

出口集约、扩展增长与工业环境生产效率 的悖论再解释 ——基于加工贸易的门槛效应

高 静^{1,2}

(1. 湖南科技大学 商学院, 湖南 湘潭 411201;

2. 湖南科技大学 分工及经济发展研究中心, 湖南 湘潭 411201)

摘 要: 出口本身就是效率的体现。文章研究了出口集约增长、出口扩展增长与工业环境生产效率的非线性门槛关系, 证明两种出口增长均存在提升工业环境生产效率的门槛效应。出口集约增长与工业环境生产效率无显著关系, 但扩展增长能够显著提升工业环境生产效率。加工贸易负向影响工业环境生产效率, 成为解释出口自我选择机制悖论的关键因素。研究发现, 加工贸易与出口集约增长紧密相关, 但与出口扩展增长无关, 因此出口扩展增长能够跳出加工贸易生产效率之谜的陷阱, 而出口集约增长则无法做到。出口扩展增长的自我选择机制是存在的, 而集约出口增长自我选择机制则失灵。外部机制如FDI投入等因素能正向提升环境生产效率, 但内部机制如信贷投入、研发与人力资本的投入对工业环境生产效率的提升全部失效。这是由信贷投入的低效率以及研发过度投资造成对人力资本的侵蚀效应所导致的。

关键词: 出口集约增长; 出口扩展增长; 工业环境生产效率; 加工贸易; 门槛效应

中图分类号: F752.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2017)03-0043-14

一、前 言

出口自我选择机制得到了国外学术界的广泛认同(Melitz, 2003)。学者们一致认为出口行为就是生产效率的体现, 只有生产效率最高的公司才会选择出口, 次效率的公司选择国内市场, 效率最低的公司选择退出市场(Martincus和Carballo, 2008)。在中国学术界, 尽管有学者指出中国出口企业的生产效率高于非出口企业(钱学锋等, 2011; 张杰等, 2012; 唐宜红和林发勤, 2012; 林思宇和黄繁华, 2015), 但更多的学者认为出口自我选择机制在中国部分失灵。如中国工业企业出口自我选择机制失灵(许昌平, 2014), 但在服务行业、高科技产业、“三资”企业及大规模国有企业仍存在(杨晨, 2014; 涂远芬, 2014)。出口企业生产效率的提升更多依赖技术劳动力的干中学效应, 而非出口自身, 特别是研发效应对生产效率的提升作用不明显(张杰等, 2012; 马述忠和陈颖, 2010)。关于中国企业出口自我选择机制部分失灵的原因, 李春顶(2010)、聂文星和朱丽霞(2013)、王华等(2011)、汤二子和刘海洋(2011)认为加工贸易是造成出口低效

收稿日期: 2016-10-10

基金项目: 国家社科基金一般项目(14BJL047); 国家社科青年项目(12CJL051); 湖南省自然科学基金(2015JJ3067); 湖南省社科基金(14YBA165); 湖南省教育厅优秀青年项目(16B101); 湖南省教育厅一般项目(16C1572)。

作者简介: 高 静(1978—), 女, 湖南湘潭人, 湖南科技大学商学院副教授, 硕士生导师。

率的原因。由于加工企业比一般贸易企业的平均生产效率要低,主要由低附加值、低技术含量以及来料加工、来件装配的方式构成。中间在内两头在外的分工形式使我国处于“微笑曲线”的底部,研发、设计和销售等附加值高且科技含量高的生产环节被国外垄断,从国外进口先进的机器设备用于加工装配,会遏制国内同行业的产业升级和技术进步(李春顶,2010)。出口加工企业研发水平有限,跨国公司研发技术外溢出现瓶颈,这些都导致中国企业在出口后一段时间内生产效率下降,低于非出口企业,出现生产率悖论(陈勇兵等,2015)。

但是,国内学者主要是从出口总量与生产效率之间的关系进行研究的,却忽视了出口是沿着两种边际即出口集约边际与出口扩展边际增长的。两种增长方式对生产效率促进路径和机制不一样,决定了企业以哪种出口增长为主有可能直接影响该企业的出口生产效率。如果企业以出口扩展增长为主,出口产品种类越多,越容易满足差异化目标市场消费者的需求,分散风险,减少不可预测消费者需求带来的成本(Carlton和Dana, 2004; Helpman等, 2008)。同时新产品的研发会提高商品性能,带来出口商品价格的提高,提高该产品的出口贸易条件(Feenstra和Kee, 2004)。而出口集约增长主要依赖于数量增长,一般会带来价格下降,恶化贸易条件,降低出口企业的生产效率。也有一部分学者认为出口集约增长使得公司集中资源于某一种核心产品的生产和出口,更容易保持核心产品的竞争力(Besedeš和Prusa, 2011; 钱学锋等(2011)。而研发新产品会使公司偏离它的核心竞争能力,核心产品质量下降,不可确定的边际生产成本增加,总生产效率降低(Mayer等, 2011)。加上新出口产品成本信息的不对称使得公司在进入海外市场后又很快退出,新产品出口的持续时间往往较短(Besedeš和Prusa, 2011)。

与以往国内学术界研究不同的是,本文不是从出口总量而是从出口二元边际角度,分别研究出口集约增长、出口扩展增长与出口自我选择效应的关系,这是本文的一个创新点。出口集约增长在一定程度上能够带来资本技术的集中投入,更容易形成核心产品的规模经济,但出口规模过大会又造成价格下降。出口扩展增长会带来产品组合增加,研发效应提高,但产品种类过多又会带来企业核心竞争力下降。因此笔者认为出口二元边际和生产效率之间更可能存在的是一种非线性的门槛关系,采用门槛效应分析并求出其门槛值,这是国内学术界鲜有涉及的。由于加工贸易在中国的出口中占据了半壁江山,加工出口也会沿着二元边际路径增长,因此加工贸易在出口二元边际和生产效率的关系中起到推动效应。本文尝试找出出口二元边际与加工贸易之间的关系,如果加工贸易和出口二元边际的关系具有差异性,则会加深出口二元边际与生产效率关系的差异性。由于加工贸易过去带动过出口企业的生产效率,因此我们考虑存在一个门槛值,加工贸易将通过影响出口二元边际不同方向、不同机制而非线性地影响出口企业的生产效率,这也是本文与既往研究的最大不同之处。

需要说明的是,本文所指的生产效率是每个省份加入污染投入要素后的工业环境全要素生产率,更能体现经济增长的绿色质量与效率,出口增长指的是制造业企业出口增长。我们利用中国工业企业数据库与中国工业经济统计年鉴,将数据在宏观层面(省份)和微观层面(企业)进行统一。本文的研究思路如下:第一步,从理论上论证出口二元边际影响生产效率的机制具有差异性。第二步,从实证上论证出口二元边际与生产效率之间的关系,明确出口集约增长与工业环境生产效率没有显著关系,而出口扩展边际增长显著提高了工业环境生产效率。第三步,分析加工贸易在出口二元边际与生产效率两者关系中的关键作用。我们发现加工贸易与出口集约边际紧密相关,与出口扩展边际不相关。正是由于加工贸易对出口集约增长、扩展增长完全不一样的影响机制,解释了扩展增长为何能跳出加工贸易的陷阱而正向提升工业环境生产效率,即出口扩展增长自我选择机制是存在的;同时也解释了出口集约增长因为加工贸易的存在显著降低了工业环境生产效率,即出口集约增长自我选择机制失灵。

二、出口产品种类扩展增长与核心产品集约增长的模型

我们借鉴Mayer等(2011)的模型来阐述公司出口集约增长和扩展增长的关系。产品种类差异化满足了消费者的偏好,令产品种类 $i \in \Omega$,每个消费者的效用方程均为:

$$U = q_0^c + \partial \int_{i \in \Omega} q_i^c di - \frac{1}{2} \gamma \int_{i \in \Omega} (q_i^c)^2 di - \frac{1}{2} \eta \left(\int_{i \in \Omega} q_i^c di \right)^2 \quad (1)$$

其中, q_0^c 和 q_i^c 分别代表消费者对商品集 Ω 和商品集 i 种产品的消费数量, α 、 η 和 γ 为需求参数,均为正向。 γ 代表种类间产品的差异性水平。当 $\gamma=0$ 时,消费者将消费所有种类,产品种类之间实现完全替代。假设消费者对商品集 Ω 有正向需求,即 $q_0^c > 0$,消费者对商品集的每一个种类 i 的反需求函数为: $p_i = \alpha - \gamma q_i^c - \eta Q^c$, 其中 $q_i^c > 0$ 。假设 $\Omega^* \subset \Omega$ 代表消费种类的子集,对商品消费集 Ω^* 市场需求曲线为:

$$q_i \equiv L q_i^c = \frac{\alpha L}{\eta M + \gamma} - \frac{L}{\gamma} p_i + \frac{\eta M}{\eta M + \gamma} \frac{L}{\gamma} \bar{p}, \forall i \in \Omega^* \quad (2)$$

其中, M 是 Ω^* 中消费的种类, $\bar{p} = (1/M) \int_{i \in \Omega^*} p_i di$ 是商品集 Ω^* 的平均价格,当消费商品集 Ω^* 种类最大化时,应满足下列条件:

$$p_i \leq \frac{1}{\eta M + \gamma} (\gamma \alpha + \eta M \bar{p}) \equiv p^{\max} \quad (3)$$

其中, p^{\max} 为产品种类 i 需求为0时的价格边界,由式(2)可知 $p^{\max} \leq \alpha$ 。当商品竞争环境更激烈时,意味着平均价格 \bar{p} 更低,商品种类 M 更多,这时 p^{\max} 下降,需求价格弹性 ε_i 上升,需求价格弹性 ε_i 表示为:

$$\varepsilon_i \equiv |(\partial q_i / \partial p_i)(p_i / q_i)| = [(p^{\max} / p_i) - 1]^{-1} \quad (4)$$

由式(3)和式(4)可知, γ 不是需求价格弹性 ε_i 的唯一决定要素,较低的平均价格 \bar{p} 和更多的竞争种类 M 会导致在任意给定价格 p_i 时,边界价格 p^{\max} 的下降和需求价格弹性 ε_i 的上升,会使产品竞争环境变得更复杂。

结合方程(1)利用间接效用函数得到福利函数:

$$U = I^c + \frac{1}{2} \left(\eta + \frac{\gamma}{M} \right)^{-1} (\alpha - \bar{p})^2 + \frac{1}{2} \frac{M}{\gamma} \sigma_p^2 \quad (5)$$

其中, I^c 是消费者的收入, $\sigma_p^2 = (1/M) \int_{i \in \Omega^*} (p_i - \bar{p})^2 di$,代表价格的方差,为了保证消费者对商品集 Ω^* 的需求为正,我们假设有 $I^c > \int_{i \in \Omega^*} p_i q_i^c di = \bar{p} Q^c - M \sigma_p^2 / \gamma$,这时福利会随着平均价格 \bar{p} 的上升而下降,随着价格方差 σ_p^2 的上升而上升。因此消费者将购买成本更低即成本为 c 的商品,从而最优化其购买行为。假设平均价格 \bar{p} 和价格方差 σ_p^2 不变,消费者会对产品种类表现出偏好,即福利随着产品种类 M 的增加而增加。

劳动是生产过程中的唯一要素,由竞争市场非弹性地提供。当一个公司差异化产品种类越多成本越高,即进入的初期成本更大。因此每一个公司在产品差异化生产时,都会有一个产品决定他的核心竞争力。这个核心竞争力和核心产品的边际成本 c 相关,等于单位劳动需求。研发导致了边际成本 c 的不确定性,公司只有开始生产该产品后才会对其沉没成本 f_e 有具体的了解。因此引进新的商品种类会使公司偏离核心竞争能力,生产的边际成本 c 增加。如果公司偏离他的核心竞争力产品质量就会下降,额外消费成本就会上升。

我们把公司偏离核心竞争力的产品种类数量定义成 m ,而公司只生产核心竞争产品时产品种类数量 $m=0$ 。令公司只生产核心产品的边际成本为 c ,生产 m 种偏离核心产品的边际成本为 $v(m, c)$ 。令 $v(m, c) = \omega^{-m} c$, $\omega \in (0, 1)$ 。当 ω 为0时,公司将只生产他的核心产品。

由于进入成本(沉没成本)的存在,能够生存下来的公司选择继续生产,其他公司退出该产

业。存活下来的公司根据需求方程(2)来最大化自己的利润,同时保持了整个市场的平均价格 \bar{p} 和生产种类数量 M 。边际成本为 v 的 m 种偏离核心产品的产量 $q(v)$ 和利润最大化的价格 $p(v)$ 须满足下列条件:

$$q(v) = \frac{L}{\gamma} [p(v) - v] \quad (6)$$

如果利润最大化价格 $p(v)$ 高于价格临界值 p^{\max} 时,公司不再提供新种类。假设 v_D 代表一种能够生产获利产品的临界成本,当价格低于其临界成本时,这种产品的利润为0,此时 $p(v_D) = v_D = p^{\max}$,其市场需求水平 $q(v_D)$ 为0,拥有核心竞争力的公司($v > v_D$)生产其核心产品,不能获利,从而退出市场,因此 $c_D = v_D$ 也是公司生存下来的临界值。拥有核心产品的公司,当核心成本 $c < c_D$ 时能够获得正利润而留在行业中。当公司的成本 c 满足 $(m, c) \leq v_D \Leftrightarrow c \leq \omega^m c_D$ 时,会因为生产额外的种类而获得利润,并至少生产 $m+1$ 种类。成本为 c 的公司生产出所有的种类数目为:

$$M(c) = \begin{cases} 0 & \text{if } c > c_D \\ \max\{m | c \leq \omega^m c_D\} + 1 & \text{if } c \leq c_D \end{cases} \quad (7)$$

产品种类数量表现为公司生产效率 $1/c$ 的阶梯函数,即公司所生产的产品种类 $M(c)$ 越多,公司的生产效率 c^{-1} 越高,即产品扩展增长能提升生产效率。

三、出口集约增长、出口扩展增长与工业环境生产效率的关系

(一) 指标选取与数据描述

本文的数据来自中国工业企业数据库,工业环境生产效率作为衡量生产效率的指标。基本方法是采用非径向非角度的方向性距离函数,考虑松弛变量的DEA-RAM模型,利用Deap2.1软件进行测算。生产可能性集中的既包含期望产出又包含具有弱处置性的非期望产出,投入为剔除价格变化^①因素的人均制造业资产、制造业就业比例、人均能源消费量;产出为剔除价格因素的期望的制造业人均工业产值、非期望的人均污染排放。其中人均污染排放指标的测算利用中国环境统计年鉴的工业废水、工业废气和工业固体废料的人均排放加权构成。

中国学术界测算出口集约增长的指标,一般采用Hummels(2005)的方法,但是该模型没有从种类的广度和单一产品的深度来定义扩展和集约,仅分解成数量增长、价格增长和广度增长三种效应。陈勇兵和陈宇媚(2012)用出口微观企业数量的增加来进行定义,与西方学者出口种类增长的定义仍有区别。易先忠等(2014)、刘修岩和吴燕(2013)各自利用联合国贸发会的三分位贸易数据以及中国工业企业数据库测算了出口集聚度来表示出口集约增长,但并没有给出扩展增长的公式。本文明确区分了两个指标的不同测算方法。我们采用出口集聚度来代表出口专业化分工程度,即出口集约增长,见公式(8):

$$INT_{it} = \left(\sqrt{\sum_{j=1}^n \left(\frac{x_{ijt}}{X_{it}} \right)^2} - \sqrt{\frac{1}{n}} \right) \left(1 - \sqrt{\frac{1}{n}} \right) \quad (8)$$

我们以工业制造微观企业为研究对象,利用2002-2011^②年中国工业企业数据库四位码的出口数据对 INT_{it} 进行测算, x_{ijt} 指给定的 t 年, i 省份 j 产品(4位码)出口额, X_{it} 指 t 年 i 省的全部产品出口总额, i 代表30个省份(剔除西藏)。对于出口扩展增长的指标,本文利用中国工业企业数据库四位码微观出口数据,计算出微观企业的出口种类($vari$),用当年相对前一年出口种类($vari$)的年均增幅代表出口扩展增长(ext)。

① 对人均制造业资产、人均工业产值的处理均以2005年为基期剔除价格因素测算。

② 由于国研网加工贸易数据只到2002年,因而本文统一研究时段,选择2002-2011年的各面板指标数据。

表 1 各指标的数据统计及指标解释

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	
gtfp	300	0.81	0.17	0.33	1	工业环境生产效率:增加能源投入和污染非期望产出 ^a
int	300	0.31	0.16	0.04	0.96	出口集约增长:INT指标测算 ^b
ext	300	0.007	0.14	-0.51	1.11	出口扩展增长:当年出口种类相对前一年的增长幅度 ^b
skil	300	1.02	0.49	0.25	2.97	人力资本投入:高等院校毕业生/人口 ^c
rd	300	5.72	1.58	1.06	9.1	研发投入:工业企业研发经费内部支出取对数 ^d
cred	300	1.07	0.36	0.54	2.58	流动性限制:地区贷款/地区GDP ^e
fdi	300	5.46	1.45	1.95	8.65	外商资本流入量取对数 ^c
doma	300	8.46	0.92	5.79	10.5	国内市场规模:本地GDP-本地出口值 ^c
gdp	300	8.63	1.12	5.12	10.9	国民生产总值
stru	300	0.19	0.20	0.004	1	人均基础设施:四类人均基础设施 ^① 标准化处理后加权平均 ^e
regu	300	2.22	1.59	0.32	8.35	环境规制:剔除价格变化的人均GDP
proc	300	0.34	0.21	0.000 9	0.85	加工出口深度:加工贸易出口额/出口总值 ^f
vari	300	372	113.3	78	546	出口种类:中国工业企业数据库四位码制造业出口种类数量

注:a. 根据中国工业经济统计年鉴、中国能源统计年鉴、中国环境统计年鉴数据,用deap 2.1软件测算;b. 来自中国工业企业数据库四位码出口数据;c. 中国统计年鉴;d. 中国科技统计年鉴;e. 中国金融统计年鉴;f. 国研网贸易政策决策数据库。

首先,我们先明确出口集约增长、出口扩展增长与工业环境生产效率的关系。根据式(9)和式(10)对30个省份2002–2011年的时间序列分别进行单变量回归,被解释变量为工业环境生产效率(gtfp),解释变量为出口集约增长(int)与出口扩展增长(ext)。

$$gtfp_{it} = \beta_{1it}int_{it} + e_{it} \tag{9}$$

$$gtfp_{it} = \beta_{2it}ext_{it} + \ell_{it} \tag{10}$$

根据式(9)的回归结果,30个省份出口集约增长(int)的回归系数 β_1 有一半大于0,我们将回归系数 $\beta_1 > 0$ 的省份记为a组,表明a组的出口集约增长(int)均提升工业环境生产效率(gtfp),将系数 $\beta_1 < 0$ 的省份记为b组,表明b组的出口集约增长均降低工业环境生产效率(gtfp)。根据式(10)的回归结果,几乎每个省份出口扩展增长(ext)对工业环境生产效率的回归系数 β_2 都为正,因此我们将扩展效应回归系数 β_2 从高至低依次排列,前15位的省份为a'组,后15位的省份为b'组。将a、b、a'、b'组各指标均值一一列入表2,包括人力资本密度(skil)、研发(rd)、流动性限制(cred)、外资流入(fdi)、国内市场规模(doma)、国民生产总值(gdp)、基础设施(stru)、环境规制(regu)、加工贸易深度(proc)和出口种类(vari)。b组各指标均值都高于a组,意味着b组具有更高的工业环境生产效率,更高的人力资本、研发投入、加工出口深度,拥有更强的金融流动性,更大的国民生产总值与外资吸收力度,更完善的基础设施以及更严格的环境规制。同时 β_2 排名前15位的a'组,相比后15位的b'组也拥有更完善的生产要素水平(见表2)。分析结果初步说明,出口集约增长倾向于降低各省优质生产要素,而出口扩展增长有利于提升各省优质生产要素。

表 2 a、b、a'、b'四组各指标统计均值

	gtfp	skil	rd	cred	fdi	doma	gdp	stru	regu	proc	vari
a	0.74	1.10	5.66	1.04	5.11	8.69	8.62	0.17	1.96	0.28	371
b	0.87	0.95	5.77	1.11	5.76	8.26	8.63	0.21	2.44	0.40	374
a'	0.89	1.03	6.73	1.11	6.46	8.92	9.35	0.27	2.87	0.42	467
b'	0.73	1.02	4.71	1.04	4.46	8.00	7.91	0.12	1.56	0.27	284

(二)两种出口增长方式对工业环境生产效率提升的不同路径

中国学术界基本围绕出口总量增长与生产效率提升方面来研究自我选择机制,并没有区分出口增长方式。接下来我们将出口增长区分为出口集约增长和出口扩展增长,用面板门槛模

①四类人均基础设施包括人均铁路公里数、移动电话比例、互联网人数比例和人均公共车辆数。

型探讨两种出口增长是否都会的空间上出现一个拐点,非线性地影响工业生产效率?我们构建门槛模型如下:

$$gtfp_{it} = \beta_{1it}int_{it}I(int_{it} \leq \gamma_1) + \beta_{2it}int_{it}I(int_{it} > \gamma_1) + \beta_{3it}ext_{it} + \beta_{4it}skil_{it} + \beta_{5it}rd_{it} + \beta_{6it}regu_{it} + \beta_{7it}fdi_{it} + \beta_{8it}doma_{it} + \beta_{9it}stru_{it} + \beta_{10it}proc_{it} + \beta_{10it}cred_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$gtfp_{it} = \beta_{1it}ext_{it}I(ext_{it} \leq \gamma_2) + \beta_{2it}ext_{it}I(ext_{it} > \gamma_2) + \beta_{3it}int_{it} + \beta_{4it}skil_{it} + \beta_{5it}rd_{it} + \beta_{6it}regu_{it} + \beta_{7it}fdi_{it} + \beta_{8it}doma_{it} + \beta_{9it}stru_{it} + \beta_{10it}proc_{it} + \beta_{10it}cred_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

我们利用组内去均值的方法消除个体效应的影响,对于给定的 γ 值,采用普通最小二乘法(OLS)得到参数一致估计量。假设分别存在单一、双重和三重门槛,采取“自抽样法”,Bootstrap150次进行检验,模拟似然比检验的渐进分布,以此构造有效的P值。如果P值小于临界值就拒绝原假设 $H_0: \beta_1 = \beta_2$,即存在门槛效应,备择假设 $H_0: \beta_1 = \beta_2$ 成立。接下来我们根据Hansen(1997)的方法构造置信区间,利用似然比统计量构造出“非拒绝域”,得到 γ 的渐进置信区间。

出口扩展增长(ext)的单一门槛模型在10%的检验下拒绝了原假设 $H_0: \beta_1 = \beta_2$,单一门槛效应存在,门槛值为0.09,双重及三重门槛效应均不存在(见表3)。出口集约增长(int)的单一和双重门槛模型均拒绝了原假设,但是由于双重门槛检验的临界值出现负值,予以剔除,仅单一门槛效应存在,门槛值为0.6(见表3)。

表3 出口集约增长、扩展增长与工业环境生产效率门槛模型的检验

门槛变量	假设检验	F值	P值	1%	5%	10%	门槛估计值	95%置信区间
int	单一门槛	7.543 [*]	0.1	11.18	9.06	7.56	0.6	[0.11, 0.68]
	双重门槛	9.24 ^{***}	0.00	3.74	-2.41	-3.51	0.427, 0.437	[0.11, 0.52], [0.14, 0.56]
	三重门槛	-11.7	0.54	0.486	-2.38	-3.71	0.6	[0.47, 0.68]
ext	单一门槛	8.617 ^{**}	0.04	12.1	8.03	7.01	0.09	[-0.13, 0.17]
	双重门槛	6.596	0.19	16.4	10.5	9.16	-0.063, 0.11	[-0.21, 0.2], [-0.03, 0.17]
	三重门槛	-0.00	0.85	0.00	0.00	0.00	0.02	[-0.05, 0.2]

出口集约增长(int)的300个观测值中,279个小于0.6,仅26个大于0.6。当出口集约增长小于门槛值0.6时,对工业环境生产效率的影响是不显著的;当出口集约增长大于0.6时,工业环境生产效率(gtfp)显著下降0.14%(表4模型1)。出口集约增长(int)的整体均值为0.312,其中东、中、西部地区均值分别为0.33、0.33和0.26。仅26个观测值的出口集约增长与工业环境生产效率是正相关的,另有214个观测值的出口集约增长与工业环境生产效率无明显关系。式(5)的单一变量回归、拟合图2以及表4的非线性面板门限模型(模型2)均证明出口扩展增长(ext)与工业环境生产效率(gtfp)显著正相关。非线性门槛模型回归结果表明,当出口扩展增长(ext)小于门槛值0.09时,出口扩展增长(ext)每提高1%,工业环境生产效率(gtfp)显著提升0.3%。当出口扩展增长大于门槛值0.09时,工业环境生产效率提升并不显著(见表4模型2)。300个出口扩展增长变量(ext)中,有257个小于门槛值0.09,43个大于0.09,整体均值为0.0075,远远小于门槛值0.09。东、中、西部地区均值分别为0.014、0.004和0.003,其中东部增长最快,意味着出口扩展效应最强的是东部地区。但东部地区的出口扩展增长与工业环境生产效率无明显提升关系,意味着扩展增长出口自我选择机制在东部地区失灵。而扩展增长效应较弱的中、西部地区均存在出口自我选择机制,出口种类增长能够提升中、西部的工业环境生产效率(见表4模型6、7、8)。

我们将各省份分为四组,分别表示出口集约增长与工业环境生产效率的门槛值及省份分布,出口扩展增长与工业环境生产效率的门槛值及省份分布(见表5)。之所以选择2006年为目标对象,因为随后的世界经济危机对我国出口模式和经济增长均有显著影响,2006年的数据相

表4 出口集约增长、扩展增长与工业环境生产效率门槛模型的回归结果

	(1)	(2)	(3) ext<0.09	(4) ext≥0.09	(5) 全样本	(6) 东部	(7) 中部	(8) 西部
ext	0.1** (2.47)		0.38*** (4.43)	-0.36** (-2.45)	0.08** (2.21)	0.04 (0.91)	0.11* (1.59)	0.18** (2.38)
int		-0.04 (-0.79)	-0.01 (-0.26)	0.25** (2.08)	-0.08 (-1.54)	-0.2* (-1.7)	0.03 (0.42)	-0.08 (-0.94)
skil	-0.007 (-0.31)	-0.01 (-0.52)	-0.04** (-2.4)	-0.05 (-0.85)	0.03 (1.07)	0.05 (1.34)	0.06 (0.98)	0.08 (1.00)
rd	-0.05*** (-4.44)	-0.02* (-1.80)	-0.05*** (-4.06)	-0.05 (-1.34)	-0.4** (-2.6)	-0.01 (-0.62)	-0.08* (-1.6)	-0.06** (-2.1)
regu	0.02* (1.91)	0.03*** (3.46)	0.05*** (5.35)	0.09** (2.42)	0.007 (0.6)	0.0004 (0.03)	0.08 (1.19)	0.09** (2.39)
fdi	0.08*** (5.67)	0.08*** (5.28)	0.09*** (8.09)	0.13*** (4.63)	0.08*** (3.63)	0.07** (2.63)	0.008* (0.11)	0.05 (1.57)
doma	0.09*** (4.2)	0.015 (0.89)	0.01 (0.69)	-0.02 (-0.41)	0.08** (2.55)	0.02 (0.62)	0.12 (0.69)	-0.03 (-0.42)
stru	0.18* (1.49)	0.03 (0.43)	0.12* (1.6)	-0.36 (-1.31)	0.23 (1.54)	0.008 (0.05)	0.05 (0.17)	1.14*** (2.79)
proc	-0.2*** (-3.78)	-0.18*** (-3.29)	-0.07* (-1.83)	-0.27** (-2.12)	-0.15** (-2.11)	0.14 (1.01)	-0.06 (-0.33)	-0.4*** (-3.98)
cred	-0.17*** (-4.22)	-0.12*** (-2.86)	-0.19*** (-5.22)	-0.24** (-2.12)	-0.07* (-1.55)	-0.04 (-0.73)	0.08 (0.52)	-0.02 (-0.15)
inx (inx<0.6)	-0.06 (-0.9)							
inx (inx≥0.6)	-0.14*** (-2.75)							
ext (ext<0.09)		0.3*** (3.89)						
ext (ext≥0.09)		-0.06 (-1.10)						
c	0.20 (1.3)	0.53*** (4.07)	0.69*** (5.73)	0.85** (2.27)		0.34 (1.2)	-0.08 (-0.07)	0.9* (1.78)
观测值数量	300	300	254	46		110	80	110

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

表5 2006年出口集约增长、扩展增长的门槛值及省份分布

inx×I (inx<0.6)	天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、山西、甘肃、青海、宁夏
inx×I (inx≥0.6)	北京、黑龙江
ext×I (ext<0.09)	北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、贵州、云南、山西、甘肃、宁夏、新疆
ext×I (ext≥0.09)	山西、内蒙古、吉林、黑龙江、重庆、四川、青海

对稳定, 2006年以后出口扩展增长明显下降, 如2009年、2010年、2011年所有的观测值都没有超过0.09。

我们的结论是: 第一, 各省份出口集约增长程度比较平均, 专业化出口超过门槛值(0.6), 降低工业环境生产效率的属于个例。因此出口集约增长(int)与工业环境生产效率(gtfp)提升无明显关系。出口集约增长过快, 会拉低工业环境生产效率。因为公司过于集中生产某种产品, 会降低该产品价格竞争力, 贸易条件有可能恶化, 无法明显提升工业环境生产效率。第二, 各省份出口扩展增长(ext)均值很小, 出口种类的缓慢增长能够有效提升工业环境生产效率(gtfp)。出口扩展增长降低工业环境生产效率的门槛值非常高(0.09), 因此绝大部分观测值均能依赖出口扩展增长提升工业环境生产效率。其中东部地区出口种类增长过快, 企业偏离核心产品竞争力, 分散资金和技术, 有可能抑制生产效率的提升, 因而与工业环境生产效率指标的相关性不显著。但是, 中、西部地区的出口扩展增长仍有提升该地区工业环境生产效率的空间和能力。

四、加工贸易门槛模型下两种出口增长方式对工业环境生产效率影响的实证研究

(一)加工贸易与出口集约增长、出口扩展增长的关系

我们就出口两种增长方式与工业环境生产效率提升的关系做了门槛检验, 得到出口扩展增长提升工业环境生产效率、出口集约增长自我选择机制失灵的结论。之所以导致不同的研究结果, 我们认为加工贸易起到了关键作用。出口集约增长更多地依赖非熟练劳动投入、低技

术密集度的加工贸易,而扩展增长更多依赖研发与高新技术的投入,与加工贸易联系并不紧密。因此我们首先探讨加工贸易对两种出口增长方式影响的不同路径,然后基于这种差异性影响路径,分析是否存在加工贸易门槛效应使得出口集约增长与出口扩展增长非线性地影响工业环境生产效率。

我们将2002–2011年年均加工贸易比重从小到大依次排列绘制成图1。加工贸易比重较高的地区集中在东部,东部省份占了8个,而加工贸易比重较低的10个省份中中西部省份占了8个。为了探讨加工贸易与出口集约增长、出口扩张增长的关系,我们根据式(13)和式(14)分别对加工贸易与两种出口增长做单变量回归。

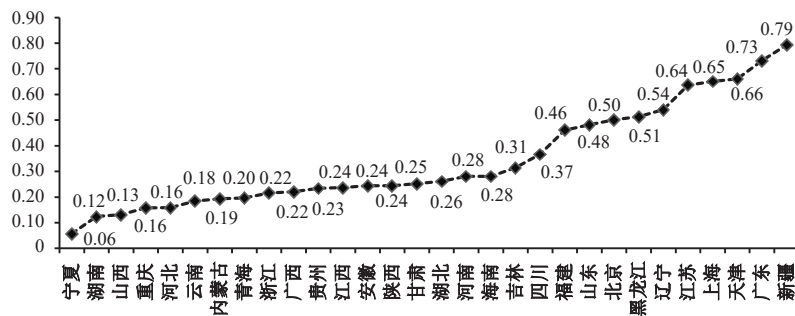


图1 2002–2011年30个省份年均加工贸易出口比重(proc)

$$\text{int}_{it} = p_{1it} \text{proc}_{it} + e_{it} \quad (13)$$

$$\text{ext}_{it} = p_{2it} \text{proc}_{it} + \ell_{it} \quad (14)$$

首先对面板数据中300个观测对象的加工贸易(proc)与出口集约增长(int)、出口扩展增长(ext)的变量进行单变量回归,发现加工贸易比重增长显著降低出口集约增长,即加工贸易出口比重每提升1%,出口集约增长显著下降0.17%,而加工贸易比重与出口扩展增长的关系非常不明显(见表6)。同时对30个省份2002–2011年的时间序列分别进行单变量回归,发现几乎没有一个省的加工贸易(proc)与出口扩展增长(ext)存在显著相关的关系,因此文中列出各省份加工贸易(proc)与出口集约增长(int)的单变量回归结果(见表7)。30个省份有17个回归系数为负($p1 < 0$),表明加工贸易比重越高,出口集约增长下降,其中广东、海南、贵州、江西的单变量回归高度显著;13个省份的回归系数为正($p1 > 0$),表明加工贸易比重越高,出口集约增长上升越快,其中仅有上海、江苏高度显著。以上研究表明,无论是单变量的面板回归还是各省份时间序列回归,加工贸易与出口集约增长均表现为负相关倾向。

表6 300个观测对象加工贸易与出口集约增长、扩展增长的单变量回归

int	系数	t值	概率	ext	系数	t值	概率
proc	-0.17**	-2.1	0.041	proc	0.01	0.1	0.92

表7 2002–2011年30个省份加工贸易与出口集约增长单变量回归

$p1 > 0$ (加工贸易提升出口集约增长的省份)	$p1 < 0$ (加工贸易降低出口集约增长的省份)
天津、山西、吉林、黑龙江、 <u>上海</u> 、 <u>江苏</u> 、浙江、安徽、湖北、重庆、四川、青海、新疆	北京、河北、内蒙古、辽宁、福建、 <u>江西</u> 、山东、河南、湖南、 <u>广东</u> 、广西、 <u>海南</u> 、 <u>贵州</u> 、云南、陕西、甘肃、宁夏

注:下划线表示该省份单变量回归在1%、5%和10%水平上显著。

(二)加工贸易门槛模型下两种出口增长方式对工业环境生产效率的影响

加工贸易对出口扩展增长和集约增长影响路径的差异,导致了两种出口模式对工业环境生产效率影响路径的差异。我们假设加工贸易出口对出口集约增长和出口扩展增长提升生产效率均存在门槛效应,方程如下:

$$\begin{aligned} gtfp_{it} = & \beta_{1it} \text{int}_{it} I(\text{proc}_{it} \leq \gamma_3) + \beta_{2it} \text{int}_{it} I(\text{proc}_{it} > \gamma_3) + \beta_{3it} \text{ext}_{it} + \beta_{4it} \text{skil}_{it} + \beta_{5it} \text{rd}_{it} \\ & + \beta_{6it} \text{regu}_{it} + \beta_{7it} \text{fdi}_{it} + \beta_{8it} \text{doma}_{it} + \beta_{9it} \text{stru}_{it} + \beta_{10it} \text{proc}_{it} + \beta_{10it} \text{cred}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (15)$$

$$gtfp_{it} = \beta_{1it}ext_{it}I(proc_{it} \leq \gamma_4) + \beta_{2it}ext_{it}I(proc_{it} > \gamma_4) + \beta_{3it}int_{it} + \beta_{4it}skil_{it} + \beta_{5it}rd_{it} + \beta_{6it}regu_{it} + \beta_{7it}fdi_{it} + \beta_{8it}doma_{it} + \beta_{9it}stru_{it} + \beta_{10it}proc_{it} + \beta_{10it}cred_{it} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

我们仍采用Boostrap150次进行检验,模拟似然比LR检验的渐进分布,基于此构造有效的P值。如果得到的P值小于我们设定的临界值(如5%),就拒绝原假设,认为存在门槛效应,备择假设 $H_0: \beta_1 \neq \beta_2$ 成立。集约出口增长与加工贸易门槛检验在单一门槛和双重门槛均被拒绝,但是双重门槛检验的临界值出现负值,因此舍去,我们选择单一门槛模型,唯一的门槛值为0.04(见表8)。扩展出口增长与加工贸易的双重门槛模型检验具有更小的P值和临界值,因此双重门槛模型确立,门槛值分别为0.107和0.645(见表8)。

表8 加工贸易门槛模型的检验

门槛变量	假设检验	F值	P值	1%	5%	10%	门槛估计值	95%置信区间
proc(出口集约增长)	单一门槛	29.3***	0.00	23.63	17.36	14.8	0.04	[0.04, 0.097]
	双重门槛	14.9***	0.00	-0.41	-3.58	-5.19	0.036, 0.14	[0.097, 0.598], [0.036, 0.623]
	三重门槛	0.00	0.13	0.00	0.00	0.00	0.096	[0.082, 0.123]
proc(出口扩展增长)	单一门槛	3.92**	0.04	6.17	3.84	3.24	0.647	[0.082, 0.123]
	双重门槛	3.65**	0.01	5.29	2.17	1.82	0.107, 0.645	[0.036, 0.778], [0.436, 0.778]
	三重门槛	0.00	0.14	0.00	0.00	0.00	0.57	[0.135, 0.778]

表9模型1和模型2分别设定加工贸易在空间上存在非线性的结构变化,从而在某一点上不同方向地影响出口集约增长和出口扩展增长,影响出口工业环境生产效率的提升。当加工贸易出口比重(proc)小于0.04时,出口集约增长与工业环境生产效率($int \times I(proc)$)的关系并不明显。而当加工贸易出口比重(proc)大于0.04时,出口集约增长使工业环境生产效率($int \times I(proc)$)显著下降0.14%(见模型1)。300个观测值的加工贸易均值为0.33,东部地区最高,为0.48,如北京、江苏、上海、天津和广东分别高达0.5、0.64、0.65、0.66和0.73,宁夏、湖南、山西、重庆地区均值最小,依次为0.06、0.12、0.13和0.16。仅12个观测值出口扩展增长小于门槛值0.04,其余282个大于0.04,表明出口集约增长(int)对加工贸易的反应非常灵敏,是制约集约增长提升工业环境生产效率的主要原因,几乎所有的观测值都能跨过加工贸易的低门槛,降低工业环境生产效率。以2006年为例,加工贸易比重小于0.04的只有青海、宁夏两省份(见表10)。事实上,我国的加工贸易大部分是低技术含量、低附加值的重复装配劳动,以集约增长、重复简单的劳动为主,专业化分工模式十分明显。加工贸易与出口集约增长紧密负相关,决定出口集约增长无法完成出口自我选择机制。

加工贸易约束下出口扩展增长(ext)提升工业环境生产效率的门槛值有两个,当加工贸易比重(proc)小于0.107时,出口扩展增长会导致工业环境生产效率($ext \times I(proc)$)提升0.34%;当加工贸易比重(proc)在0.107-0.645之间时,出口扩展增长提升绿色工业效率($ext \times I(proc)$)的作用有所下降,为0.07%。而当加工贸易比重(proc)大于0.645时,出口扩展增长与工业环境生产效率($ext \times I(proc)$)的关系不显著(见模型2)。与出口集约增长的低门槛相比,出口扩展增长负向影响工业环境生产效率的加工贸易门槛值非常高,为0.645。我们观察到面板中只有38个观测对象的加工贸易比重大于0.645,余下的262个观测对象均能够正向提升工业环境生产效率。以2006年为例,比重大于0.645的仅为上海、新疆,其余省份的出口扩展增长均不受加工贸易的影响,能够完成出口自我选择机制(见表10)。究其原因在于出口扩展增长与加工贸易无显著关系,而是以种类增长为主要特征,需要研发的不断投入和技术的不断更新。因此只要当加工贸易比重不高于0.645,出口扩展增长就能够跳出加工贸易生产率之谜的陷阱,正向提升工业环

表9 加工贸易、出口增长与工业环境生产效率的门槛回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
			全样本	全样本	proc<0.107	0.107≤proc<0.645	proc≥0.645
int		-0.08 [*] (-1.67)		-0.06(-1.28)	0.22(0.83)	-0.009(0.85)	-0.68 ^{***} (-3.6)
ext	0.1 ^{**} (2.47)		0.09 ^{**} (2.3)		0.34 [*] (1.8)	0.05 [*] (1.20)	-0.16(-0.84)
skil	-0.007(-0.31)	-0.004(-0.19)	-0.03(1.13)	0.02(0.55)	-0.34 [*] (-1.8)	-0.05 ^{***} (-2.97)	0.05(1.74)
rd	-0.05 ^{***} (-4.44)	-0.04 ^{***} (-3.38)	-0.04 ^{***} (-2.59)	-0.04 ^{**} (-2.23)	0.16 [*] (1.79)	-0.08 ^{***} (-5.74)	-0.01(-0.4)
regu	0.02 [*] (1.91)	0.05 ^{***} (5.18)	0.01 [*] (0.84)	0.006(0.49)	0.18 [*] (1.64)	0.05 ^{***} (5.47)	0.005(-0.29)
fdi	0.08 ^{***} (5.67)	0.1 ^{***} (7.22)	0.07 ^{***} (3.56)	0.07 ^{***} (3.33)	0.13(1.61)	0.11 ^{***} (9.75)	0.07 ^{***} (3.32)
doma	0.09 ^{***} (4.2)	0.001(0.09)	0.07 ^{***} (2.35)	0.08 ^{***} (2.62)	-0.19(-1.54)	0.07 ^{***} (3.41)	-0.007(-0.27)
stru	0.2(1.49)	0.11 [*] (1.35)	0.2(1.56)	0.2 [*] (1.61)	0.25(0.21)	0.05(0.61)	0.08(0.48)
proc	-0.2 ^{***} (-3.78)	-0.23 ^{***} (-4.32)			-0.82(-0.55)	-0.14 ^{**} (-2.53)	-0.2(-0.88)
cred	-0.17 ^{***} (-4.22)	-0.17 ^{***} (-4.35)	-0.07(-1.55)	-0.08 [*] (-1.69)	-0.39 [*] (-0.55)	-0.17 ^{***} (-4.49)	-0.006(-0.12)
proc×int			-0.4 ^{***} (-2.93)				
proc×ext				0.16(1.17)			
int×I(proc<0.04)	-0.06(-0.9)						
int×I(proc≥0.04)	-0.14 ^{***} (-2.75)						
ext×I(proc<0.107)		0.34 ^{**} (2.43)					
ext×I(0.107≤proc<0.645)		0.07 [*] (1.69)					
ext×I(proc≥0.645)		-0.53(-1.57)					
c	0.12(0.76)	0.63 ^{***} (4.78)	0.08(0.39)	0.004(0.02)	1.35 [*] (1.81)	0.22(1.47)	0.91 ^{**} (2.58)
观测值数量	300	300	300	300	29	233	38

表10 2006年加工贸易、出口增长与工业环境生产效率的门槛值及省份分布

int×I(proc<0.04)	青海、宁夏
int×I(proc≥0.04)	北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、贵州、云南、陕西、山西、甘肃、新疆
ext×I(proc<0.107)	青海、宁夏
ext×I(0.107≤proc<0.645)	北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃
ext×I(proc≥0.645)	上海、新疆

境生产效率,出口自我选择机制依然存在。

接下来我们在表9模型3和模型4中分别加入加工贸易与出口集约增长的交互作用项(proc×int)、加工贸易与出口扩展增长的交互作用项(proc×ext)两个指标,来检验加工贸易与出口两种模式共同作用对工业环境生产效率的影响。显而易见,加工贸易与出口集约增长的交互作用项(proc×int)每提升1%,工业环境生产效率(gtfp)就下降0.4%(模型3),下降系数大于出口集约增长(int)本身对工业环境生产效率(gtfp)的下降系数(0.08%)(模型2),加工贸易确实加快了出口集约增长,降低了工业环境生产效率的速度。相反,出口扩展增长(ext)每提升1%,工业环境生产效率(gtfp)则提升0.1%(模型1),而加工贸易与出口扩展增长的交互作用项(proc×ext)与工业环境生产效率并不显著相关(模型4),再次验证加工贸易因素的介入对出口扩展增长与生产效率的关系并无显著影响。接下来我们对出口扩展增长的两个门槛值分三段实行最小二乘的OLS回归分析(见模型5至模型7),对加工贸易门槛下出口扩展增长对工业环境生产效率影响的稳健性进行验证。

我们的结论是:出口集约增长显著受到加工贸易的负向影响,且加工贸易的门槛值非常低,导致大部分省份很容易达到加工贸易门槛比重,无法提升工业环境生产效率,加工贸易成为出口集约增长完成出口自我选择机制的一个主要障碍。相反,出口扩展增长与加工贸易没有

显著关系,且加工贸易降低工业环境生产效率的门槛值非常高,因此阻碍工业环境生产效率的提升,出口自我选择机制依然存在。

(三)其他影响因素

影响工业环境生产效率的其他因素包括研发投入(rd)、人力资本(skil)、金融流动性(cred)、国内市场规模(doma)、外资吸收(fdi)、基础设施(stru)、环境规制(regu)、加工贸易深度(proc)等。我们在表4和表9的门槛模型中对这些影响因素均进行了计量回归,表明这些影响因素对工业环境生产效率影响的结果基本是稳定的。

学术界普遍认为研发和出口都能提升生产效率,一般来说,能克服沉没成本持续出口的公司拥有更高的生产效率,效率低的公司退出新产品市场(Arkolakis和Muendler, 2010)。研发成本具有外部效应,若一国参与研发的企业家越多,出口生产效率就越容易提高(Lall, 2000)。与我们的预期相反,表9的绝大部分模型结果都表明研发投入(rd)与工业环境生产效率(gtfp)显著负相关。究其原因,我们认为这是因为中国研发资本的过度投入形成弥补研发沉没成本的“垄断加价”,扭曲了生产要素的合理配置,偏离帕累托最优(李尚骞, 2011)。另外,中国工业研发投入力度越大的企业国家政策扶持力度也越大,中间品投入产出比重更高,污染排放问题更突出,这也是造成工业环境生产效率低的原因。研发的过度投入会对人力资本积累(skil)产生侵蚀作用,表现为人力资本积累(skil)追赶不上研发积累(rd)的步伐,无法对研发的先进技术进行消化,难以实现干中学效应。这也是为什么本文研究中人力资本积累(skil)与工业环境生产效率(gtfp)负相关的原因(见表9模型5和模型6),尽管这种负相关只在少数模型中显著,但说明了我国现阶段人力资本积累对经济增长提升具有较大的局限性。

国外学术界普遍认为一国金融市场越完善,企业越有机会为自身发展融资,以弥补研发和出口的前期沉没成本,从而有效提高生产效率。与预期相反,我们的实证结果表明金融流动性(cred)越强,工业环境生产效率(gtfp)下降趋势越显著。我们认为这是因为我国金融资金大量流入了效率低下、行政命令繁杂的国有企业,由此导致金融流动性(cred)对生产效率的提升在我国完全失灵。

以上研究结果表明中国内部要素,包括研发投入、人力资本投入、金融流动性机制对工业环境生产效率的提升几乎完全失灵,仅有国内市场规模(doma)表现为正向提升工业环境生产效率。国内市场的完善有利于本土企业依托国内市场规模确定的预期收益进行研发与出口,促使出口产品种类多样化,提高生产效率(易先忠等, 2014)。相对于内部环境,外部环境对工业环境生产效率提升更加明显,几乎所有的模型都证明FDI吸收(fdi)与工业环境生产效率(gtfp)正相关,这是因为吸收外资带来外部研发溢出效应非常明显,尤其是近年来跨国公司将服务业作为FDI投资的重点,有利于绿色GDP增长。同时很重要的一点是,表9中几乎所有模型均证明,占半壁江山、具有中国特色的加工贸易对我国工业环境生产效率的提升路径为负,即加工贸易出口程度(proc)越高,工业环境生产效率(gtfp)就越低。

五、结 论

很多学者提出中国的出口自我选择机制部分失灵,即中国出口总量的增长不能带来生产效率的提升,也有学者认为这种现象的产生是由加工贸易所导致的。与前人研究不同的是,本文认可加工贸易不仅会影响中国出口总量,同时也影响两种不同的出口增长方式,即出口集约增长与出口扩展增长。通过对两种出口增长方式的不同影响路径,对工业环境生产效率也产生了不同的间接效应,这是本文研究的重点。中国出口主要依赖集约增长带动,而出口集约增长

与加工贸易关系密切,因此加工贸易的低技术低效率带来集约增长自我选择机制失效。同时出口扩展增长却能够跳出加工贸易的陷阱,完成扩展增长提升生产效率的使命。

从出口方式自身来说,出口集约增长提升工业环境生产效率并不显著,但出口扩展增长却能显著地稳定提高工业环境生产效率。原因在于:出口集约增长过快有可能会带来核心产品国际市场价格下降。出口种类的扩展增长意味着研发新产品,产品种类增多能够通过满足国外消费者需求的差异性而降低出口风险。但如果出口种类增长过快,研发新产品反而会降低核心产品质量与竞争力、新产品进入国际市场的成本以及不确定性风险因素增加。但中国省份的绝大部分观测值的出口扩展增长均低于0.09的门槛值,因此绝大部分观测值出口扩展增长都能带来工业环境生产效率的有效提升。

本文最大的意义在于从加工贸易的角度来解释两种出口增长方式对中国工业环境生产效率提升的不同路径与方向。出口集约增长原本与工业环境生产效率提升并无明确关系。但由于加工贸易与出口集约增长紧密相关,加工出口本身与工业环境生产效率负相关,因此加工贸易的存在导致出口集约增长显著拉低中国工业环境生产效率。而且加工贸易下出口集约增长降低工业环境生产效率的门槛值非常低,仅为0.04。面板数据300个观测对象有282个的加工出口比重超过0.04,因此绝大部分观测对象的出口集约增长能够轻易越过门槛值,降低工业环境生产效率,出口集约增长自我选择机制失灵。相反,加工贸易出口与出口扩展增长无明显关联,并且扩展增长降低工业环境生产效率的加工贸易的门槛值非常高,为0.645。300个观测对象中有262的加工贸易比重小于门槛值,因此大部分观测对象的出口扩展增长能够提升工业环境生产效率,跳出加工贸易生产效率之谜的陷阱,出口扩展增长自我选择机制依然存在。

另外,外部机制例如出口、FDI的吸收均能正向提升工业环境生产效率。相反,内部机制例如工业研发投入、技术含量投入、国内信贷等金融流动性,都在一定程度上降低了中国工业环境生产效率,导致内部机制失效。金融信贷长期投入生产效率低下、人员机构设置臃肿的国有企业,过度的研发投入,导致技术工人掌握先进技术的能力不能追赶上科技设备的更新,这些原因都导致了内部机制提升工业环境生产效率的失灵。

主要参考文献:

- [1] 钱学锋,王菊蓉,黄云湖,等. 出口与中国工业企业的生产率——自我选择效应还是出口学习效应?[J]. 数量经济技术经济研究,2011,(2).
- [2] 张杰,陈志远,周晓艳. 出口对劳动收入份额抑制效应研究——基于微观视角的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究,2012,(7).
- [3] 唐宜红,林发勤. 外部需求冲击与中国的出口波动——基于随机动态局部均衡模型的分析[J]. 世界经济研究,2012,(1).
- [4] 许昌平. 集聚、产品差异性和出口的“自我选择效应”——基于中国企业层面数据的经验研究[J]. 财贸经济,2014,(1).
- [5] 涂远芬. 中国企业的自我选择效应与出口学习效应研究——基于制造业与服务业企业层面的比较分析[J]. 当代财经,2014,(8).
- [6] 马述忠,陈颖. 进出口贸易对中国隐含碳排放量的影响:2000–2009年——基于国内消费视角的单区域投入产出模型分析[J]. 财贸经济,2010,(12).
- [7] 易先忠,欧阳晓,傅晓岚. 国内市场规模与出口产品结构多元化:制度环境的门槛效应[J]. 经济研究,2014,(6).
- [8] 刘修岩,吴燕. 出口专业化、出口多样化与地区经济增长——来自中国省级面板数据的实证研究[J]. 管理

- 世界, 2013, (8).
- [9] 王华, 许和连, 杨晶晶. 出口、异质性与企业生产率——来自中国企业层面的证据[J]. 财经研究, 2011, (6).
- [10] 林思宇, 黄繁华. 融资成本、生产率增长与出口稳定性研究[J]. 世界经济与政治论坛, 2015, (1).
- [11] 杨晨. 中国服务业企业出口与生产率关系——自我选择效应还是出口学习效应[J]. 国际商务研究, 2014, (1).
- [12] 李春顶. 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[J]. 世界经济, 2010, (7).
- [13] 陈勇兵, 李梦姝, 赵羊, 等. 中国企业的出口市场选择: 事实与解释[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, (10).
- [14] 钱雪锋, 熊平. 中国出口增长的二元边际及其因素决定[J]. 经济研究, 2010, (1).
- [15] 陈勇兵, 陈宇媚. 贸易成本、企业出口动态与出口增长的二元边际——基于中国出口企业微观数据: 2000–2005[J]. 经济学(季刊), 2012, (4).
- [16] 李尚鹭. 干中学、过度投资和R&D对人力资本积累的“侵蚀效应”[J]. 经济研究, 2011, (6).
- [17] Arkolakis C, Muendler M A. The extensive margin of exporting products: A firm-level analysis[R]. NBER Working Paper No. 16641, 2010.
- [18] Besedeš T, Prusa T J. The role of extensive and intensive margins and export growth[J]. Journal of Development Economics, 2011, 96(2): 371–379.
- [19] Carlton D W, Dana J D. Product variety and demand uncertainty[J]. NBER Working Paper No. 10594, 2004.
- [20] Feenstra R C, Kee H L. Export variety and country productivity[R]. NBER Working Paper No. 10830, 2004.
- [21] Helpman E, Melitz M, Rubinstein Y. Estimating trade flows: Trading partners and trading volumes[J]. Quarterly Journal of Economics, 2008, 123 (2): 441–487.
- [22] Hummels David, Klenow Peter J. The variety and quality of a nation's exports[J]. The American Economic Review, 2005, 95(3): 704–723.
- [23] Martincus C, Carballo J. Is export promotion effective in developing countries? Firm-level evidence on the intensive and the extensive margins of exports[J]. Journal of International Economics, Volume 76, Issue 1, 2008, (9): 89–106.
- [24] Mayer T, Melitz M J, Ottaviano G I P. Market size, competition, and the product mix of exporters[R]. NBER Working Paper No. 16959, 2011.
- [25] Melitz M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. Econometrica, 2003, 71(6): 1695–1725.

Reinterpretation on Intensive Increase in Export, Extensive Increase in Export and the Paradox of Industrial Environment Production Efficiency Based on Threshold Effect of Processing Trade

Gao Jing^{1,2}

(1. School of Business, Hunan University of Science and Technology, Hunan Xiangtan 411201, China;

2. Research Center of Division of Labor and Economic Development, Hunan University of Science and Technology, Hunan Xiangtan 411201, China)

Abstract: Export itself means high efficiency. This paper analyzes the nonlinear threshold relation between intensive increase in export, extensive increase in export and industrial environment

(下转第94页)

population structure, precautionary savings, liquidity constraints and consumption habits, this paper places emphasis on the effect of land market distortion on insufficient household consumption in China and its function mechanism. Under the background of monopolistic land supply, land market distortion resulting from the local government monopoly of farmland conversion market and primary city land market, is an important reason for weak household consumption demand. Through constructing land market distortion indicators and using the provincial panel data of China from 2000 to 2014, this paper makes an empirical test and finds that land market distortion has a significantly inhibitory impact on household consumption demand, and higher degree of land market distortion leads to lower household consumption rate. These conclusions are still robust after using instrumental variables to alleviate the possible endogenous problem. Further function mechanism research shows that land market distortion affects household consumption primarily through the channels such as rural-urban income disparity, pushing up housing prices, the reduction in labor income share and the aggravation of local fiscal expenditure structure bias. Its policy implication lies in that land market distortion directly inhibits household consumption, and the advancement of the market-oriented reform of land supply is an efficacious method to increase household consumption.

Key words: land market distortion; household consumption; local government

(责任编辑: 喜 雯)

(上接第55页)

production efficiency, and proves that there totally exist threshold effects concerning the promotion role of two export modes in industrial environment production efficiency. Intensive increase in export has no significant relation with industrial environment production efficiency, but extensive increase in export can improve industrial environment production efficiency significantly. Processing trade has the negative influence on industrial environment production efficiency, and becomes the key factor explaining the paradox of export self-selection mechanism. It shows that processing trade is closely related with intensive increase in export, and is not related with extensive increase in export, so extensive increase in export can jump out the trap of the production efficiency puzzle of processing trade, on the contrary, intensive increase in export cannot do it. The self-selection mechanism of extensive increase in export exists, but the self-selection mechanism of intensive increase in export does not work. External mechanisms, for example FDI input, can advance environment production efficiency, but inner mechanisms, such as credit input, R&D and human capital input, totally can not work. It is caused by the erosion effect of human capital resulting from the low efficiency in credit input and excessive R&D investment.

Key words: intensive increase in export; extensive increase in export; industrial environment production efficiency; processing trade; threshold effect

(责任编辑: 喜 雯)