

中国出口跨越了“低加成率陷阱”吗

诸竹君 黄先海

摘要：本文以出口企业“低加成率陷阱”为切入点，运用间接可加性效用函数探究了出口企业加成率决定方程。在此基础上，本文使用最新的中国工业企业数据和海关数据对理论命题进行了实证检验，结果表明：全样本出口企业加成率显著低于非出口企业，但是在2011—2013年总体上出口企业加成率已经超过非出口企业；企业生产率、出口目的地人均GDP、双边实际直接汇率和出口产品质量均显著正向影响出口企业加成率，而出口平均关税存在明显负向作用；子样本检验结果表明，劳动密集型行业和加工贸易的出口目的地收入效应较小。本文首次证实中国出口企业已经跨越了“低加成率陷阱”，并提供了提升贸易竞争力的政策建议。

关键词：出口企业；间接可加性效用函数；低加成率陷阱

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 05-0014-14

引言

党的十九大明确指出：拓展对外贸易，推进贸易强国建设。提升出口获利能力是贸易强国建设的重要指标之一，出口企业盈利水平及其影响因素也是学界和政界关注的焦点。产业组织理论中企业盈利水平或者市场势力可以用加成率衡量（De Loecker and Warzynski, 2012^[1]；De Loecker et al., 2016^[2]）。对中国微观数据的实证检验表明出口企业存在“低加成率陷阱”（刘啟仁和黄建忠, 2015^[3]；黄先海等, 2016a^[4]）。目前，有关企业“低加成率陷阱”的解释主要基于Melitz和Ottaviano（2008）^[5]的研究（以下简称MO模型），即企业加成率与生产率正相关，出口企业是付出更高固定成本的高效率企业，因此其加成率水平更高。“低加成率陷阱”实质是MO模型下推导出的命题与中国现实相违背。一种折中的模型解释是中国存在出口企业“低生产率悖论”，出口企业的生产率水平较低。但是，实证研究

[收稿日期] 2018-09-12

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“中美贸易新形势下新进口战略推动制造业高质量发展研究”（71903173）；教育部人文社科青年项目“全球价值链背景下进口中间品质量与中国出口企业竞争力提升研究：演进机理与优化路径”（19YJC790209）；教育部人文社科重点研究基地项目“我国地方政府政策措施与世贸组织合规性问题研究”（2019SMYJ02ZC）；浙江省社会科学重点研究基地区域开放与发展研究中心项目（REOD2019018）；浙江省社科重点项目“基于动态效率增进的浙江省工业资本投入结构性改革路径研究”（17NDJC022Z）。

[作者信息] 诸竹君：浙江工商大学经济学院，浙江工商大学浙商研究院副研究员 310018 电子信箱 hehaizzj@163.com；黄先海：浙江大学经济学院教授。

显示即使在控制生产率因素后出口企业加成率仍显著低于非出口企业，因此从理论上讲这一学术命题在MO模型中确实存在。本文以“低加成率陷阱”为切入点，通过引入新模型对出口企业加成率影响因素进行新解释。在政策上，全面解释出口企业加成率的决定因素，对推动出口向优质优价转变具有重要意义。

一、文献回顾

第一类是研究出口企业可变加成率的理论模型和实证测算的相关文献。将可变加成率引入异质性企业贸易理论的奠基之作是Melitz和Ottaviano(2008)^[5]，该文将拟线性效用函数引入模型实现了出口企业加成率的可变性，理论结果表明出口企业加成率与生产率正相关，而贸易自由化会产生竞争加剧效应。Edmond等(2015)^[6]的研究不同于MO模型的基本设定，运用一个具有微观基础的开放宏观模型探究了贸易后的加成率效应，模型结果显示加成率受到企业市场份额和弹性系数的影响，对贸易后竞争加剧效应的研究表明市场资源错配程度会产生调节作用。上述文献均围绕贸易后竞争加剧效应对企业加成率进行了初步探索，但缺乏较好的实证检验。De Loecker和Warzynski(2012)基于结构模型测算了企业加成率，这一方法(简称DLW法)在较少假设基础上实现了对企业层面加成率的测算，实证结果表明出口企业具有更高加成率。De Loecker等(2016)创造性地提出了企业—产品层面加成率测算方法，还将加成率分解为成本和价格两大渠道。

第二类是研究开放条件下企业加成率及其影响因素的相关文献。开拓性文献在DLW法下通过测算企业加成率，发现出口企业具有更高的加成率水平(De Loecker and Warzynski, 2012)。在此基础上，更多文献分析了开放条件下企业加成率的影响因素。研究表明产品质量显著影响了企业加成率，除生产率因素外，行业层面质量阶梯也是决定企业加成率的重要变量，而在开放条件下由于面临更大的市场规模，质量阶梯可能发生移动进而引致企业加成率变动(Antoniades, 2015)^[7]。汇率变动显著影响了企业的价格和成本，进而也是企业加成率的重要影响因素(Li et al., 2015)^[8]。从贸易视角出发，相关文献分析了贸易自由化等政策冲击的影响(De Loecker et al., 2016)。另外，还有文献指出创新显著提升了出口企业加成率，但是二者存在非线性关系(刘啟仁和黄建忠, 2016^[9]；诸竹君等, 2017^[10])。基于中国数据的研究结果显示，贸易自由化和人民币汇率提升显著降低了国内企业加成率离散度，改善了资源配置水平(Lu and Yu, 2015)^[11]。动态视角下对外直接投资显著提升了企业加成率(诸竹君等, 2016)^[12]。最新文献探究了中间品贸易自由化、劳动力成本和金融业开放等因素对企业加成率的影响(Fan et al., 2018^[13]；毛其淋和许家云, 2017^[14]；诸竹君等, 2017；诸竹君等, 2018^[15])。

第三类是研究中国出口企业“低加成率陷阱”的相关文献。盛丹和王永进(2012)^[16]指出偏向性贸易政策(如出口退税和出口补贴)是造成出口企业低加成率的主要原因。后续文献吸收企业加成率测算的最新方法(DLW法)，提出出口企业“低加成率陷阱”这一学术命题(刘啟仁和黄建忠, 2015；黄先海等，

2016a)。上述文献表明由于中国存在市场分割和较低的出口固定成本，生产率较低的企业进入出口市场，低生产率和较弱学习效应引致了这一命题的发生（刘啟仁和黄建忠，2015）。黄先海等（2016a）从出口产品质量出发解释了这一命题，认为低生产率企业选择低质量出口引致了这一问题，并提出随着出口企业产品质量的改善，这一陷阱具有阶段性。基于子样本的检验结果表明资本密集型内资企业出口后加成率更高（祝树金和张鹏辉，2015）^[17]。还有文献从出口退税政策、外资企业转移定价、出口企业产品选择、汇率变动、加工贸易和竞争效应等视角对这一学术命题进行了分析（钱学锋等，2015^[18]；Zhang and Zhu，2017^[19]；Yang，2015^[20]；盛丹和刘竹青，2017^[21]）。

目前，关于出口企业加成率的理论研究主要基于MO模型，其理论推断是企业加成率与生产率正相关，出口企业可能存在明显的加成率优势。但出口企业加成率还可能受到目的地经济变量（如人均收入等）、企业出口产品质量的影响，宏观层面汇率波动也会产生影响。需要对上述可能影响变量通过理论建模进行系统性分析。

二、理论模型

借鉴 Bertolotti 和 Etro（2017）^[22]的模型，本文引入间接可加性效用函数（indirect additivity），将出口目的地人均收入、汇率因素和出口产品质量等纳入到统一框架内加以研究，以新视角更完整地分析出口企业加成率的决定因素。

（一）封闭市场情形

1. 消费者需求

假定国内市场 H 共有 L 个同质消费者，每人有 e 份劳动禀赋。劳动力市场完全竞争，消费者劳动禀赋应等于人均收入 E 。效用函数间接可加，其效用水平与标准化价格 $s(\omega) = p(\omega)/E$ 有关， $\omega \in \Omega$ 为消费者可接触商品集合：

$$V = \int_{\Omega} v[s(\omega)] d\omega \quad (1)$$

其中， $v(\cdot)$ 满足 $v' < 0$ 和 $v'' > 0$ ，即为递减的凸函数，其最大值应为 $\alpha = v^{-1}(0)$ ，消费者愿意支付的最高价格为 αE ，当 $s \geq \alpha$ 时， $V(s) = 0$ 。根据罗伊恒等式（Roy identity），可以求得消费者对于每种商品的需求函数：

$$x(\omega) = -E \left(\frac{\partial v}{\partial p} / \frac{\partial v}{\partial E} \right) = v'[s(\omega)] / \mu \quad (2)$$

其中， $\mu = \int_{\Omega} v'[s(\omega)] s(\omega) d\omega$ 表示收入的边际效用，数值大小取决于价格和消费的商品种类。消费者的需求量随商品价格 $p(\omega)$ 递减，并且 $p(\omega) \leq \hat{p} = \alpha E$ 。

2. 厂商行为

假定企业在支付了固定成本 f 后进入国内市场，以边际成本 c 生产一类商品集合 Ω 。根据MO模型的假定： $c \sim G(c)$ ^①，企业进入市场后得到某一边际成本 c ，

①这里沿用MO模型的假定，认为企业边际成本服从帕累托分布，其中 $G(c) = (c/\bar{c})^K, c \in (0, \bar{c})$ 。

市场的边际成本分布 $G(c)$ 是公共信息, 其中 $c \in (0, \bar{c})$, 将其标准化为单位劳动力禀赋。

3. 封闭市场的均衡情况

根据效用函数和生产函数, 可求得均衡情况利润函数:

$$\pi(c) = [p(c) - c]v'[p(c)/E]L/\mu \quad (3)$$

单一生产者无法影响 μ , 根据式 (3) 可得生产者的价格函数:

$$p(c) = c\{-sv''(s)/v'(s)\} - sv''(s)/v'(s) - 1 \quad (4)$$

进一步, 将 $-sv''(s)/v'(s)$ 记作 $\theta(s)$, 假定其满足 $\theta(s) > 1$ 、 $2\theta(s) > \xi(s) = -sv'''(s)/v''(s)$ 。加成率的定义式为 $mkp(c) = [p(c) - c]/c$, 通过计算可知 $\partial mkp(c)/\partial E > 0$, 即企业加成率水平与其所处市场人均收入水平正相关。同时, 本文结果显示, 在 MO 模型下企业加成率水平和市场规模的负向关系在该框架下并不成立, 而人均收入 E 并非是 MO 模型下的中性影响, 企业边际成本的作用方向仍然一致。

命题 1: 封闭条件下, 企业加成率水平 $mkp(c)$ 与其所处市场的人均收入 E 正相关。

命题 2: 封闭条件下, 企业加成率水平 $mkp(c)$ 与其边际成本 c 负相关。

(二) 开放经济情形

借鉴 Melitz (2003)^[23] 和 Krugman (1980)^[24] 的模型设定, 仅考虑对称国家情形, 在间接可加性效用函数下, 开放经济情形等同于市场规模扩张, 其福利效果是可消费商品种类增加, 而非企业加成率下降, 这和 Krugman (1980) 的研究结果相一致。由于商品种类和价格与市场规模独立, 简单加总可得总体间接效用 (福利水平):

$$V = n \int_0^{\alpha E} v[p(c)/E] dG(c)/G(\alpha E) \quad (5)$$

其中, 商品种类 $n = G(\alpha E)EL/\bar{\theta}f$, 由此可知开放条件下消费者福利水平取决于商品种类的增加和边际成本 c 的分布变动情况。假定国外市场 F 与国内市场 H 完全对称, 贸易存在冰山运输成本 $\tau > 1$, 则开放条件下企业出口价格函数为 $p^F(c) = \tau p(c)$ 。

(三) 显性化效用函数

有文献论证了企业的产品质量会影响到其加成率水平, 从开放经济视角出发论证了不同市场的质量阶梯对出口企业加成率的影响 (Antoniades, 2015; 黄先海等, 2016a)。因此, 在显性化效用函数中进一步加入产品质量 z , 消费者更偏好高质量商品。借鉴 Houthakker (1960)^[25] 的研究, 间接可加性效用函数一个特例是:

$$V = \int_{\Omega} \{z[\alpha - s(\omega)]\}^{1+\sigma}/(1 + \sigma) d\omega \quad (6)$$

其中, $\sigma > 1$ 表示消费者在每种商品间的替代弹性, 根据罗伊恒等式, 商品 ω 的需求函数为:

$$x(\omega) = \{z[\alpha - s(\omega)]\}^{\sigma}/|\mu| \quad (7)$$

根据利润函数，可求得此时国内厂商 i 在特定国外市场 F_j 的价格函数为：

$$p_{iF_j} = (\sigma\tau_{iF_j}w_i c + \alpha z_{F_j} E_{F_j}) / (1 + \sigma) \quad (8)$$

其中， w_i 表示国内厂商 i 的工资水平。此时，厂商 i 在特定国外市场 F_j 每种商品销量为：

$$x_{iF_j} = \sigma^\sigma (\hat{c}_{iF_j} - c)^\sigma (\tau_{iF_j} w_i)^\sigma / [z_{F_j}^\sigma (1 + \sigma)^\sigma E_{F_j}^\sigma | \mu_{F_j} |] \quad (9)$$

其中， $\hat{c}_{iF_j} = \alpha E_{F_j} / (\tau_{iF_j} w_i)$ 表示在国内市场能出口到国外市场 F_j 的临界成本 (cut-off cost)。国内企业 i 在特定国外市场 F_j 的加成率水平为：

$$mkp_{iF_j}(c) = (1 + \sigma)^{-1} [(\hat{c}_{iF_j} - c + z_{F_j}) / c] \quad (10)$$

其中， \hat{c}_{iF_j} 是以外币计价的出口企业边际成本临界值，名义汇率记为 ex_{iF_j} ，表示直接标价法下的汇率，以本币计价的出口边际成本临界值 $\hat{c}'_{iF_j} = ex_{iF_j} \hat{c}_{iF_j}$ ，通过国内外市场工资水平之比 w_i / w_{F_j} ，可消除国内和国外市场的价格因素，可得实际汇率 $ex'_{iF_j} = ex_{iF_j} w_i / w_{F_j}$ ，由此，国内企业 i 在特定国外市场 F_j 的加成率水平为：

$$mkp_{iF_j}(c) = (1 + \sigma)^{-1} \{ [(\alpha ex'_{iF_j} e_{F_j} / \tau_{iF_j}) - c + z_{F_j}] / c \} \quad (11)$$

其中， $e_{F_j} = E_{F_j} / w_{F_j}$ 表示相对于劳动力市场工资水平的人均收入。根据式 (11) 可知开放经济下企业加成率的决定因素，进一步对相关变量求导可得如下命题。

命题 3：开放条件下，企业加成率 $mkp(c)$ 与出口市场相对人均收入 e_{F_j} 正相关。

命题 4：开放条件下，企业加成率 $mkp(c)$ 与出口产品质量 z_{F_j} 正相关。

命题 5：开放条件下，企业加成率 $mkp(c)$ 与实际直接汇率 ex'_{iF_j} 正相关。

命题 6：开放条件下，企业加成率 $mkp(c)$ 与出口市场冰山运输成本 τ_{iF_j} 负相关。

本文在统一框架内探讨了开放条件下企业加成率的决定因素，出口企业加成率主要取决于生产率水平、出口目的地人均收入、出口产品质量、汇率和贸易成本等因素。中国出口企业是否存在“低加成率陷阱”是由上述变量综合效应决定的结果，实质是一个计量问题，而非真正意义上违背理论框架的“悖论”。

三、数据来源与变量构造

(一) 数据来源

1. 中国工业企业数据库

借鉴 Brandt 等 (2012)^[26] 的做法，根据“通用会计准则”的规定，本文对 2000—2013 年工业企业数据进行了整理。按照国家统计局的标准将行业分类统一至 2002 年 (GB/T 4754—2002)。

2. 中国工业企业—海关匹配数据

本文采用中国海关总署 2000—2013 年的企业产品层面数据，数据匹配涉及一系列繁琐的技术过程。参考 Yu (2015)^[27] 的两步匹配方法，通过匹配，共对应上 87 541 家出口企业的 290 206 个观测值。

(二) 变量调整与测算

1. 企业层面投入产出数据调整主要包括：工业总产值、工业增加值、从业人数、资本存量、工业中间投入合计等（均为对数值）。除从业人数（ l_{ijt} ）外，其他数据均需进行价格调整。具体的调整方法如下：以2000年各省、直辖市、自治区价格指数作为基准，以工业品出厂价格指数对工业总产值（ y_{ijt} ）和工业增加值（ va_{ijt} ）进行平减，以工业品购进价格指数对工业中间投入合计（ m_{ijt} ）进行平减。对资本存量的估计借鉴诸竹君等（2016）的做法，以企业最早出现在工业企业数据库年份的固定资产净值（2000年不变价格）作为初始资本存量，采用永续盘存法估算企业每年的资本存量（ k_{ijt} ）。

2. 企业层面加成率、生产率测算

借鉴DLW法采用结构模型对企业加成率进行估算。DLW法的基本原理是通过构造成本最小化问题，求解企业加成率的表达式：

$$mkp_{ijt} = \theta^l_{ijt} (\Psi^l_{ijt})^{-1} \quad (12)$$

其中， i 、 j 、 t 分别表示企业、行业、年份， θ^l 表示某种投入要素 l 的产出弹性， $\Psi^l = p^l I / pY$ 表示该种投入要素占企业总产出（ pY ）的比重。需要估计的只有投入要素产出弹性，使用劳动力作为企业充分调整的投入要素，使用超越对数生产函数作为基准模型对生产函数进行估计。具体设定如下：

$$y_{ijt} = \beta_l l_{ijt} + \beta_k k_{ijt} + \beta_m m_{ijt} + \beta_{ll} (l_{ijt})^2 + \beta_{kk} (k_{ijt})^2 + \beta_{mm} (m_{ijt})^2 + \beta_{lk} l_{ijt} k_{ijt} + \beta_{lm} l_{ijt} m_{ijt} + \beta_{km} k_{ijt} m_{ijt} + \beta_{lkm} l_{ijt} k_{ijt} m_{ijt} + \omega_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (13)$$

其中， ω 和 ε 分别表示企业生产率和不可预期冲击误差项。目前由于数据质量问题，无法通过严谨的DLW方法测算企业加成率。为避免数据年限相对陈旧可能对实证结果时效性造成的影响，本文通过放宽DLW法的基本假定，对企业加成率进行尝试性测算。根据DLW法的假定，企业需要通过选择特定要素最小化生产成本，2008年、2011—2013年工业企业数据库均汇报了工业企业从业人数和工资总额信息，可通过以劳动力投入实现成本最小化，得到企业加成率的估计值。

3. 其他变量测算

出口产品质量（*quality*），对企业出口产品质量的测算是基于“需求残差”原理（Fan et al., 2015）^[28]；企业层面出口冰山成本测算（*FET*），其代理变量是企业层面出口关税税率： $FET_{it} = \sum_p [(X_{it}^p / \sum_p X_{it}^p) \sum_d (X_{it}^d / \sum_d X_{it}^d) tariff_{it}^d]$ ，其中， X_{it}^p 和 X_{it}^d 分别表示企业 i 产品 p 出口总额和其中对 d 国出口额； $tariff_{it}^d$ 表示对 d 国的出口从价关税；出口虚拟变量（*export*）；出口强度（*expsha*），以出口交货值占工业销售总产值的比重衡量；企业规模（*scale*），以企业当年的销售收入（*sale*）对数值衡量其规模；资本劳动比（*klratio*），以计算企业资本和从业人数对数值之比衡量；企业所有制类型（*soe*），本文通过计算各企业实收资本中的国有资本占比作为控制企业所有制类型的变量；企业年龄（*age*），以企业建立时间的对数值衡量；行业竞争程度（*hhi*），使用4位码行业赫芬达尔指数代理，表达式为： $hhi_j =$

$\sum_{i=1}^n (sale_{ij}/\sum_{i=1}^n sale_{ij})^2$ ；出口目的地人均收入 ($pgni$)，根据出口目的地人均国民收入的加权对数值代理，表达式为 $pgni_{it} = \ln[\sum_d (X_{it}^d/\sum_d X_{it}^d)gni_t^d]$ ①；出口目的地实际汇率 (rer)，表达式为 $rer_{dt} = \ln(ner_{dt} \times cpi_{ct}/cpi_{dt})$ ，其中， ner_{dt} 表示 d 目的地 t 时刻的名义汇率水平， cpi 表示相应地区消费者价格指数②，使用直接标价法下汇率。

四、实证策略与结果分析

(一) 计量模型设定

由于企业选择出口并非随机事件，相关文献表明出口需要克服较大固定成本，因此高生产率企业自选择进入出口市场 (Melitz, 2003)。以中国数据为基础的实证研究表明，中国存在出口企业“生产率悖论” (Dai et al., 2016)^[29]。本文选用 Heckman (1979)^[30] 的样本选择模型：第一阶段，构造出口行为方程，采用 Probit 模型估计企业出口概率；第二阶段，使用企业出口概率估计值作为修正的解释变量进行回归：

$$Probit(export_{ijt} = 1) = \Phi(X'_{ijt}\varphi_1 + \gamma_t + \zeta_j + \rho_s + \varepsilon_{ijt}) \quad (14)$$

$$\ln mkp_{ijt} = \beta_i + \beta_1 export_{ijt}/expsha_{ijt} + Z'_{ijt}\beta_2 + Z'_{jt}\beta_3 + \beta_4 \lambda_{ijt} + \gamma_t + \zeta_j + \rho_s + \varepsilon_{ijt} \quad (15)$$

$$\ln mkp_{ijt} = \beta_i + \beta_1 tfp_{ijt} + \beta_2 pgni_{ijt} + Z'_{ijt}\beta_3 + Z'_{jt}\beta_4 + \gamma_t + \zeta_j + \rho_s + \varepsilon_{ijt} \quad (16)$$

第一阶段回归基于式 (14)，选择影响中国企业出口的变量 X'_{ijt} 作为解释变量，进行 Probit 回归。企业生产率 (tfp) 是决定企业是否出口的重要因素 (Melitz, 2003)，融资约束情况 ($fcons$) 也会影响企业出口决策 (Manova, 2013^[31]；黄先海, 2016b^[32])，前一期的出口行为 ($l.expport$) 可能存在“出口中学效应”正向反馈当期出口决策 (De Loecker, 2013)^[33]，外资企业 ($foreign$) 相比内资企业具有“出口平台效应”，更可能参与出口行为 (Du et al., 2012)^[34]。本文通过计算各企业实收资本中境外资本的占比作为外资企业 ($foreign$) 的代理变量，新贸易理论揭示的“母市场效应”即当地市场规模 (ms) 是影响出口决策的因素之一 (Krugman, 1980)，基于中国企业的研究表明，市场分割引致企业逆向选择进入出口市场 (朱希伟等, 2005)^[34]，选择每年各省、直辖市、自治区相对价格集合方差 ($varp$) 作为市场分割代理变量。第二阶段回归基于式 (15)，其中， Z'_{ijt} 、 Z'_{jt} 和 λ_{ijt} 分别表示企业层面、2 位码行业控制变量和逆米尔斯比率，主要目的是检验是否存在“低加成率陷阱”。式 (16) 是本文基准模型，目的是检验有关出口企业加成率决定因素的相关命题。 β_i 、 γ_t 、 ζ_j 、 ρ_s 和 ε_{ijt} 分别表示企业、年份、2 位码行业、省份固定效应和随机误差项，标准误差聚类在企业层面。

①这里 gni_t^d 表示 t 时刻 d 目的地的人均国民收入，相关数据来自世界银行世界发展指标 (WDI)。

②其中 ner 指标数据来自 PTW 7.1， cpi 指标数据来自于国际金融数据 (IFS)。

(二) 全样本企业加成率回归结果

表1汇报了全样本企业加成率和出口行为的对应关系,其中第(1)—(3)列和第(4)—(6)列分别汇报了以出口虚拟变量(*export*)和出口强度(*expsha*)为解释变量的结果。第(1)列结果显示,在引入控制变量后出口企业加成率显著低于非出口企业,第(2)列逐步控制了年份、2位码行业、省份固定效应,结果表明出口企业加成率平均比非出口企业显著低0.0155。数据显示,2011年后出口企业加成率显著高于非出口企业,因此第(3)列中仅汇报了2011—2013年的样本回归,结果显示在控制了相关变量后,出口企业的加成率在2011年后已经超过了非出口企业。第(4)—(5)列在加入控制变量、逐步控制相关固定效应后企业出口强度(*expsha*)系数显著为负,第(5)列结果显示,企业出口强度每提高10%,会引致加成率平均显著下降约0.0030。第(6)列显示,总体上出口份额与企业加成率的关系在2011年后显著为正。表1从实证角度证实了中国出口企业总体上存在“低加成率陷阱”。2011—2013年工业企业数据的计量结果显示,中国出口企业已经总体上跨越了“低加成率陷阱”。

表1 全样本出口企业与非出口企业加成率比较

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---------------------|------------------------|------------------------|---------------------|------------------------|------------------------|--------------------|
| | <i>Heckman</i> | <i>Heckman</i> | 2011—2013年 | <i>Heckman</i> | <i>Heckman</i> | 2011—2013年 |
| <i>export</i> | -0.0125*** (-12.79) | -0.0125*** (-12.72) | 0.0026*** (3.32) | | | |
| <i>expsha</i> | | | | -0.0235*** (-15.23) | -0.0241*** (-15.21) | 0.0042** (2.28) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>YearFE</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>IndustryFE</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>ProvinceFE</i> | No | Yes | Yes | No | Yes | Yes |
| <i>Observations</i> | 2 845 410 | 2 845 410 | 928 996 | 2 845 410 | 2 845 410 | 928 996 |
| R ² | 0.088 | 0.092 | 0.108 | 0.086 | 0.089 | 0.119 |

注:*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平;括号内为t或z统计值,拟合优度均为组内R²;回归均控制了企业个体固定效应;GMM回归AR(2)和Sargan检验均通过;下表同。

(三) 子样本企业加成率回归结果

表2将全样本按照不同要素密集度和不同所有制类型进行了划分,其中不同所有制类型结果显示,资本密集型和技术密集型出口企业的加成率优势相对更大,劳动密集型出口企业的优势相对较小,这也显示技术复杂度相对更高的资本和技术密集型行业总体跨越了“低加成率陷阱”。第(4)—(6)列汇报了基于不同所有制类型的回归,结果显示国有企业没有显著的出口企业加成率优势,民营企业和外资企业的出口企业加成率优势均显著存在,其中外资企业的优势相对更大。这部分回归结果显示,中国出口企业跨越“低加成率陷阱”主要在资本和技术密集型行业,更多体现在民营企业和外资企业,这一结果在分样本的回归中仍然较为稳健。

表2 子样本出口企业与非出口企业加成率比较 (2011—2013年)

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|------------------|----------------------|---------------------|
| | <i>L_inten</i> | <i>K_inten</i> | <i>T_inten</i> | <i>SOE</i> | <i>PDF</i> | <i>FIE</i> |
| <i>export</i> | 0.0014 *** (2.71) | 0.0028 *** (2.72) | 0.0032 ** (2.32) | 0.0012 (1.32) | 0.0029 *** (3.32) | 0.0036 ** (2.29) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>YearFE</i> | No | Yes | Yes | Yes | No | Yes |
| <i>IndustryFE</i> | No | Yes | Yes | Yes | No | Yes |
| <i>ProvinceFE</i> | No | No | Yes | Yes | No | No |
| <i>Observations</i> | 328 778 | 284 298 | 315 920 | 128 996 | 529 818 | 270 182 |
| <i>R</i> ² | 0.087 | 0.092 | 0.102 | 0.116 | 0.124 | 0.139 |

(四) 出口企业加成率回归结果

表3汇报了出口企业加成率决定因素的回归结果，其中前4列汇报了工业企业—海关匹配数据全样本结果，第(5)列汇报了纯出口企业的结果。第(1)—(3)列汇报了固定效应回归结果，根据前3列结果可知，*tfp_lp*、*pgni*、*rer*和*quality*系数均显著为正，*FET*系数显著为负，这初步说明出口企业的加成率水平与其生产率、出口目的地人均收入、实际汇率和出口产品质量正相关，与出口成本负相关，这初步检验了本文理论部分命题3—6的正确性，这些变量共同决定了出口企业的加成率水平。但是相关文献指出垄断势力可能会影响企业的创新行为，通过产品创新，工艺创新企业可能提升生产率水平和产品质量 (Chu et al., 2012)^[36]，即基准模型可能存在“反向因果”的内生性问题，因此本文通过系统广义矩估计 (GMM)，以*tfp_lp*和*quality*的滞后阶作为工具变量处理上述内生性问题。第(4)列汇报了系统GMM回归结果，从相关变量系数来看仍符合预期，其中，*tfp_lp*、*pgni*和*rer*的正向弹性分别为0.2625、0.1523和0.0046，*quality*和*FET*每提升10%，分别会引起企业加成率增加0.0021 (0.0085个标准差)和降低0.0065 (0.0263个标准差)，这充分

表3 出口企业加成率决定因素回归结果 (基准模型)

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|
| | <i>FE</i> | <i>FE</i> | <i>FE</i> | <i>SYSGMM</i> | <i>SYSGMM</i> |
| <i>tfp_lp</i> | 0.2799 *** (59.08) | 0.2806 *** (59.47) | 0.2802 *** (59.46) | 0.2625 *** (2.58) | 0.3195 (1.11) |
| <i>pgni</i> | 0.1022 *** (2.88) | 0.1018 ** (2.57) | 0.1016 ** (2.57) | 0.1523 ** (2.25) | 0.1419 (0.96) |
| <i>rer</i> | 0.0084 *** (2.74) | 0.0087 ** (2.08) | 0.0087 ** (2.07) | 0.0046 *** (2.80) | 0.0048 *** (2.93) |
| <i>quality</i> | 0.0166 *** (2.76) | 0.0171 *** (2.83) | 0.0170 *** (2.82) | 0.0166 ** (2.10) | 0.0102 (1.02) |
| <i>FET</i> | -0.0687 *** (-3.20) | -0.0687 *** (-3.13) | -0.0653 *** (-2.97) | -0.0527 *** (-2.61) | -0.0428 ** (-1.98) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year FE</i> | No | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>IndustryFE</i> | No | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>ProvinceFE</i> | No | No | Yes | Yes | Yes |
| <i>Observations</i> | 290 206 | 290 206 | 290 206 | 290 206 | 51 963 |
| <i>R</i> ² | 0.351 | | 0.353 | | 0.353 |

检验了本文主要命题的正确性。数据显示,出口企业与非出口企业加成率的差距随着中国加入WTO以及不同的子样本而表现出扩大的趋势,潜在的可能性是不同出口强度企业的加成率决定具有异质性,因此第(5)列汇报了纯出口企业加成率决定情况。结果表明,理论模型刻画的决定因素仅 rer 和 FET 显著,其他关键变量均不显著,这说明纯出口企业的加成率并未显著受到生产率、出口目的地人均收入和产品质量的影响。理论模型表明出口企业生产率水平较高,一般同时从事内销和出口(Melitz, 2003),但是中国存在相当比例的纯出口企业,从贸易方式来看这部分企业大多数采用加工贸易出口(Dai et al., 2016)。加工贸易事实上是发达经济体企业的全球价值链治理行为,通过“俘获”中国企业实现要素成本优势,中国企业以这种方式嵌入全球价值链的获利能力相对较弱,表现出生产率、出口目的地人均收入和出口产品质量对该类企业加成率的影响不明显,以下会进一步探究加工贸易的影响。

(五) 不同要素密集度的回归结果

不同要素密集度的回归结果汇报在表4中,总体来看,本文的关键变量均符合理论预期。第(1)、(2)列汇报了劳动密集型行业的结果,根据第(2)列可知, $pgni$ 的正向弹性值为0.0568,显著低于平均水平,这说明劳动密集型行业中目的地的收入效应较小,在我国劳动密集型行业中加工贸易比重较高,缺乏根据不同出口目的地消费者收入弹性制定价格的能力。资本密集型行业参数估计结果显示, $pgni$ 和 $quality$ 显著超过全样本均值,这说明我国资本密集型行业的出口产品质量和目的地定价权较强。技术密集型行业中, $pgni$ 系数显著大于平均效应值,说明该类出口企业具备一定的目的地定价权,但是第(6)列显示, $quality$ 变量系数的显著性较弱,且低于平均效应,这说明技术密集型行业出口产品质量并无明显的竞争优势。

表4 出口企业加成率决定因素回归结果(分要素密集度)

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------|----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|----------------------|------------------------|
| | L_inten FE | L_inten $SYSGMM$ | K_inten FE | K_inten $SYSGMM$ | T_inten FE | T_inten $SYSGMM$ |
| tfp_lp | 0.2813*** (17.39) | 0.3385*** (2.69) | 0.2653*** (13.81) | 0.2591** (2.35) | 0.2792*** (13.14) | 0.1809*** (2.66) |
| $pgni$ | 0.0332* (1.85) | 0.0568* (1.72) | 0.1515** (2.28) | 0.2310** (2.23) | 0.1204** (2.33) | 0.2118** (2.19) |
| rer | 0.0010** (2.55) | 0.0021*** (2.66) | 0.0021** (2.43) | 0.0045** (2.08) | 0.0052** (2.04) | 0.0067*** (2.95) |
| $quality$ | 0.0179** (2.30) | 0.0171** (2.40) | 0.0357** (2.38) | 0.0271** (2.27) | 0.0167** (2.15) | 0.0125* (1.74) |
| FET | -0.0312** (-2.12) | -0.0218** (-1.99) | -0.0428*** (-3.21) | -0.0391* (-1.92) | -0.0821** (-2.38) | -0.0652** (-1.98) |
| $Controls$ | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| $YearFE$ | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| $IndustryFE$ | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| $ProvinceFE$ | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| $Observations$ | 131 066 | 131 066 | 88 502 | 88 502 | 70 638 | 70 638 |
| R^2 | 0.355 | | 0.380 | | 0.346 | |

(六) 不同贸易方式的回归结果

表5汇报了不同贸易方式下的回归结果。本文将贸易方式分为一般贸易 (*general*)、进料加工 (*pi*) 和来料加工 (*pa*)^①, 前2列基于式(10), 后3列基于式(11)。第(1)、(2)列的结果显示, 3种贸易方式下出口企业加成率均低于非出口企业, 这与全样本出口企业结果一致, 从负向效应值来看: 一般贸易<进料加工贸易<来料加工贸易, 反映出这3类贸易方式不同的全球价值链地位 (Dai et al., 2016)。由于加工贸易方式基本属于“两头在外”, 并没有实际参与出口目的地市场竞争, 差别定价权较弱, 其中进料加工贸易由于控制原料来源, 相比于来料加工贸易具有中间品选择权, 因而市场势力相对较强。第(3)列的结果显示, 一般贸易下出口企业目的地收入弹性和质量效应显著为正且大于平均效应, 自选择效应显著。第(4)、(5)列结果显示, 加工贸易企业的 *tfp_lp* 系数不显著, 表明不存在明显的自选择效应。*pgni* 系数表明进料加工中自选择效应不显著, 而来料加工系数为负 (显著性较弱), 这说明加工贸易方式下发达经济体将该类企业嵌入其全球价值链中, 通过廉价要素资源提升成本优势, 相应的中方出口企业并无出口定价权, 甚至出现“优质低价”现象, 表现为 *quality* 系数显著为负。

表5 出口企业加成率决定因素回归结果 (分贸易方式)

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-----------------------|-------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | <i>FE</i> 全样本 | <i>SYSGMM</i> 全样本 | <i>SYSGMM</i> 一般贸易 | <i>SYSGMM</i> 进料加工 | <i>SYSGMM</i> 来料加工 |
| <i>general</i> | -0.0028 *** (-15.63) | -0.0032 ** (-2.42) | | | |
| <i>pi</i> | -0.0185 *** (-5.49) | -0.0157 ** (-2.20) | | | |
| <i>pa</i> | -0.0283 *** (-3.20) | -0.0291 ** (-2.51) | | | |
| <i>tfp_lp</i> | | | 0.3412 *** (2.67) | 0.0459 (0.42) | 0.1287 (1.01) |
| <i>pgni</i> | | | 0.1886 ** (1.96) | -0.2827 (-1.27) | -0.0061 * (-1.76) |
| <i>rer</i> | | | 0.0092 ** (2.39) | 0.0063 ** (2.43) | 0.0028 *** (2.82) |
| <i>quality</i> | | | 0.0197 ** (2.32) | -0.3950 * (-1.74) | -0.5018 * (-1.76) |
| <i>FET</i> | | | -0.0529 *** (-2.88) | -0.0872 ** (-1.98) | -0.0312 * (-1.82) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>YearFE</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>IndustryFE</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>ProvinceFE</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Observations</i> | 2 845 410 | 2 845 410 | 124 761 | 88 138 | 77 307 |
| <i>R</i> ² | 0.028 | | | | |

①根据工业企业—海关匹配数据, 一部分企业同时从事一般贸易和加工贸易, 为避免该类样本对计量结果造成偏误, 故本文仅采用当年只从事单一贸易方式的企业样本。

五、结论和政策含义

本文通过引入间接可加性效用函数,运用理论模型进行研究,结果表明出口企业加成率除了受到生产率影响外,还与出口目的地人均收入、出口产品质量和实际直接汇率正相关,与出口市场的冰山贸易成本负相关,“低加成率陷阱”仅在MO模型框架下成立。在此基础上,运用中国工业企业的数据库和海关数据库对上述理论命题进行了实证检验,计量结果表明:第一,全样本回归中出口企业总体上呈现“低加成率陷阱”,但是,2011—2013年工业企业数据的回归结果表明整体上中国出口企业已经跨越了“低加成率陷阱”,出口企业的加成率水平已显著高于非出口企业;第二,对出口企业加成率影响因素的回归结果表明,企业生产率、出口国人均GDP、双边实际直接汇率和出口产品质量均显著正向影响出口企业加成率,而出口平均关税存在明显负向作用,对纯出口企业的回归结果证实,上述企业加成率除与双边实际直接汇率正相关外,对其他变量的影响均不显著;第三,分要素密集度的回归结果证实,劳动密集型行业中出口目的地收入效应较小,而资本密集型和技术密集型行业这一效应超过全样本,这表明资本和技术密集型行业更具出口市场定价权;第四,分贸易方式的回归结果显示在不同贸易方式下出口企业“低加成率陷阱”的问题仍然成立,负向效应的相对强弱排序为:来料加工>进料加工>一般贸易,加工贸易“两头在外”的基本属性决定了其缺乏出口定价权,是造成“加成率陷阱”的主要方式;第五,对三种贸易方式影响因素的检验发现加工贸易中生产率不显著,进料加工中出口国人均收入不显著,而出口产品质量呈负向显著,即加工贸易出口中存在“优质低价”问题,这是本文的重要发现之一,充分显示了加工贸易是造成出口企业“低加成率陷阱”的主要因素。

本文的政策含义如下:一是提升贸易高质量发展水平,以出口产品质量作为贸易强国建设的重要抓手,推动建立更高产品质量标准,通过建立更高的质量标准倒逼企业提升产品质量,有利于提升出口竞争力;二是着力引导加工贸易企业转型升级,推动该企业向全球价值链高端迈进,加工贸易出口是造成“低加成率陷阱”的主要原因,推动加工贸易向全球价值链高端迈进主要依靠创新,通过二次创新、集成创新和原始创新提升加工贸易企业的竞争力水平,推动企业转型,提升贸易获利水平;三是着力支持企业向发达经济体出口,推动贸易强国和制造业转型升级相结合,在均衡发展同各国贸易合作的同时,应注重提升产品质量和当地偏好匹配度,从发达经济体获取更高的出口加成率,通过实施“自贸区”战略和“一带一路”倡议,降低贸易政策不确定性的影响;四是稳定开放宏观经济体系,推动出口企业稳中求进,汇率也是影响出口企业加成率的重要因素,人民币短期内较快升值可能对出口企业产生较大负面影响,应进一步完善人民币汇率形成机制,动态调整出口国的组成及份额,稳定短期汇率预期,维持出口企业加成率总体平稳。

[参考文献]

- [1] DE LOECKER J, WARZYNSKI F. Markups and Firm-level Export Status [J]. *American Economic Review*, 2012, 102 (6): 2437-2471.
- [2] DE LOECKER J, GOLDBERG P K, KHANDELWAL A K, PAVCNIK N. Prices, Markups and Trade Reform [J]. *Econometrica*, 2016, 84 (2): 445-510.
- [3] 刘啟仁, 黄建忠. 异质出口倾向、学习效应与“低加成率陷阱” [J]. *经济研究*, 2015 (12): 143-157.
- [4] 黄先海, 诸竹君, 宋学印. 中国出口企业阶段性低加成率陷阱 [J]. *世界经济*, 2016 (3): 95-117.
- [5] MELITZ M J, OTTAVIANO G I P. Market Size, Trade and Productivity [J]. *Review of Economic Studies*, 2008, 75 (1): 295-316.
- [6] EDMOND C, MIDRIGAN V, XU D Y. Competition, Markups and the Gains from International Trade [J]. *American Economic Review*, 2015, 105 (10): 3183-3221.
- [7] ANTONIADES A. Heterogeneous Firms, Quality and Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2015, 95 (2): 263-273.
- [8] LI H, MA H, XU Y. How Do Exchange Rate Movements Affect Chinese Exports—A Firm-Level Investigation [J]. *Journal of International Economics*, 2005, 97 (1): 148-161.
- [9] 刘啟仁, 黄建忠. 产品创新如何影响企业加成率 [J]. *世界经济*, 2016 (11): 28-53.
- [10] 诸竹君, 黄先海, 宋学印, 等. 劳动力成本上升、倒逼式创新与中国企业加成率动态 [J]. *世界经济*, 2017 (8): 53-77.
- [11] LU Y, YU L. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7 (4): 221-253.
- [12] 诸竹君, 黄先海, 宋学印. 中国企业对外直接投资促进了加成率提升吗 [J]. *数量经济技术经济研究* 2016 (6): 77-93.
- [13] FAN H, GAO X, LI Y, et al. Trade Liberalization and Markups: Micro Evidence from China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2018, 46 (1): 103-130.
- [14] 毛其淋, 许家云. 中间品贸易自由化提高了企业加成率吗——来自中国的证据 [J]. *经济学 (季刊)*, 2017 (2): 485-524.
- [15] 诸竹君, 黄先海, 余骁. 金融业开放与中国制造业竞争力提升 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2018 (3): 114-131.
- [16] 盛丹, 王永进. 中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角 [J]. *管理世界*, 2012 (5): 8-23.
- [17] 祝树金, 张鹏辉. 出口企业是否有更高的价格加成: 中国制造业的证据 [J]. *世界经济*, 2015 (4): 3-24.
- [18] 钱学锋, 潘莹, 毛海涛. 出口退税、企业成本加成与资源误置 [J]. *世界经济*, 2015 (8): 80-106.
- [19] ZHANG H, ZHU L. Markups and Exporting Behavior of Foreign Affiliates [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2017, 45 (3): 445-455.
- [20] YANG X. Markups of Chinese Firms: Product Choice and Export Discount [M]. *Social Science Electronic Publishing*, 2015.
- [21] 盛丹, 刘竹青. 汇率变动、加工贸易与中国企业的成本加成率 [J]. *世界经济*, 2017 (1): 3-24.
- [22] BERTOLETTI P, ETRO F. Monopolistic Competition When Income Matters [J]. *Economic Journal*, 2017, 127 (603): 1217-1243.
- [23] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [24] KRUGMAN P. Scale Economies, Product Differentiation and the Pattern of Trade [J]. *American Economic Review*, 1980, 70 (5): 950-959.
- [25] HOUTHAKKER H S. Additive Preferences [J]. *Econometrica*, 1960, 28 (2): 244-257
- [26] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2): 339-351.

- [27] YU M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms [J]. *Economic Journal*, 2015, 125 (585): 943-988.
- [28] FAN H, LI Y A, YEAPLE S R. Trade Liberalization, Quality and Export Prices [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2015, 97 (5): 1033-1051.
- [29] DAI M, MAITRA M, YU M. Unexceptional Exporter Performance in China? The Role of Processing Trade [J]. *Journal of Development Economics*, 2016 (121): 177-189.
- [30] HECKMAN J J. Sample Selection Bias as a Specification Error [J]. *Econometrica*, 1979, 47 (1): 153-161.
- [31] MANOVA K. Credit Constraints, Heterogeneous Firms and International Trade [J]. *Review of Economic Studies*, 2013, 80 (2): 711-744.
- [32] CHU A C, COZZI G, GALLI S. Does Intellectual Monopoly Stimulate or Stifle Innovation [J]. *European Economic Review*, 2012, 56 (4): 727-746.
- [33] DE LOECKER J. Detecting Learning by Exporting [J]. *American Economic Journal: Microeconomics*, 2013, 5 (3): 1-21.
- [34] DU J, LU Y, TAO Z, et al. Do Domestic and Foreign Exporters Differ in Learning by Exporting? Evidence from China [J]. *China Economic Review*, 2012, 23 (2): 296-315.
- [35] 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.
- [36] 黄先海, 诸竹君, 宋学印. 中国中间品进口企业“低加成率之谜” [J]. *管理世界*, 2016 (7): 23-35.

(责任编辑 王 瀛)

Does Chinese Export Firms Cross the “Low Markup Trap”?

ZHU Zhujun HUANG Xianhai

Abstract: Based on the academic proposition of “low markup trap” in export firms, this paper explored the determinant equation of export firms’ markups through indirect additive utility function. The theoretical model shows that the export firms’ markups are determined by productivity, product quality, per capita income of export destination, exchange rate and trade cost. This academic proposition is only established in the framework of Melitz and Ottaviano (2008) (MO) models. On this basis, this paper used the latest data of Chinese industrial firms and customs to test the theoretical proposition. The results show that: The full sample export firms’ markups are significantly lower than that of non-export firms, but the overall markups of export firms have exceeded that of non-export firms in 2011-2013; Firm-level productivity, per capita income of export destination, bilateral actual direct exchange rate and the quality of export products have significant positive impacts on the export firms’ markups while the average export tariff rate has a significant negative effect; Subsample test shows that the income effect of export destination in labor-intensive industries and processing trade is relatively small, which is the main cause of the academic proposition. This paper proves that Chinese export firms have crossed the “low markup trap”, and provides policy recommendations to enhance trade competitiveness.

Keywords: Export Firms; Indirect Additive Utility Function; Low Markup Trap