

出口企业拥有更低的能耗强度吗？

王 斌, 康志勇, 刘 馨

(扬州大学 商学院, 江苏 扬州 225009)

[摘 要] 通过引入政府补贴建立企业出口与能耗的异质性模型, 讨论政府补贴情况下出口企业是否能拥有更低的能耗。研究发现, 出口企业更倾向于采用节能技术, 并拥有更低的能耗; 政府补贴可能弱化“企业出口→采用节能技术→拥有更低能耗”的传导效果。在实证研究中, 利用中国四川省公布的制造业企业综合能耗数据, 采用倾向得分匹配法和中介效应模型对企业出口、政府补贴与企业能耗强度之间的关系进行了识别。实证结果显示: 在没有政府补贴的情况下, 出口企业比非出口企业拥有更低的能耗强度; 在引入政府补贴后, 出口企业和非出口企业能耗强度的差异不再显著; 进一步研究还发现, 补贴对象的选择和补贴强度的高低也会对出口企业能耗强度产生显著影响。

[关键词] 出口; 能源消耗; 政府补贴; 倾向得分匹配法; 中介效应模型; 能耗强度

[中图分类号] F740 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2021)02-0095-10

一、引言

环境保护与国际贸易是关系中国经济发展以及全球经济福祉的两个重要议题。国际贸易特别是出口贸易是中国经济高速发展的最重要推动力之一。2009年中国出口规模位列世界第一, 2011年中国制造业出口额占世界出口总额的比重超过10%^①。但是, 在中国出口规模高速增长的同时, 环境恶化问题日趋严重。以大气污染为例, 2006年中国成为世界上最大的二氧化碳排放国, 且二氧化碳排放量以每年6%左右的速度不断增长。数量巨大而价格低廉的煤炭满足了高速发展的中国出口对大量廉价能源的需求^[1], 也成为中国二氧化碳排放的主要源头。学术界就出口贸易对环境的影响一直存在争论: 一方面, 出口贸易可以增加出口国的收入水平, 收入的提高会增加出口国改善环境的诉求, 刺激出口国对清洁技术和节能减排技术的投资, 最终改善环境; 另一方面, 由于出口贸易可能具有潜在的污染天堂效应, 使得低排放标准的国家成为污染避风港^[2], 最终引发出口国环境恶化。众多学者基于不同国家的数据样本进行了实证研究, 但并未取得一致的结论^[3-4]。微观企业既是贸易的主体, 也是诱发环境问题的微观基础。异质性贸易理论的兴起以及微观企业数据的出现, 克服了早期关于出口贸易和环境问题的研究集中在国家和行业层面的不足, 使得在微观企业层面进行国际贸易与环境的研究成为可能^[5]。为数不多的基于微观企业的研究发现, 出口企业拥有更高的生产率, 排放的有毒有害物质更少^[6-8], 对环境也更加友好^[9-10]。出口企业更有能力和意愿采用“节能(清洁)技术”成为解释上述发现关键因素, 即出口企业更倾向于采用改善环境的“清洁技术”^[11-12], 存在“企业出口→采用节能技术→拥有更低能耗”的影响机制^[13-15]。

作为一个处于经济转型中的大国, 政府的作用不能被忽视, 在经济增长或税收竞争等机制激励下, 补贴企业、促进出口、实现地方经济以及就业增长就成为中国各级地方政府的自觉行为^[16]。政府补贴不仅会影响企业的出口决策^[17-18], 还有可能影响出口企业的技术学习效应, 技术效应恰恰是出口企业可以有更低能耗或污染更少的关键因素^[5]。有鉴于此, 一个不言而喻的重要问题是: 中国的出口企业是否拥有更低的能耗水平? 国外文献中发现的“企业出口→采用节能技术→拥有更低能耗”影响机制在中国成立吗? 政府补贴的存在是刺激还是

[收稿日期] 2020-08-18

[基金项目] 教育部人文社会科学青年基金项目“政府支持与市场竞争对制造业企业创新绩效的交互影响机理及实证研究”(20YJC630089); 江苏省社会科学基金项目“基于市场竞争与政府补贴协同视角的企业创新绩效评价研究”(17EYB009)

[作者简介] 王斌(1977—), 男, 江苏扬州人, 扬州大学商学院副教授, 博士, 从事统计理论研究; 康志勇(1978—), 男, 通讯作者, 江苏扬州人, 扬州大学商学院副教授, 博士, 从事贸易理论研究, E-mail: kangzhiyong@yzu.edu.cn; 刘馨(1989—), 女, 江苏扬州人, 扬州大学商学院讲师, 博士, 从事金融工程研究。

①请参见WTO网站: <http://stat.wto.org/CountryProfile/WSDBCountryPFView.aspx?Country=CN&>

弱化了企业采用“节能技术”的意愿?针对上述问题的研究,可以为中国环境政策的制定和实施提供来自微观企业的经验证据。

与以往文献相比,本文主要的研究特色可能体现在以下几个方面:第一,丰富既有的研究文献。受到微观企业数据可获得性的限制,对环境与贸易问题的经验研究主要基于宏观或中观层面,而以企业特别是中国企业为对象的研究并不多。本文基于正处于经济转型过程中的中国(出口大国)制造业企业为研究对象,无疑能进一步丰富该领域的相关研究。第二,研究视角的拓展。本文并未停留在简单套用国外文献研究的框架对中国企业的微观数据进行验证的阶段,而在本文研究中引入了政府补贴变量进行拓展,全面探究中国情景下企业出口对能耗的综合影响效应。第三,经验事实发现的独特性。为了克服变量之间可能存在的内生性等问题,本文采用倾向匹配得分法(PSM)进行实证检验,并采用有调节的中介模型对其中的影响机制进行检验,为本文研究提供了更为可靠的经验证据。

二、理论机理与研究假说

根据异质性贸易理论的研究,企业的出口竞争力体现在其成本(效率)优势上^[19-20]。单位成本越低,则企业跨越出口固定成本获得正利润的可能性越大^[21]。参考 Batrakova 和 Davies 做法^[14],本文假设企业的生产函数满足 Cobb-Douglas 形式使用两种生产要素劳动(l)和能源(f)进行生产,相对应的生产要素劳动和能源的价格分别是 w 和 r ;企业的生产成本由可变成本和固定成本构成。 θ_i 为企业的生产率水平参数, $\theta_i > 0$,说明可变生产成本与企业生产率负相关。在企业技术水平以及生产率给定的条件下,代表性企业的单位成本函数可以表示为:

$$c(i, t(F_A)) = \frac{1}{\theta_i} k \left(\frac{r}{t(F_A)} \right)^{\alpha_i} W^{1-\alpha_i} \quad (1)$$

令 $k = \alpha_i^{-\alpha_i} (1 - \alpha_i)^{\alpha_i - 1}$, F_A 是企业节能技术投资成本, $t_i(F_A)$ 为企业的节能技术水平(设定为单调增函数),节能技术水平越高,企业的能耗水平越低。除了企业环保投资成本 F_A 外,企业还面临两种类型的固定成本:第一,如果企业选择生产,就会产生固定成本 F ;第二,如果企业选择出口,将面临一定的沉没成本 F_X 。通常假设国际市场的消费者对产品的品质有更高的要求,所以相对于国内市场,出口企业的生产成本将高于非出口企业的生产成本 τ 。

假设企业处于垄断竞争市场,则非出口企业和出口企业面临的需求函数分别为:

$$q(i) = p(i)^{-\sigma} P^{\sigma-1} I \quad (2)$$

$$q^*(i) = p^*(i)^{-\sigma} P^{*(\sigma-1)} I^* \quad (3)$$

其中 σ 为替代弹性; $p^*(i)$ 和 $p(i)$ 为出口企业和不出口企业的价格, P^* 和 P 是根据企业价格权重计算的价格指数; I 是消费在不同产品上的金额。在利润最大化条件下,非出口和出口企业的价格:

$$p(i, t) = \frac{\sigma}{\sigma - 1} c(i, t) \quad (4)$$

$$p^*(i) = \frac{\sigma}{\sigma - 1} (1 + \tau) c(i, t) \quad (5)$$

相应的非出口企业和出口企业的需求函数可以表示为:

$$q(i) = \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} c(i, t) \right)^{-\sigma} P^{(\sigma-1)} I \quad (6)$$

$$q^*(i) = \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} (1 + \tau) c(i, t) \right)^{-\sigma} P^{*(\sigma-1)} I^* \quad (7)$$

可得非出口和出口企业相应的利润函数为:

$$\pi_D(i, t) = \left[\frac{k}{\theta} c(i, t_j) \right]^{-(\sigma-1)} [P^{\sigma-1} I] - F - F_A \quad (8)$$

$$\pi_{EX}(i, t) = \left[\frac{k}{\theta} c(i, t) \right]^{-(\sigma-1)} [P^{\sigma-1} I + (1 + \tau)^{1-\sigma} P^{*(\sigma-1)} I^*] - F - F_X - F_A \quad (9)$$

令工资 $w = 1$, 且 $t(F_A) = F_A^{\rho}$, 可得:

$$\pi_D(i, F_A) = \left[\frac{k}{\theta} \left(\frac{r}{F_A^p} \right)^{\alpha_i} \right]^{-(\sigma-1)} [P^{\sigma-1}I] - F - F_A \quad (10)$$

$$\pi_{EX}(i, F_A) = \left[\frac{k}{\theta} \left(\frac{r}{F_A^p} \right)^{\alpha_i} \right]^{-(\sigma-1)} [P^{\sigma-1}I] - F - F_X - F_A \quad (11)$$

对 F_A 求导, 令 $\beta = 1 - \rho\alpha_i(\sigma - 1)$, 可得:

$$F_A^D = (1 - \beta)^{\frac{1}{\beta}} \cdot \left[\frac{k r^{\alpha_i}}{\theta} \right]^{-\frac{\sigma-1}{\beta}} \cdot [P^{\sigma-1}I]^{\frac{1}{\beta}} \quad (12)$$

$$F_A^E = (1 - \beta)^{\frac{1}{\beta}} \cdot \left[\frac{k r^{\alpha_i}}{\theta} \right]^{-\frac{\sigma-1}{\beta}} \cdot [P^{\sigma-1}I + (1 + \tau)^{1-\sigma} P^{*(\sigma-1)} I^*]^{\frac{1}{\beta}} \quad (13)$$

从(12)式和(13)式可知,企业对于节能技术的投资规模取决于其生产率、能源价格和市场潜力,效率更高的企业倾向于更多地投资于节能技术。这个结果背后的逻辑是更高效的公司有更高的销售额和市场规模,能够产生环保技术投资的溢价,更加有效地降低边际成本,出口企业有更高的倾向进行节能技术的投资。因此,对于任何给定的生产水平,出口企业在节能技术方面投入的资金要多于非出口企业,即:

$$\frac{P^{\sigma-1}I}{P^{\sigma-1}I + (1 + \tau)^{1-\sigma} P^{*(\sigma-1)} I^*} \frac{1}{\beta} > 1, \text{ 所以, } F_A^E > F_A^D.$$

综合上式,企业能耗强度可以表述为: $f/Q = \frac{k\alpha_i}{\theta} \frac{r^{\alpha_i-2}}{t(F_A)^{\alpha_i-1}}$ 。当其他因素给定时,企业节能技术投入越大,企业能耗水平越低,存在“企业出口→倾向于节能技术投资→企业拥有更低能耗”的机制。如果企业确定其节能技术投资,则企业会在此基础上决定劳动力和能源的使用情况。企业的出口行为会影响其对节能技术的投资,从而影响企业的能耗强度。为此,我们提出命题1。

命题1: 由于出口企业更倾向于在清洁技术方面的投资,在其他条件相同的情况下,出口企业的能耗强度要低于非出口企业,即,出口企业更加清洁。

引入政府补贴后,政府补贴对企业能耗可能存在作用相反的两种影响机制。一方面,政府补贴对节能技术创新研发等具有积极的促进作用^[22-23]。政府补贴能够降低企业清洁技术创新研发的成本和风险,缩短企业创新研发活动私人收益与社会收益之间的差距,激励企业清洁技术创新研发的投入并提升创新绩效,实现企业能耗水平的降低,即政府补贴降低企业能耗的清洁技术投资效应。另一方面,政府补贴也可以降低企业能源成本并提升企业效益,同样能源价格下企业可以消费更多的能源,即政府补贴提升企业能耗的成本降低效应。在存在政府补贴条件下的企业能耗强度可以重新表述为: $f/Q = \frac{k\alpha_i}{\theta} \frac{(r')^{\alpha_i-2}}{t[(F'_A)^{\alpha_i-1}]}$ 。其中 r' 为获得补贴后的实际能源价格 ($r' < r$); F'_A 为获得补贴后的节能技术投资规模 ($F'_A > F_A$)。因此,政府补贴对企业能耗的影响取决于政府补贴作用于清洁技术投资还是能源成本降低,如果主要作用于清洁技术投资,则获得政府补贴的出口企业能耗更低,相反,如果主要作用于能源成本降低,则会变相扩大能耗规模。政府补贴所引发的清洁技术投资效应和成本降低效应在实际发挥中并非处于均衡的境地。第一,两种效应发挥的时间存在差异。成本降低效应在获得政府补贴后会立刻得到体现;相反,技术效应的发挥则需要一定的时间。第二,两种效应发挥的潜力存在差异。只要补贴存在,成本降低效应就始终存在。但由于企业清洁技术创新能力是有限的,一旦达到企业技术投资的“天花板”时,技术进步不会随着外部政府补贴强度同步提高;另外,两种效应也存在明显的风险差异。政府补贴会直接降低成本、提升企业收入,企业的利润率压力会在一定程度上被缓解,理性的企业选择周期长、投入高、风险大的研发途径提升利润率的意愿必然会被削弱,政府补贴向企业研发投入转化的效率也随之降低。为此,我们提出命题2。

命题2: 政府补贴对出口企业能耗水平的影响效果不确定,取决于技术进步和成本降低两者效应的叠加。

三、实证模型、数据与变量

(一) 数据来源

本文以中国政府以及中国四川省发布的两套统计数据作为研究数据来源。第一套数据是国家统计局

2008—2010年间对全部国有和规模以上(主营业务收入超过500万元)非国有企业的工业统计报表数据库。第二套数据来自四川省实施的《千户企业节能行动推进方案》所公布的企业综合能耗(标准煤)数据。根据该方案公布的信息,纳入千户企业节能行动的企业为2010年全年综合能源消费量5000吨标准煤及以上且独立核算的工业企业(不含煤炭采掘、洗选、经营等企业)。据统计,2010年四川省重点工业用能企业(年综合能源消费量5000吨标准煤及以上)1710家,其能耗量占全省能源消费总量60%以上。这是迄今为止中国省级政府发布的最具代表性和权威性的微观企业能耗数据^①。本文利用规模以上工业企业数据库所有企业的中文名称作为匹配工具,来对《千户企业节能行动推进方案》中的所有样本数据进行匹配,并参考学术界通行方法对匹配后的数据进行了清洗,最终成功匹配完成两个数据库的匹配,总共匹配工业企业样本共968家。

(二) 研究设计

本文采用适合于截面数据的倾向得分匹配方法(PSM)^[24]以解决企业出口和企业能耗之间存在混杂偏差、选择偏差和逆向因果关系导致的内生性等一系列问题^[25]。本文从样本企业中选择两种类型企业作为分析对象:其一为样本期间内没有出口行为的企业;其二为样本期间内于某一年开始出口的企业。本文将前者称为对照组企业,后者称为处理组企业。具体地,我们以 EC 为企业 i 的能耗水平(EC , Energy Consumption), EC_i^T 和 EC_i^C 分别表示处理组(拥有出口行为的企业 $ex=1$)和反事实假定组(企业如果没有出口行为 $ex=0$)两种不同状态下的企业能耗水平变量。那么我们需要估计:

$$a_{TT} = E(EC_i^T | ex_i = 1) - E(EC_i^C | ex_i = 1) \quad (14)$$

对于同一企业,我们仅能观测企业在给定时刻出口企业或未出口企业的能耗水平,不能观测到企业反事实假定情况下企业的能耗水平,因此 $E(EC_i^C | ex_i = 1)$ 是不可被观测的。为此,本文通过匹配的方法从那些没有出口行为的企业中来选择特征近似的企业加以替代,即使得:

$$E(EC_i^C | ex_i = 1) - E(EC_i^C | ex_i = 0) \quad (15)$$

公式(15)成立必须满足Rubin提出的条件独立假设(CIA假设)^[26],对于具有相同外生特征变量集 $X=x$ 的企业,企业是否出口和企业能耗水平两者之间应该是相互独立的,即需要满足公式(16):

$$EC_i^C \perp ex_i | X_i = x \quad (16)$$

继而在满足公式(16)的情形下,我们有如下等式:

$$E(EC_i^C | ex_i = 1, X_i = x) = E(EC_i^C | ex_i = 0, X_i = x) \quad (17)$$

需要注意的是,公式(17)的成立需要满足如下条件:首先,影响能耗水平变量 EC 的控制变量集 X 中的外生特征变量是可以观测到的(observability);其次,控制组与处理组的特征变量的分布情况需要足够近似,即需要有共同的支持集(common support);最后,个体处理值的稳定假设(Stable Unit Treatment Value Assumption),该假设既要求各处理企业之间是互不影响的^[27],又要求每一个处理企业仅对应一个实验结果。当上述条件得到满足后,企业出口行为对企业能耗水平的影响可以通过下式进行估算:

$$a_{TT}^{PSM} = E(EC_i^T | ex_i = 1, X_i = x) - E(EC_i^C | ex_i = 0, X_i = x) \quad (18)$$

寻找恰当的外生特征变量 X 决定了公式(18)的估计效率。一个较好的处理办法就是将匹配的多元化外生特征变量集 X 转化为一种单个指标——倾向得分指标 \hat{P} ,然后根据个体的倾向得分进行匹配^②。因此,本文需要估计以下方程:

$$a_{TT}^{PSM} = E(EC_i^T | ex_i = 1, p(X_i)) - E(EC_i^C | ex_i = 0, p(X_i = x)) \quad (19)$$

(三) 重要变量的定义与测算

1. 核心变量

企业能耗强度(EC)。本文将四川省政府在实施国家《千户企业节能行动推进方案》时所公布的企业综合能

^①中国各级政府几乎一直不报告企业的能耗数据,造成在企业能耗(污染)领域的研究一直缺乏微观数据的证据。四川省在实施国家《万家企业节能低碳行动》时公布了2010年企业的能耗数据,这也是目前我国唯一能找到的制造业企业能耗数据,希望未来能获得更为全面的微观数据进行进一步验证。

^②对于二值处理实验,通常可以选择企业个体的特征变量为自变量,以是否获接受实验处理为因变量来估计Probit或Logit模型。

耗数据转化为标准煤的使用量。对于企业而言,能耗规模与企业产出规模密切相关,给定其他条件不变,产出越高相应的能耗也越大。本文采用相对能耗强度(标准煤/销售额)作为企业能耗强度的代理变量。企业出口(*export*),根据企业出口交货值界定的0-1型变量。政府补贴(*subsidy*),本文拟使用企业是否获得政府补贴以及补贴强度(补贴额/销售额)作为代理变量。

2. 协变量

具体而言包括:(1)企业总产值,该变量准确度量了企业的生产规模且直接可以从企业数据中获得,为剔除量纲和异常值影响,取自然对数。(2)企业资本劳动比,定义为企业资本存量和企业年均员工数比值的对数值。(3)技术水平,企业的创新研发决策往往具有自选性,本文使用OP半参数方法计算,具体估算方法可参见康志勇等的研究^[28]。(4)财务状况,由总负债比上企业的总资产进行估算,即资产负债率。(5)企业年龄,反应企业处于生命周期的不同阶段,从而会有不同的创新策略,影响企业的节能技术选择。(6)研发投入,用基期的研发投入区分企业的创新行为,除了创新可能会同时影响能耗和出口外,创新还是出口影响企业能耗的重要的传导机制之一,根据基期企业研发费用界定0-1型变量。(7)人力资本因素,创新研发行为必然会对企业提出较高人力资本积累要求,本文选用企业人均培训费用作为企业人力资本的代理变量。企业所处的行业竞争因素定义为按照二分位行业企业的销售额计算的行业赫芬达尔-赫希曼指数。此外,本文还考虑控制企业的所有制、行业等固定效应。本文按照是否属于“出口企业”,将企业样本区分为两组,分别整理了主要变量的描述性统计,如表1所示。

表1 主要变量的描述性统计

变量名	出口组				非出口组			
	均值	标准差	25th	75th	均值	标准差	25th	75th
绝对能耗	10.0281	1.2689	8.5765	13.1362	9.6506	1.0554	8.5197	14.0943
相对能耗	0.1083	0.2411	0.0209	0.1098	0.1828	0.3096	0.0455	0.2132
补贴	2.8847	3.7808	0	11.0021	0.9564	2.4293	0	10.3089
总产值	13.0018	1.4927	9.8804	16.4478	11.7127	1.2137	8.6820	15.8295
人均资本	4.9160	1.1733	2.1961	6.8687	4.5493	1.3171	0.6648	8.6905
TFP	8.6851	1.2182	6.4264	11.2351	7.7879	1.0852	4.4098	10.8223
财务状况	0.5409	0.2051	0.1241	0.9096	0.5466	0.2207	0.0338	1.1788
年龄	14.4923	13.65	3	52	10.5027	8.9376	1	54
研发	0.4076	0.4933	0	1	0.1131	0.3168	0	1
人力资本	0.2175	0.8421	0.0000	0.2043	0.1141	0.3610	0.0000	0.1092
内资企业	0.1238	0.3309	0	1	0.0452	0.2079	0	1

注:根据制造业企业数据库,由作者整理所得。

显然,就结果变量(企业能耗)而言,出口企业与非出口企业存在明显的差异。

就绝对能耗而言,出口企业的绝对能耗比非出口企业更高,可能与出口企业的平均规模更大有关;就相对能耗而言,出口企业的相对能耗则明显低于非出口企业。但是,这并不一定是“出口”行为产生的结果,可能是“自选择效应”导致“出口”组中的企业在能耗等特征上比未“出口”企业有更好的表现。其他变量也存在明显的差异,因此本文预期可以通过PSM的方法削弱“自选择”偏误,评估企业出口行为对企业能耗规模的异质性影响。本文分别采用了Probit方法和Logit方法分别进行了估算(见表2),所有变量系数基本能通过5%的显著性检验,说明本文变量设定合理可靠。下文的PSM模型中将基于Logit模型进行检验。

表2 Logit 和 Probit 方法回归结果

变量	Logit 模型		Probit 模型	
	系数	标准差	系数	标准差
总产值	0.5821 ***	3.81	0.3001 ***	3.85
人均资本	0.1982 **	2.52	0.1153 ***	2.98
TFP	0.6406 ***	6.22	0.2608 ***	4.54
财务状况	-0.2046	-0.39	-0.0575	-0.20
年龄	0.0233 ***	2.84	0.0176 ***	4.08
研发	0.8276 ***	3.34	0.4506 ***	3.27
补贴	0.0897 ***	2.82	0.0446 **	2.48
人力资本	0.3128 **	2.16	0.1665 *	2.12
内资企业	0.1215 **	2.05	0.0638 **	2.14
市场竞争	控制		控制	
行业	控制		控制	
常数项	-9.2428		-5.1281	
Pseudo R ²	0.1404		0.1390	
N	968		968	

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

四、实证结果及分析

(一) 样本匹配效果检验

以最近邻匹配法为例来说明匹配效果,图 1 中的子图(左)和图(右)分别呈现了“出口行为”的企业(处理组)与没有“出口行为”的企业(对照组)在匹配前后的核密度函数。本文从图中可以看出,在匹配前两者 PS 值的概率分布存在明显差异,在完成匹配后,两组样本 PS 值的概率分布已经非常接近,表明两者的各方面特征已非常接近,匹配效果较好。采用半径匹配和 Kernel 匹配得到的结果与此相似,不再详述。另外,本文还对样本进行了匹配前后的平衡性检验,结果表明文章对匹配变量的选取是恰当的,得出的估计结果也是准确的。

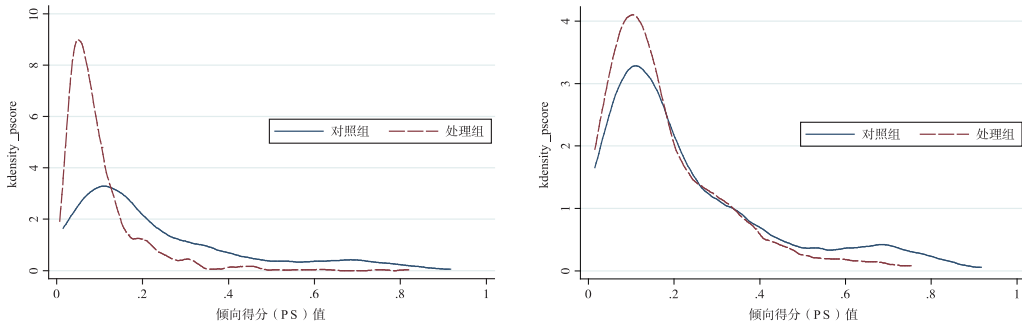


图 1 匹配前后的核密度函数

(二) 匹配平衡性检验

PSM 检验结论是否可靠与“独立性条件”能否得到满足密切相关,即要求匹配后出口企业样本与未出口的企业样本在匹配变量上不存在显著差异。因此,在进行倾向评分匹配估计之前,需要就配对进行匹配平衡性检验。一般认为,匹配后各个变量在两组之间应该不存在明显的差异,即标准偏差值越小越好,但是这一条件在大多数情况下不容易满足,因此本文根据 Rosenbaum 和 Rubin 提出的评定标准^[24]认为:配对后标准化偏差小于 5%,匹配效果可靠;如果配对后标准化偏差大于 20%,则匹配存在严重的问题,结果不可靠。

由于各期配对后各匹配变量的匹配平衡检验结果大致相同,且限于文章的篇幅,此处仅报告了全样本各匹配变量的匹配平衡检验结果。从表 3 最后一列均值 T 检验的相伴概率值可知,核心变量的标准化偏差均小于 5%,本文匹配变量选取合适且配对估计的结论可靠。

(三) 企业出口、政府补贴与能耗强度

1. 企业出口与能耗强度的 PSM 检验结果

基于 Logit 运算的最近邻匹配方法对(4)式进行 PSM 检验,通过 Bootstrap 自举法 1000 次获得估计的标准差(表 4)。结果显示,出口企业的能耗强度更低,且在 5% 的水平上通过了显著性检验。为了保证结论的稳健可靠,本文还采用了 Kernel 匹配法作为参考。基于 Kernel 匹配法检验,ATT 系数不仅一致且显著性更高。文本的结论也和已有研究的结论一致^[11,13],即出口企业拥有更低的能耗强度。

考虑到出口企业在节能技术方面的优势是其节能降耗的关键,企业在节能技术方面的投资效应的发挥不仅需要一定的时间,还存在一定的滞后性,因此本文通过控制企业是否前

表 3 平衡性检验的结果

	均值		标准偏差 (%)	标准偏差减 少幅度(%)	T 检验 概率
	处理组	对照组			
总产值	12.734	12.708	1.9	97.8	0.14
人均资本	4.7827	4.7504	2.8	91.6	0.20
TFP	8.5129	8.445	5.9	92.4	0.46
财务状况	0.5315	0.5123	9.3	-89.6	0.70
年龄	12.807	12.706	0.9	96.7	0.07
研发	0.0028	0.0051	-18.8	-50.3	-0.62
补贴	2.7564	2.6523	3.2	94.2	0.20
内资企业	3.5294	3.3627	14.0	17.3	0.92
人力资本	0.2406	0.1907	7.0	54.3	0.45
市场竞争	0.0093	0.0115	-6.2	70.3	-1.18

表 4 出口对企业能耗的平均处理效果

处理变量		N-N Matching	Kernel Matching
未控制前期出口行为	ATT	-0.0601 **	-0.0799 ***
		(-2.32)	(-2.89)
Treat Obs		968	968
控制前期出口行为	ATT	-0.1434 ***	-0.2622 ***
		(-4.12)	(-3.86)
Treat Obs		207	207

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计性显著水平。括号内报告的是Z值,是经过采用AI异方差稳健的标准误。下同。

期有出口行为进行再次检验。本文匹配了2008—2009的样本数据^①,根据2010年样本企业中在2008以及2009年是否有出口行为定义0-1变量,控制企业前期出口行为对后期能耗强度的影响,检验结果见表4。在控制前期出口行为后,无论是采用最近邻匹配还是Kernel匹配结果都显示,出口企业的能耗强度更低。这一结论不仅再次证明前文假说成立,也间接说明出口企业技术效应的发挥需要一定的时间。由于控制企业前期出口会损失掉大量数据样本,且控制前期出口行为并不改变本文的研究结论,因此下文在引入政府补贴的进一步分析中,将不再控制前期出口行为这一变量。

2. 企业出口、政府补贴与能耗强度的PSM检验结果

政府补贴的存在可能会对出口企业的能耗强度产生影响,政府补贴对出口企业既存在成本效应,也存在促进技术效应。成本效应会增加企业的能耗强度,而技术效应则会降低能耗强度。下文中将引入政府补贴变量,将样本按照是否获得补贴划分为获得政府补贴的企业样本和未获得政府补贴的企业样本两个部分,分别进行PSM检验判断政府补贴的影响作用及其大小。本文样本中获得政府补贴的企业一共有212家,占总样本数的28%左右。检验结果如表5所示,对于未获得政府补贴的企业样本,无论是最近邻匹配还是Kernel匹配,出口企业的能耗强度显著低于非出口企业,说明“企业出口→倾向于节能技术投资→企业拥有更低能耗”机制仍然存在。对于获得政府补贴的企业样本,出口企业虽然仍然表现出较低的能耗强度,但无法通过显著性检验,说明政府补贴的存在可能弱化了出口企业的技术效应。

表5 企业出口、政府补贴对企业能耗的平均处理效果

处理变量		N-N Matching	Kernel Matching
未获政府补贴 <i>Treat Obs</i>	ATT	-0.0874 *** (-5.21) 756	-0.1141 *** (-5.98) 756
获得政府补贴 <i>Treat Obs</i>	ATT	-0.0191 (-0.35) 212	-0.0256 (-0.53) 212
获得政府补贴且有研发行为 <i>Treat Obs</i>	ATT	-0.0523 ** (-2.35) 84	-0.0374 * (-1.92) 84
获得政府补贴且无研发行为 <i>Treat Obs</i>	ATT	0.1741 (1.00) 128	0.1418 (0.79) 128

上文理论分析发现,技术投资效应是导致出口企业拥有更低能耗的关键原因,本文根据是否存在创新研发行为,将获得补贴的企业区分为有创新研发行为和无创新研发行为两个样本,分别进行PSM的检验(结果如表5)。政府补贴给予有研发创新的企业,出口企业仍然表现出显著的低能耗强度,即传导机制仍然存在;政府补贴给予无创新研发的企业,企业的能耗强度会更高,但也没有通过显著性检验。综合上述检验结果,我们可以判断,政府补贴对于出口企业的能耗影响存在两种冲突的机制。如果补贴存在于创新企业,则倾向于体现出技术投资效应,进而降低企业能耗;相反,如果补贴给无研发的企业对能耗强度的降低产生阻碍作用。

(四)基于协调中介效应模型的影响机制检验

通过上文的PSM检验,发现补贴的存在会弱化出口企业的技术投资效应,如果补贴给有研发创新行为的企业,则企业的技术研发机制仍可以得到稳定的发挥,但如果补贴给无研发意愿的企业,则补贴会增加企业的能耗。为了更进一步验证政府补贴强度对于上述结论是否存在差异性结论,本文采用有调节的中介效应模型对存在政府补贴下的中介效应进行检验。中介变量(技术研发)在自变量(企业出口)与调节变量(补贴强度)对因变量(能耗强度)的交互影响中是否发挥中介效应,包括中介效应的大小和显著性。Preacheret等将调节变量不同水平下的中介作用称为条件中介作用(如图2所示)^[29]。

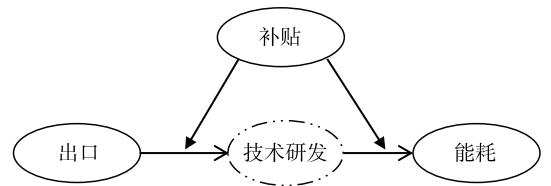


图2 有调节的中介效应检验原理

有调节的中介模型类似与传统的中介效应模型,作为中介变量的企业节能技术研发会受到政府补贴的影响,且在不同补贴强度下可能会呈现不同的结论。区别于传统中介效应模型的三步检验过程^[29]提出了针对有调节的中介模型更为便捷的直接检验方法,可以根据理论框架选择不同的有调节的中介模型。Preacheret等提供了两种计算条件间接效应标准误的方法,基于正态理论和自举法(Bootstrap)^[29]。Bootstrap方法关于标准误差

①请根据本文数据样本特点,如果扩大到2007年样本,则样本数据不足100且结论仍然一致。

的计算并不基于正态理论,偏差校正和百分位置信区间是非对称的,这更好地反映了条件间接效应的抽样分布,适用性更强,同时该方法将调节变量不同水平下的中介分析置于同一个模型中,避免了遗漏数据。本文基于 Hayes 发展的 Process 程序并采用 Bootstrap 方法来获得间接效应标准误的方法,有调节的中介效应模型方程可以设定为^[30]:

$$rd_{ij} = a_1 ex_{ij} + a_2 sub_{ij} + a_3 ex_{ij} sub_{ij} + X^* + \varepsilon_{ij} \quad (20)$$

$$ec_{ij} = b_1 rd_{ij} + b_2 sub_{ij} + b_3 ex_{ij} sub_{ij} + b_4 ex_{ij} sub_{ij} + b_5 rd_{ij} sub_{ij} + X^* + \varepsilon_{ij} \quad (21)$$

其中具体参数设定和上文的中介模型一致,

通过系数 $(b_1 + b_5 sub_{ij}) (a_1 + a_3 sub_{ij})$ 来检验具有调节变量的中介效应是否存在以及显著性的大小。按照调节变量(政府补贴)不同强度是否存在不同的中介效应,包括低补贴强度、中等补贴强度和高补贴强度下的中介效应是否显著及中

介效应的大小,将调节变量(政府补贴)按照补贴强度的均值、均值加减一个标准差,划分了低、中、高三种调节强度,检验在调节变量的不同水平下自变量对因变量影响的中介作用。经过 Bootstrap1000 次,在 95% 的置信区间下,得到条件中介效应的回归结果(表 6),其中 bs_1, bs_2, bs_3 是调节变量从小到大变大的一个过程。从表 6 的结果可知,随着调节变量变大,即补贴强度的增强,所得到的条件中介效应存在明显的差异。当补贴强度较小时,出口促进技术研发减少能耗的中介效应不存在,相反还更容易导致成本效应的发挥和企业能耗的增加;当补贴强度适中时,中介效应存在且通过了 1% 水平的显著性检验;当补贴强度趋于增强时,中介效应不再显著。从中介效应的传导机制看,过少或者过高的补贴强度,均无法有效促进企业节能技术研发投资,进而降低能耗。当补贴强度较低时,不足以刺激企业突破节能技术研发投资的前期“门槛”,补贴会增加企业的能耗;当补贴强度较高时,企业的创新研发能力是有限,不会随着外部政府补贴强度的提升而同步提高,表现为当补贴强度较大时,无法再进一步有效促进企业节能技术研发投资并降低能耗强度。

(五) 竞争性政府补贴、企业出口与能耗强度

上文针对是否存在政府补贴以及政府补贴强度对出口企业的能耗强度的影响进行了细致的检验。时至今日,中国还不具备完全放弃政府补贴这一政策工具的条件,如何科学合理地实施政府补贴政策,进而有利于被补贴的企业能呈现低能耗的结果,是更具现实意义的问题。Aghionet 等认为,以竞争兼容方式施行的补贴可弱化补贴对创新研发的负面作用^[31]。按照这一思想,本文也通过计算补贴竞争兼容度指标,进一步研究政府补贴政策的实施对出口企业能耗强度的影响^①。

补贴竞争兼容度是刻画政府补贴是以更竞争性的方式还是更集中性的方式施行政府补贴的指标,补贴竞争性越强则补贴的兼容性也越强,反映补贴政策越是以离散且均匀的方式覆盖到行业内所有企业。补贴竞争兼容度指标具有离散性和均匀性两个维度,政府补贴的赫芬达尔指数可以相对较好兼顾到补贴竞争兼容的两种性质。本文按照是否大于政府补贴的赫芬达尔指数均值,将样本划分为大于均值和小于均值两个样本。大于均值说明补贴的竞争兼容性差;相反,小于均值则说明补贴更趋于离散性和均匀性。从表 7 回归结果看,当政府补贴实施对象趋于集中时,政府补贴的成本效应更加明显,出口企业未能体现出更低的能耗强度;相反,当政府补贴实施对象更趋于离散和均匀时,获得政府补贴的出口企业则能体现出更低的能耗强度。为了保证结论的稳健可靠,本文还采用政府补贴的赫芬达尔指数中位数作为划分样本的依据,所得结论仍然一致。

表 6 协调的中介效应模型估计结果

处理变量	Observed Coef.	Bootstrap Std. Err.	Z	P > z	[95% Conf. Interval]	
bs_1	0.0052	0.0285	0.27	0.787	-0.0324	0.0428
bs_2	-0.0188	0.0083	-2.62	0.009	-0.0329	-0.0047
bs_3	-0.0385	0.0319	-1.70	0.089	-0.0828	0.0058

表 7 竞争性补贴、出口对企业能耗的平均处理效果

处理变量		N-N Matching	Kernel Matching
补贴离散程度	ATT	0.1292	0.1021
大于均值		(0.94)	(0.67)
Treat Obs		50	50
补贴离散程度	ATT	-0.1002***	-0.1011***
小于均值		(-4.67)	(-5.35)
Treat Obs		162	162
补贴离散程度	ATT	0.0721	0.0433
大于中位数		(0.92)	(0.58)
Treat Obs		92	92
补贴离散程度	ATT	-0.1112***	-0.1121***
小于中位数		(-4.21)	(-4.42)
Treat Obs		120	120

①根据本文数据样本的估算,补贴强度最高的产业是补贴强度最低产业的 4.8 倍左右,补贴政策的实施集中性非常明显。

五、结论与政策建议

尽管出口贸易和环境问题在中国受到越来越多的关注,但是已有的研究却忽视了政府补贴可能影响的存在,未能将政府补贴纳入到企业出口与环境影响的研究框架内。针对现有研究的不足,本文以 Melitz 异质性企业模型为基础引入政府补贴^[19],借助中国四川省制造业的微观数据,就“出口会降低中国制造业企业能耗强度吗?出口行为有利于节能技术采用的传导机制在中国企业中是否存在?大量存在的政府补贴又会对上述机制产生何种影响?”三个主要问题展开讨论,得到如下有意义的发现:(1)从总体上看,样本期内的出口企业拥有更低的能耗水平,出口企业有利于降低企业能耗的结论基本成立,且政府补贴的存在会对出口企业的能耗水平产生影响,补贴政策实施的对象、强度和方式是影响的关键。(2)本文借助有调节的中介效应模型,对政府补贴具有的潜在影响机制进行了实证检验,研究发现,相对于没有出口行为的企业而言,出口企业更倾向于节能技术的投资,因此能耗强度更低。这一结果支持了 Girma 和 Hanley 关于出口企业更有利于节能技术使用的观点^[13],其与 Batrakova 和 Davies 等基于不同国别的微观企业数据的研究结论一致^[14]。(3)政府补贴的实施存在会弱化出口企业采用节能技术的动力,导致被补贴的企业其能耗水平显著高于未获得补贴的出口企业的水平,且具体的补贴对象的选择也会影响上述机制。例如,如果补贴给有研发的企业,则强化上述机制;如果补贴无研发的企业则相反。如果补贴竞争兼容程度越低,则弱化的效果也越明显。结合第一个问题的结论,我们可以发现:中国的企业出口也具有技术投资效应,有利于改善环境的节能技术的使用,但现行政府补贴的存在弱化了上述机制,使得出口增长与环境改善的双赢的目标产生冲突。

本文的研究结论可能含有如下政策含义:首先,政策制定者需要重视出口企业技术效应的发挥,鼓励出口企业在节能技术的研发投资以及应用;其次,鉴于补贴政策具有抑制和促进的双重效应,如何设计科学合理的补贴政策成为实现出口增长与环境优化双赢的关键。从短期看,中国尚不具备全面放弃政府补贴的条件,补贴对象以及补贴强度的选择就显得十分重要。如果政府补贴能以更具竞争兼容方式补贴给具有创新研发的企业,并有效控制补贴强度,则补贴促进出口企业降低能耗的作用能得到最大程度的体现。从长期看,政府应该避免补贴对市场机制的扭曲,充分利用市场机制来实现出口增长与环境保护的双赢。另外,出口企业拥有更低的能耗强度,有利于环境保护。当然政府补贴会弱化这一机制的结论是基于中国四川省制造业企业数据获得的,这一结论是否在全国范围内都具有普遍的意义还需要进一步研究,这也为我们的下一步研究指明了方向。

参考文献:

- [1] 钱学锋,陆丽娟,黄云湖,等. 中国的贸易条件真的持续恶化了吗?——基于种类变化的再估计[J]. 管理世界,2010(7):18-29.
- [2] Copeland B R, Taylor M S. Trade and transboundary pollution[J]. American Economic Review,1995,85(4):716-737.
- [3] Antweiler W, Brian R, Copeland M, et al. Is free trade good for the environment? [J]. The American Economic Review,2001,91(4):877-908.
- [4] Ederington J, Levinson A, Minier J. Trade liberalization and pollution havens [R]. Working Paper, MA: National Bureau of Economic Research (NBER),2005.
- [5] Forslid R, Toshihiro O, Karen-Helene U. International trade, CO₂ emissions and Hheterogeneous firms[R]. Working Paper, Centre for Economic Policy Research,2011.
- [6] Richter P M, Schiersch A. CO₂ emission intensity and exporting: Evidence from firm-level data[J]. European Economic Review,2017,98(9):373-391.
- [7] Holladay J S. Exporters and the environment. [R]. Working Paper Series, Department of Economics, HASLAM College of Business, University of Tennessee,2015.
- [8] Cole M A, Robert J R, Toshihiro O, et al. The carbon dioxide emissions of firms: A spatial analysis[J]. Journal of Environmental Economics and Management,2013,65(2):290-309.
- [9] Roy J, Mahmut Y. Energy efficiency and exporting: Evidence from firm-level data[J]. Energy Economics,2015,52(2):127-135.
- [10] Toshihiro O, Rikard F. Why are firms that export cleaner? International trade, abatement and environmental emissions[R]. Institute for Economics Studies, Keio University,2018.
- [11] Cui Jingbo, Harvey L, Gian C M. Are exporters more environmentally friendly than non-exporters? Theory and evidence[R]. Iowa State University Working Paper,2012.
- [12] Barrows G, Ollivier H. Cleaner firms or cleaner products? How product mix shapes emission intensity from manufacturing[J]. Journal of Environmental Economics and Management,2018,88(5):134-158.

- [13] Girna S, Aoife H. How green are exporters? [J]. *Scottish Journal of Political Economy*, 2015, 62(3): 291-309.
- [14] Batrakova S, Davies R B. Is there an environmental benefit to being an exporter? Evidence from firm-level data[J]. *Review of World Economics*, 2012, 148(3): 449-474.
- [15] 刘敏仁, 陈恬. 出口行为如何影响企业环境绩效[J]. *中国工业经济*, 2020(1): 99-117.
- [16] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. *经济研究*, 2007(7): 36-50.
- [17] 苏振东, 洪玉娟, 刘璐瑶. 政府生产性补贴是否促进了中国企业出口? ——基于制造业企业面板数据的微观计量分析[J]. *管理世界*, 2012(5): 24-42.
- [18] 许家云, 毛其淋. 生产性补贴与企业进口行为: 来自中国制造业企业的证据[J]. *世界经济*, 2019, 42(7): 46-70.
- [19] Melitz M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [20] Yeaple S R. A simple model of firm heterogeneity international trade and wages[J]. *Journal of International Economics*, 2005, 65(1): 1-20.
- [21] Bernard A, Jensen J B. Exceptional exporter performance: cause, effect, or both? [J]. *Journal of International Economics*, 1999, 47(1): 1-25.
- [22] Aschhoff B. The effect of subsidies on R&D investment and success. Do subsidy history and size matter? [R]. ZEW Discussion Paper, 2009.
- [23] Özçelik E, Taymaz, E. R&D support programs in developing countries: The Turkish experience[J]. *Research Policy*, 2008, 37(2): 258-275.
- [24] Rosenbaum P R, Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. *Biometrika*, 1983, 70(1): 41-55.
- [25] Wagner J. The causal effects of exports on firm size and labor productivity: First evidence from a matching approach[J]. *Economics Letters*, 2002, 77(2): 287-292.
- [26] Rubin D B. Assignment to treatment group on the basis of covariate[J]. *Journal of Educational Statistics*, 1997, 2(1): 1-26.
- [27] Rubin D B. Formal mode of statistical inference for causal effects[J]. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 1990, 25(3): 279-292.
- [28] 康志勇, 张宁, 汤学良, 等. “减碳”政策制约了中国企业出口吗[J]. *中国工业经济*, 2018(9): 117-135.
- [29] Preacher K J, Rucker D D, Hayes A F. Assessing moderated mediation hypotheses: Theory, methods, and prescriptions[J]. *Multivariate Behavioral Research*, 2007, 42(1): 185-227.
- [30] Hayes A F. *An introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*[M]. New York: Guilford Press, 2013.
- [31] Aghion P, Dewatripont M, Du L, et al. Industrial policy and competition[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2015, 7(4): 1-32.

[责任编辑:杨志辉]

Can Export Enterprises Always Keep A Lower Energy Consumption Level?

WANG Bin, KANG Zhiyong, LIU Xing

(School of Business, Yangzhou University, Yangzhou 225009, China)

Abstract: This paper introduces government subsidies to establish a heterogeneous enterprise theoretical model of enterprise exports and energy consumption, and discusses whether export enterprises can have lower energy consumption levels in the presence of government subsidies. The study finds that export enterprises are more inclined to adopt energy-saving technologies, and thus have lower energy consumption levels. However, the existence of government subsidies may weaken the transmission mechanism of “enterprise export→adoption of energy-saving technologies→lower energy consumption”. Based on the comprehensive energy consumption data of manufacturing enterprises published by Sichuan provincial government of China, this paper uses propensity score matching method(PSM) and mediation effect model to identify the relationship between enterprise export, government subsidies and enterprise energy consumption intensity. The empirical results show that in the absence of government subsidies, export enterprises have lower energy intensity than non-export enterprises. However, in the presence of government subsidies, the difference of energy intensity between export and non-export enterprises is no longer significant. Further research also finds that the choice of subsidy objects and the level of subsidy intensity will also have a significant impact on the energy intensity of export enterprises.

Key Words: export; energy consumption; government subsidy; propensity score matching method; mediation effect model; energy consumption intensity