240,选择效应与竞争效应的共同影响可以解释总方差($\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2$)的70.95%,未能解释的部分只占29.05%。其中,选择效应的影响占比高达90.13%,而竞争效应的影响占比仅为9.87%。方差分解结果表明,出口企业面临的选择效应明显大于竞争效应,使企业更加倾向于主动选择出口,虽然整体上存在出口企业加成率低于非出口企业加成率的“悖论”,但出口企业的实际加成率相对基准加成率水平仍有正向提高。

3. 选择效应与竞争效应对出口企业加成率影响的偏离程度测度。本文根据(6)和(7)式重点测算选择效应与竞争效应各自对出口企业加成率影响的偏离程度,即 $E(1 - e^{-\alpha_i} | \varepsilon_i)$ 和 $E(1 - e^{-\beta_i} | \varepsilon_i)$,其对应的政策含义是由于企业面临的选择效应和竞争效应差异,企业实际提供的加成率相对于基准加成率偏离的百分比。根据表4估计结果可知,平均而言,选择效应使出口企业提供的加成率高于基准加成率

① 这一数值通过表3对应的回归系数结果来分析对出口企业加成率的具体影响效应,实际强弱程度需要进一步依据预期剩余的百分比来进行衡量。

约 11.05%，而竞争效应使出口企业的加成率低于基准加成率约 3.94%。根据选择效应和竞争效应对企业加成率的净效应 $E(e^{-u_i} - e^{-w_i} | \varepsilon_i)$ 可知，二者相互作用最终的效果是使出口企业实际加成率高于基准加成率约 7.11%。这表明，出口企业面临选择效应和竞争效应差异，如果出口企业的基准加成率为 100，最终提供的实际加成率则约为 107.11。以 2000-2006 年中国工业企业-海关匹配数据为例，样本区间内的出口企业实际平均加成率为 1.257，市场的基准加成率为 1.174，相比提高了 0.083。

表 3 方差分解：选择效应与竞争效应的影响

		变量含义	符号	测度系数
复合扰动项	选择效应系数		σ_w	0.1239
	竞争效应系数		σ_u	0.0410
	随机误差		σ_v	0.0835
		随机误差项的总方差	$\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2$	0.0240
方差分解	总方差中选择效应与竞争效应共同的影响比重		$(\sigma_u^2 + \sigma_w^2) / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2)$	0.7095
	选择效应的影响比重		$\sigma_w^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_w^2)$	0.9013
	竞争效应的影响比重		$\sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_w^2)$	0.0987

表 4 选择效应和竞争效应对出口企业加成率影响的预期效应估计(全样本) %

变量	平均值	标准差	Q1	Q2	Q3
选择效应	11.0489	8.0861	5.5470	8.1037	13.5796
竞争效应	3.9394	1.4236	3.0679	3.4512	4.2298
净效应	7.1096	8.8809	1.3173	4.6525	10.5117

说明：Q1、Q2、Q3 分别表示第 25%、50% 及 75% 分位，下表同。

表 4 最后 3 列更为详尽地列示了选择效应和竞争效应对出口企业加成率的净效应分布情况。结果表明，选择效应和竞争效应分别使出口企业的基准加成率发生了不同程度的偏离，具有较强的异质性，但是在出口企业加成率的实际形成过程中选择效应始终发挥了主导作用。具体而言，在 25% 分位时，选择效应的正向影响与竞争效应的负向影响共同作用的结果是使 1/4 出口企业的加成率分别上升了约 1.32%。然

而,根据 50% 和 75% 分位的统计结果,该共同作用的结果使 1/4 出口企业的加成率分别上升了约 4.65% 和 10.51%。

对于中国出口企业而言,选择效应和竞争效应共同的净效应使企业的加成率高于基准加成率水平,这表明中国出口企业平均而言具有较强的盈利能力和定价能力,但从加成率的提高幅度看,只高于市场认可的基准加成率约 7.11%,中国出口企业在国际市场上的竞争力仍然不足。

图 2 列示了选择效应和竞争效应对出口企业加成率影响的具体分布特征。图 2a 和 b 显示,虽然选择效应和竞争效应的影响都呈向右拖尾的分布特征,但选择效应相对更加明显,表明选择效应在少数出口企业中处于绝对的强势地位。但竞争效应使 54.28% 的出口企业的实际加成率低于基准加成率 3.74%,这进一步表明竞争效应对出口企业的影响更具普遍性,抵减了大部分选择效应对出口企业加成率的正向影响。图 2c 显示,选择效应和竞争效应综合作用的净效应明显大于 0,只有不到 15% 的出口企业的实际加成率低于基准加成率。

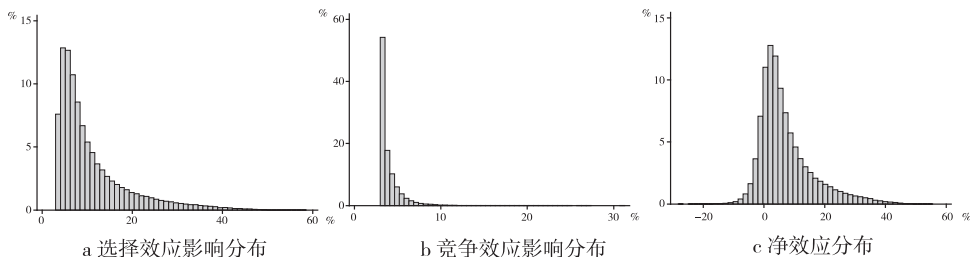


图 2 选择效应和竞争效应影响的频数分布

(二) 选择效应、竞争效应影响出口企业加成率的子样本分布特征

1. 按年度分组的子样本估计。表 5 列示了选择效应和竞争效应对出口企业加成率影响的净效应年度分布特征估计结果,该净效应从 2000 年的 7.12% 降低到 2006 年的 6.96% 左右,在样本区间不但没有提升,反而下降了约 0.16%。总体而言,伴随贸易自由化和便利化程度的不断加深,中国企业积极“走出去”开拓国际市场,提升自身竞争力,出口企业的实际加成率均高于基准加成率水平,但提高幅度平均只有约 7 个百分点。从市场改革历程来看,党的十六次全国代表大会以来,尤其是中国加入 WTO 之后,净效应由 2002 年的 7.34% 降低到 2003 年的 6.88%。为顺应贸易自由化潮流,中国对外开放水平不断提高,选择效应使更多高效率企业从事出口活动,提高了出口企业在国际市场上

的竞争力和定价能力。但是伴随着出口退税、出口补贴等政策的实施,越来越多的低效率企业也涌入了出口市场,这一定程度上限制了选择效应对企业加成率的提高程度。从企业自身看,大量企业进入出口市场竞争压价带来了过大的竞争效应,进一步抵减了选择效应对出口企业加成率的正向影响,导致出口企业加成率相对非出口企业不增反降(刘啟仁和黄建忠,2015)。

表 5 选择效应和竞争效应对出口企业加成率影响的净效应年度分布特征 %

年份	平均值	标准差	Q1	Q2	Q3
2000	7.1178	9.0027	1.3014	4.6862	10.4628
2001	7.0274	8.8280	1.3945	4.6187	10.3242
2002	7.3375	9.2729	1.2447	4.8079	10.9692
2003	6.8803	8.5140	1.3612	4.6827	10.2388
2004	7.4399	9.4971	1.3087	4.5443	10.7939
2005	7.0381	8.7042	1.3180	4.5936	10.2948
2006	6.9571	8.4733	1.3044	4.7085	10.5521

2. 按所有制分组的子样本估计。选择效应和竞争效应对不同所有制企业出口行为的影响具有较大差异(Lu 和 Yu,2015)。表 6 估计结果显示,所有企业类型的选择效应均超过了竞争效应,使出口企业实际加成率不同程度的高于基准加成率。其中,国有企业的加成率最高,外资企业次之,而民营企业最低。平均而言,国有企业的实际加成率高于基准加成率约 7.54%,而民营企业实际加成率只高于基准加成率约 6.74%。国有企业相对其他类型企业更具有“政策优势”。以补贴为例,样本区间内国有企业获得补贴的占比为 36.0%,而民营企业只有 28.9%,补贴政策明显更倾向于国有企业^①。补贴和出口退税等政策使产业中下游的大中型国有企业倾向于出口,其对国际市场价格竞争的敏感度较低,且由于企业获得了大量财政支持最终使调整后的企业实际加成率提高。外资企业相对国内企业具有技术和生产效率优势,产品质量普

^① 根据表 1 统计,样本区间内共有国有企业 5651 家,其中获得政府补贴的企业为 2035 家,占比 36.0%;民营企业 49 237 家,其中获得政府补贴的企业为 14 229 家,占比 28.9%。

遍较高,定价受国际市场影响较小,也并不需要为维持市场份额而压低产品价格,因此外资企业的加成率相对较高。而民营企业为了维持进入出口市场后的市场份额,需要尽可能压低产品价格,导致竞争效应过大,抵减了选择效应对民营企业加成率的大部分正向影响。由此看来,积极促进民营企业竞争力提升对跨越出口低加成率陷阱大有裨益。

表6 选择效应和竞争效应对出口企业加成率影响的预期效应估计(按所有制分组) %

	变量	平均值	标准差	Q1	Q2	Q3
国有企业 (<i>ownership</i> = 1)	选择效应	11.5287	8.8678	5.5627	8.2171	14.1950
	竞争效应	3.9899	1.6274	3.0534	3.4336	4.2209
	净效应	7.5388	9.7279	1.3417	4.7835	11.1416
民营企业 (<i>ownership</i> = 2)	选择效应	10.6644	7.5808	5.6201	7.9698	12.8629
	竞争效应	3.9202	1.3977	3.0885	3.4730	4.1892
	净效应	6.7442	8.3522	1.4310	4.4968	9.7745
港澳台企业 (<i>ownership</i> = 3)	选择效应	10.9678	8.1048	5.5374	8.0402	13.3292
	竞争效应	3.9112	1.2963	3.0746	3.4614	4.2353
	净效应	7.0566	8.8412	1.3021	4.5789	10.2547
外资企业 (<i>ownership</i> = 4)	选择效应	11.4583	8.4418	5.4709	8.3165	14.5978
	竞争效应	3.9790	1.5318	3.0454	3.4189	4.2742
	净效应	7.4793	9.3089	1.1968	4.8976	11.5524

3. 按产业类型分组的子样本估计。本文根据王洁玉等(2013)的方法,将产业(*industry*)划分为劳动、资本和技术密集型3种,表7汇报了子样本回归结果。平均而言,技术密集型产业获得净效应最高,约达到7.36%,资本密集型产业的影响居中,劳动密集型产业影响最小。劳动密集型产业在中国经济结构中占有重要地位,加工贸易类企业大多为劳动密集型,这类企业通常采取“低质、低价”的出口模式,国际竞争力有限。技术密集型产业获得的净效应最高的原因在于,技术密集型产业对技术和智力要素依赖大大超过其他生产要素,实际出口加成率相对基准加成率水平的提升最高。资本密集型产业主要包括基础工业和重工业,与技术密集型产业相比,资本密集型产业更加依靠资金和设备的投入,没有充分利用劳动力的比较优势,选择效应和竞争效

应相互作用的结果是使此类产业获得的预期效应居中。另外,根据表7的Q1列可知,选择效应和竞争效应综合作用的结果是使技术密集型产业的实际加成率偏离基准加成率的程度显著低于另外两类产业($1.24 < 1.32 < 1.36$),这进一步表明,对于这1/4技术密集型产业的企业而言,更多依靠对国外先进设备的引进和技术模仿,自主创新能力不足;而对应的劳动密集型产业利用劳动力成本低的比较优势反而使企业具有一定的定价能力。

表7 选择效应和竞争效应对出口企业加成率影响的预期效应估计(按产业类型分组) %

	变量	平均值	标准差	Q1	Q2	Q3
劳动密集型 (<i>industry</i> = 1)	选择效应	10.9175	7.9249	5.5743	8.0581	13.2637
	竞争效应	3.9316	1.3983	3.0764	3.4585	4.2144
	净效应	6.9860	8.7070	1.3599	4.5997	10.1873
资本密集型 (<i>industry</i> = 2)	选择效应	10.9389	8.0864	5.5508	7.9872	13.2559
	竞争效应	3.9023	1.2556	3.0766	3.4701	4.2276
	净效应	7.0366	8.8063	1.3231	4.5172	10.1793
技术密集型 (<i>industry</i> = 3)	选择效应	11.3427	8.2990	5.4959	8.3123	14.3819
	竞争效应	3.9872	1.6038	3.0496	3.4195	4.2594
	净效应	7.3554	9.1863	1.2365	4.8928	11.3323

五 进一步讨论

通过以上分析,本文发现中国出口企业由于面临选择效应大于竞争效应的情形,实际加成率仍高于基准加成率水平,选择效应对出口企业的正向影响有限,竞争效应的负向影响同时抵减了部分选择效应的正向影响,这正是理解中国出口企业低加成率之谜的关键。为使经验结果更加稳健,本文在上述计量结果的基础上,展开了3种机制的讨论:(1)验证选择效应中“出口-生产率悖论”与非生产率因素的影响,并进一步探讨贸易类型可能的重要作用;(2)基于倾向得分匹配方法测算出口与非出口的企业加成率差异;(3)检验选择效应和竞争效应对出口企业加成率的影响机制。

(一)“出口-生产率悖论”与非生产率因素的影响

出口企业相比非出口企业通常具有更高的生产率,在选择效应的作用下,出口企业具有更高的加成率。换言之,中国出口低加成率可能与“出口-生产率悖论”现象密切相关。为验证二者的关系,本文以出口企业和非出口企业的加成率均值差与非出口企业加成率均值的比值表示两类企业的加成率差异,同理构建了全要素生产率(TFP)对应的指标。为保证结果的稳健性,本文在指标计算前对样本进行了倾向得分匹配(Rosenbaum 和 Rubin,1983)^①。

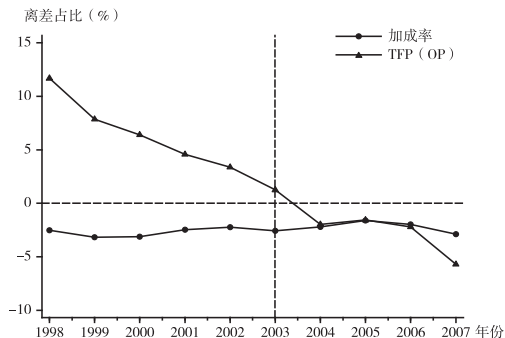


图3 出口、非出口企业加成率与全要素生产率的离差变动

数据来源:作者根据1998-2007年中国工业企业数据库计算而得。

根据图3可知:第一,全要素生产率在样本区间内的离差占比呈整体下降趋势,尤其是2003年之后存在典型的“出口-生产率悖论”现象。加成率的离差占比始终小于0,验证了中国出口企业加成率低于非出口企业的典型事实。第二,出口企业加成率与全要素生产率走势在中国背景下并不完全一致,2003年以前,全要素生产率离差占比的下降伴随着加成率离差占比始终低于0,而2003年之后,加成率与全要素生产率的离差占比趋势基本一致。其原因可能是,中国出口企业的低加成率之谜与“出口-生产率悖论”

密切相关,全要素生产率是影响企业出口加成率提高的重要因素,而政府补贴、出口退税等非生产率因素产生的选择效应带来的影响也不可忽视。那么,随之而来的问题是,全要素生产率和非生产率因素又能在多大程度上解释中国出口企业所面临的选择效应?

本文在(9)式的基础上加入全要素生产率^②,剔除了选择效应中的全要素生产率部分,仅对非生产率部分重新估计,具体结果见表8。稳健性检验结果中的竞争效应与未包含全要素生产率的结果(表4)相比并未发生明显变动,但是选择效应约从

① 根据祝树金和张鹏辉(2015)与盛丹和王永进(2012)的做法,本文选取从业人数、营业利润、企业年龄、资产负债率、员工人均工资和全要素生产率等维度,采用最近邻域法进行倾向得分匹配,下同。限于篇幅,结果备索。

② 根据杨汝岱(2015b)的做法,运用OP方法对2位码行业的全要素生产率进行估计。

11.05%下降到了7.95%,足足降低3.10个百分点,即全要素生产率解释了选择效应的28.05%,而非生产率因素可以解释选择效应的71.95%。非生产率因素是解释中国出口企业选择效应的重要因素。从净效应看,由于选择效应的降低,出口企业的实际加成率相比基准加成率只提高约4.02%,相比包含生产率的净效应结果降低了3.09个百分点。值得一提的是,虽然现有文献大多讨论低效率的企业从事出口行为、加工贸易大量存在等问题的弊端(刘啟仁和黄建忠,2015;戴觅等,2014;宋超和谢一青,2017;Yu,2015),但相比市场竞争条件下的基准加成率而言,从政策上鼓励企业进入出口市场等非生产率因素却一定程度上提高了出口企业加成率(4.02%)。虽然对出口企业的实际加成率提升有限,但从根本上确实会提高那些具有“过硬实力”企业的加成率。选择效应中剔除全要素生产率因素重新估计的结果进一步表明,“出口-生产率悖论”典型事实在一定程度上制约了出口企业实际加成率的提升,阻碍了选择效应的有效发挥。非生产率因素发挥着更为重要的作用,在一定程度上提高了出口企业的实际加成率,却无法有效“过滤”低效率出口企业,限制了提高的程度,这也是导致中国出口企业低加成率问题的重要因素。

表8 选择效应和竞争效应对出口企业加成率影响的预期效应的稳健性估计(剔除 TFP) %

变量	平均值	标准差	Q1	Q2	Q3
选择效应	7.9522	6.7511	3.2520	5.2603	10.0788
竞争效应	3.9305	2.5020	2.7043	2.8673	3.9628
净效应	4.0217	8.0104	-0.7108	2.3930	7.3745

据作者统计,样本期内的纯加工贸易企业数量占比为17.84%,纯一般贸易为57.25%,混合贸易占比为24.91%,这表明参与加工贸易的企业超过40%,加工贸易是中国参与全球价值链分工的主要形式^①。正如李春顶(2015)指出,中国企业的“出口-生产率悖论”只是一个局部现象,可能是部分特殊贸易类型或中国贸易特有模式带来的结果。因此,本文有必要对企业贸易类型可能产生的“出口-生产率悖论”进行检验。表9汇报了按出口贸易类型(*tradetype*)分组的子样本估计结果。纯一

^① 本文根据李胜旗和毛其淋(2017)的研究,将贸易类型划分为纯一般贸易、纯加工贸易以及混合贸易类企业。其中,纯一般贸易企业是加工出口份额为0的企业;纯加工贸易企业是加工出口份额为1的企业;而介于0-1之间的为混合贸易企业。

般贸易获得的净效应最高达到 7.27%;混合贸易居中,为 6.99%;而纯加工贸易获得的实际加成率提高仅约为 3.06%。这表明出口-生产率悖论仅在纯加工贸易类出口企业中较为显著,而在混合贸易和纯一般贸易类出口企业中几乎并不存在,这与戴觅等(2014)的研究结论一致。按出口贸易类型分组的预期效应估计结果也表明,在混合贸易和纯一般贸易类型出口企业中,选择效应一定程度上促进了出口企业加成率的提升,但由于竞争效应的抵消,使其与非出口企业的加成率差距不大。相反,在加工贸易类型出口企业中,出口-生产率悖论广泛存在,非生产率因素虽然使实际加成率相比基准加成率水平有一定程度的提高,但由于包含了出口退税等政策因素,又促使大量低效率企业涌入出口市场,降低了选择效应对加成率的正向作用程度。

表 9 选择效应和竞争效应对出口企业加成率影响的预期效应估计(按贸易类型分组) %

	变量	平均值	标准差	Q1	Q2	Q3
混合贸易 (<i>tradetype</i> = 1)	选择效应	10.9225	7.9008	5.5563	8.1082	13.3778
	竞争效应	3.9367	1.4081	3.0732	3.4505	4.2245
	净效应	6.9858	8.6927	1.3318	4.6577	10.3046
纯加工贸易 (<i>tradetype</i> = 2)	选择效应	8.0544	8.5454	3.3556	6.8302	11.4462
	竞争效应	4.9908	1.4311	2.0714	3.4970	4.3460
	净效应	3.0636	9.3432	1.2842	3.3332	7.1002
纯一般贸易 (<i>tradetype</i> = 3)	选择效应	11.1802	7.9843	5.6642	8.2536	13.8888
	竞争效应	3.9065	1.4256	3.0603	3.4282	4.1656
	净效应	7.2736	8.7759	1.4986	4.8254	10.8285

(二) 基于倾向得分匹配的出口与非出口企业差异

解释中国出口企业的低加成率之谜,有必要检验竞争效应和选择效应分别对出口企业与非出口企业的影响效应。企业是否出口用 *export* 表示,是则取 1,否则取 0。为减少内生性对结果的影响,利用倾向得分匹配方法筛选出具备出口条件但并未选择出口的企业,并在此基础上通过双边随机边界模型估计竞争效应和选择效应分别对出口和非出口企业的影响效应。本文选取 1998-2007 年的中国工业企业数据作为研究样本,基于双边随机边界模型,分别对控制组和处理组样本进行估

计,比较选择效应和竞争效应对企业加成率影响的预期效应,计算选择效应中全要素生产率和非生产率因素的影响程度,结果见表 10。

表 10 基于倾向得分匹配的预期效应估计与选择效应分解(1998–2007 年) %

	变量	平均值	TFP 影响占比	剔除 TFP 的影响占比
非出口企业 (<i>export</i> = 0)	选择效应	10.7264	19.0875	80.9125
	竞争效应	3.8773		
	净效应	6.8491		
出口企业 (<i>export</i> = 1)	选择效应	9.6777	10.3196	89.6804
	竞争效应	3.9659		
	净效应	5.7117		

根据表 10 估计结果,1998–2007 年,在竞争效应和选择效应作用下,非出口企业获得的净效应约为 6.85%,而出口企业获得净效应约为 5.71%,匹配后出口企业相比非出口企业获得的净效应少 1.14 个百分点,结果进一步表明中国出口企业的加成率水平确实低于非出口企业。从竞争效应和选择效应的作用效果看,出口企业与非出口企业主要的差距在于选择效应($9.68 < 10.73$),说明选择效应对出口企业的作用有限。从选择效应的分解看,出口企业的 TFP 影响占比只有约 10.32%,比非出口企业低了 8.77 个百分点,推动中国企业选择出口的关键仍是非生产率因素。由于贸易自由化和便利化程度的不断加深,出口退税、补贴等产业政策的广泛存在一定程度上促使大量低加成率企业选择进入出口市场,尤其是很多低加成率企业选择从事加工贸易,特别是来料加工贸易,严重阻碍了选择效应的发挥,非生产率因素导致出口企业实际获得的加成率偏低。

(三)对边际成本和产品价格机制的检验

Lu 和 Yu(2015)指出,企业加成率包含了产品价格和边际成本的信息。也正如前文分析,选择效应和竞争效应可能同时通过边际成本和产品价格影响企业加成率。鉴于此,有必要对这一机制进行检验。用产品出口总额与出口总量的比值代表企业产品平均价格(*Price*),再根据加成率定义反推得到边际成本的代理变量(*MC*)。选择效应和竞争效应对企业加成率影响渠道分析结果见表 11。

表 11	选择效应和竞争效应对企业加成率影响渠道分析					%
变量	平均值	标准差	Q1	Q2	Q3	
边际成本(<i>MC</i>)						
选择效应	67.4679	21.5915	44.9832	62.6994	90.2918	
竞争效应	54.9362	16.8138	43.4531	44.8397	62.0199	
净效应	-12.5317	35.6788	-46.8386	-17.8597	17.0368	
产品价格(<i>Price</i>)						
选择效应	11.0522	8.1546	5.4950	8.0797	13.6122	
竞争效应	3.9902	1.4881	3.0905	3.4709	4.2745	
净效应	7.0620	8.9777	1.2205	4.6088	10.5217	

说明:对边际成本净效应估计时,选择效应和竞争效应的符号设定与原模型相反。

根据表 11 的估计结果,在选择效应和竞争效应的综合作用下,出口企业的边际成本降低了约 12.53%,但提高了约 7.06% 的产品价格,这表明二者确实通过边际成本和产品价格同时影响企业加成率。由于非生产率因素的作用,出口企业有大量税收优惠政策和政府补贴,使得位于 25% 和 50% 分位的企业均降低了边际成本。但对于大企业而言(75% 分位),由于补贴力度有限,反而不利于其边际成本的下降。在产品价格方面,选择效应始终高于竞争效应,有利于出口企业加成率的提升。值得注意的是,在 75% 分位上,大企业的产品价格提升净效应明显低于边际成本的增加,而其他分位则出现相反情况,这在一定程度上反映了中国出口市场中普遍存在扶弱抑强的问题,即促进大量中小型、低效率企业从事出口行为,却又阻碍了大企业国际竞争力的提升。

六 结论与政策含义

基于中国工业企业-海关匹配数据,本文利用双边随机边界模型试图从竞争效应和选择效应的相互作用视角重新解读中国的“出口低加成率之谜”。本文发现,中国出口企业由于面临的选择效应大于竞争效应,使实际加成率仍高于基准加成率水平,选择效应对出口企业的正向影响有限,竞争效应的负向影响却抵减了一部分选择效应对出口企业加成率的正向影响,这正是理解中国出口企业低加成率之谜的关键。具体

地,非生产率因素和出口-生产率悖论典型事实的存在一定程度上限制了中国出口企业实际加成率的提升,但后者仅在纯加工贸易类出口企业中存在。这表明为顺应贸易自由化潮流,过度激励企业从事出口贸易是形成中国现阶段出口企业低加成率之谜的重要原因。

本文的政策建议有:第一,着力提高企业生产率,实现由单纯加工贸易向高附加值生产贸易活动转变。企业要加大研发投入力度,通过技术创新引致生产率提升,提高高生产效率企业进入出口市场的“选择效应”,以生产率提高促进出口企业跨越“低加成率陷阱”。同时,政府要积极鼓励企业的技术创新行为,设立创新科研基金,对取得重大突破的企业创新行为进行政策性补贴或资金奖励,同时财政要加大基础性研发的投入力度。第二,充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,提高出口市场进入门槛,逐步加快加工贸易类企业转型,积极引导技术密集型产业出口,增强企业“走出去”的竞争力。未来的产业政策建议考虑对大型国有企业实施征税,而对下游中小民营企业的生产和创新活动实施补贴,重点打破国有企业的垄断地位和在某些方面的特权,现阶段应积极促进民营企业竞争力的提升。第三,着力提升产品的出口国内附加值,重点培育本土出口企业的品牌知名度和技术优势,满足市场多样化需求,以质量促进企业加成率提升。第四,积极落实“西部大开发”和“中部崛起”战略,促进中西部地区出口企业的加成率的提升。第五,减少地区贸易壁垒,降低地区贸易成本。由于国内市场存在严重的分割,应尽可能取消或降低省际、市际的“过路费”,直接降低运输费用,增强国内地区间贸易,使大量高生产效率企业主动选择从事出口贸易活动。

当然,本文只是从选择效应与竞争效应的互动视角对中国“出口低加成率之谜”进行解释,要在一个完整统一的框架内对这一问题做出系统解释仍是非常困难的。需要指出的是,中国是一个情况复杂的发展中大国,区域制度与发展绩效差异是中国区别于其他发达经济体的一个重要特点,严重分割的国内市场扭曲了中国企业的出口行为,导致大量议价能力低的企业主动选择进入出口市场。因此,将经济地理与现有主流文献关于贸易和产业的研究相结合是国际贸易领域未来一个非常重要的研究方向,例如从城市集聚、区位地理和产业园区等角度研究“出口低加成率之谜”,也是本文未来需要改进的方向。

参考文献:

陈雯、孙照吉(2016):《劳动力成本与企业出口二元边际》,《数量经济技术经济研究》第9期。

- 戴觅、余淼杰、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1期。
- 高运胜、郑乐凯、杨张娇(2017):《异质性产品质量与出口加成率》,《统计研究》第9期。
- 黄先海、诸竹君、宋学印(2016a):《中国中间品进口企业“低加成率之谜”》,《管理世界》第7期。
- 黄先海、诸竹君、宋学印(2016b):《中国出口企业阶段性低加成率陷阱》,《世界经济》第3期。
- 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。
- 李胜旗、毛其淋(2017):《制造业上游垄断与企业出口国内附加值:来自中国的经验证据》,《中国工业经济》第3期。
- 刘敬仁、黄建忠(2015):《异质出口倾向、学习效应与“低加成率陷阱”》,《经济研究》第12期。
- 钱学锋、范冬梅(2015):《国际贸易与企业成本加成:一个文献综述》,《经济研究》第2期。
- 钱学锋、范冬梅、黄汉民(2016):《进口竞争与中国制造业企业的成本加成》,《世界经济》第3期。
- 钱学锋、黄菊蓉、黄云湖、王胜(2011):《出口与中国工业企业的产率——自我选择效应还是出口学习效应?》,《数量经济技术经济研究》第2期。
- 钱学锋、潘莹、毛海涛(2015):《出口退税、企业成本加成与资源误置》,《世界经济》第8期。
- 任曙明、张静(2013):《补贴、寻租成本与加成率——基于中国装备制造企业的实证研究》,《管理世界》第10期。
- 盛丹、陆毅(2016):《出口贸易是否会提高劳动者工资的集体议价能力》,《世界经济》第5期。
- 盛丹、王永进(2012):《中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角》,《管理世界》第5期。
- 宋超、谢一青(2017):《人民币汇率对中国企业出口的影响:加工贸易与一般贸易》,《世界经济》第8期。
- 王洁玉、郭琪、周沂、贺灿飞(2013):《市场分割对中国制造业增长的影响——区域与产业差异》,《地理科学进展》第11期。
- 杨汝岱(2015a):《中国企业“出口-生产率悖论”》,《世界经济》第5期。
- 杨汝岱(2015b):《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》第2期。
- 杨汝岱、李艳(2013):《区位地理与企业出口产品价格差异研究》,《管理世界》第7期。
- 杨汝岱、李艳(2015):《中国出口产品质量研究》,第十五届中国青年经济学者论坛工作论文。
- 叶宁华、包群、邵敏(2014):《空间集聚、市场拥挤与我国出口企业的过度扩张》,《管理世界》第1期。
- 张杰、翟福昕、周晓艳(2015):《政府补贴、市场竞争与出口产品质量》,《数量经济技术经济研究》第4期。
- 张杰、郑文平(2015):《政府补贴如何影响中国企业出口的二元边际》,《世界经济》第3期。
- 张明志、铁瑛(2016):《工资上升对中国企业出口产品质量的影响研究》,《经济学动态》第9期。
- 诸竹君、黄先海、宋学印、胡馨月、王焯(2017):《劳动力成本上升、倒逼式创新与中国企业加成率动态》,《世界经济》第8期。
- 祝树金、张鹏辉(2015):《出口企业是否具有更高的价格加成:中国制造业的证据》,《世界经济》第4期。
- Akerberg, D. A.; Caves, K. and Frazer, G. “Identification Properties of Recent Production Function Estimators.” *Econometrica*, 2015, 83(6), pp. 2411-2451.
- Atkin, D.; Khandelwal, A. K. and Osman, A. “Exporting and Firm Performance: Evidence from a Randomized Experiment.” *Econometrica*, 2017, 132(2), pp. 551-615.
- Badinger, H. “Has the EU’s Single Market Programme Fostered Competition? Testing for a Decrease in Mark-up Ratios in EU Industries.” *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 2007, 69(4), pp. 497-519.

- Bellone, F. ; Musso, P. ; Nesta, L. and Warzynski, F. "International Trade and Firm-level Markups when Location and Quality Matter." *Journal of Economic Geography*, 2016, 16(1), pp. 67-91.
- Bernard, A. B. ; Eaton, J. ; Jensen J. B. and Kortum, S. "Plants and Productivity in International Trade." *American Economic Review*, 2003, 93(4), pp. 1268-1290.
- Bernard, A. B. and Jensen, J. B. "Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both?" *Journal of International Economics*, 1999, 47(1), pp. 1-25.
- Chen, N. ; Imbs, J. and Scott, A. "The Dynamics of Trade and Competition." *Journal of International Economics*, 2010, 77(1), pp. 50-62.
- Crozet, M. ; Head, K. and Mayer, T. "Quality Sorting and Trade: Firm-level Evidence for French Wine." CEPR discussion paper, 2009, 79(2), pp. 609-644.
- De Loecker, J. "Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia." *Journal of International Economics*, 2007, 73(1), pp. 69-98.
- De Loecker, J. and Goldberg, P. K. "Firm Performance in a Global Market." *Annual Review of Economics*, 2014, 6(1), pp. 201-227.
- De Loecker, J. and Warzynski, F. "Markups and Firm-Level Export Status." *The American Economic Review*, 2012, 102(6), pp. 2437-2471.
- De Loecker, J. ; Goldberg, P. K. ; Khandelwal, A. K. and Pavcnik, N. "Prices, Markups, and Trade Reform" *Econometrica*, 2016, 84(2), pp. 445-510.
- Domowitz, I. ; Hubbard, R. G. and Petersen, B. C. "Market Structure and Cyclical Fluctuations in U. S. Manufacturing." *The Review of Economics and Statistics*, 1988, 70(1), pp. 55-66.
- Edmond, C. ; Midrigan, V. and Xu, D. Y. "Competition, Markups, and the Gains from International Trade." *American Economic Review*, 2015, 105(10), pp. 3183-3221.
- Feenstra, R. C. "Measuring the Gains from Trade under Monopolistic Competition." *Canadian Journal of Economics*, 2010, 43(1), pp. 1-28.
- Kugler, M. and Verhoogen, E. "Prices, Plant Size, and Product Quality." *Review of Economic Studies*, 2012, 79(1), pp. 307-339.
- Kumbhakar, S. C. and Parmeter, C. F. "The Effects of Match Uncertainty and Bargaining on Labor Market Outcomes: Evidence from Firm and Worker Specific Estimates." *Journal of Productivity Analysis*, 2009, 31(1), pp. 1-14.
- Lu, Y. and Yu, L. "Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession." *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7(4), pp. 221-253.
- Martin, J. "Markups, Quality, and Transport Costs." *European Economic Review*, 2012, 56(4), pp. 777-791.
- Melitz, M. J. "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica*, 2003, 71(6), pp. 1695-1725.
- Melitz, M. J. and Ottaviano, G. I. P. "Market Size, Trade, and Productivity." *Review of Economic Studies*, 2008, 75(1), pp. 295-316.
- Yu, M. J. "Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms." *Economic*

Journal, 2015, 125(6), pp. 943–988.

Peters, M. “Heterogeneous Mark-Ups, Growth and Endogenous Misallocation.” The London School of Economics and Political Science, London, UK, 2013.

Piveteau, P. and Smagghue, G. “A New Method for Quality Estimation Using Trade Data; An Application to French Firms.” mimeo, Columbia University, 2013.

Rizov, M.; Oskam, A. and Walsh, P. “Is There a Limit to Agglomeration? Evidence from Productivity of Dutch Firms.” *Regional Science & Urban Economics*, 2012, 42(4), pp. 595–606.

Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B. “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects.” *Biometrika*, 1983, 70(1), pp. 41–55.

The Mystery of Low Export Markups in China: The Competition Effect or Selection Effect

Xü Ming; Li Yifei

Abstract: Based on the Chinese Industrial Enterprises Database and Chinese longitudinal firm trade transaction data, this paper empirically measures and analyses the selection effect and competition effect on export enterprise markups by applying the two-tier stochastic frontier model. The results show that the interaction between the selection and competition effects ultimately leads to export enterprises' actual markups being 7.11% higher than the benchmark markups. Although export enterprises' actual markups are higher than the effective markups in different degrees, the heterogeneity grouping indicates that the selection effect is limited to the promotion of export enterprise markups, while the competition effect further offsets the positive influence of the selection effect. From the selection effect decomposition, it is deduced that the total factor productivity can explain 28.05% of the selection effect, while other than total factor productivity can account for 71.95%. By controlling the type of enterprise export trade, the “export-productivity paradox” only arises from pure processing trade enterprises, it shows that the over-stimulation of enterprises in export trade is an important reason to form the mystery of low makeup of Chinese exporters.

Key words: the mystery of low export markups, competition effect, selection effect, two-tier stochastic frontier model

JEL codes: F14, L25, L60

(截稿:2018年1月 责任编辑:王 徽)