

出口是否影响了城市的能源效率？ ——基于中国 281 个城市的实证研究

佟家栋 陈 霄

（南开大学经济学院，天津 300071）

摘 要：运用包含非期望产出的 DEA-SBM 方法，测算了中国 281 个地级及以上城市的能源效率，并进一步考察了出口对城市能源效率的影响。研究发现，出口显著地促进了城市能源效率的提升，这一效应在标准煤与电力消耗指标的检验中是一致的。对于样本的研究发现，中低收入城市、大型城市、沿海城市和资源型城市的出口增长对能源效率的促进作用更大。此外，还证实了出口可通过技术效应和结构效应影响城市能源效率。技术效应表明，出口可以通过提升研发技术与污染处理技术促进城市能源效率提升。结构效应表明，不同出口结构对能源效率的影响存在差异：一般贸易条件下的出口对城市能源效率的促进作用要大于加工贸易，民营企业、外资企业出口对城市能源效率的促进作用要大于国有企业。

关键词：DEA-SBM；城市能源效率；出口；技术效应；结构效应

中图分类号：F740

文献标识码：A

文章编号：1006-1894（2020）03-0005-14

一、引言

2012 年，党的十八大做出了“大力推进生态文明建设”的战略决策；2017 年，党的十九大报告中进一步强调推进绿色发展需要能源生产和消费革命，以构建清洁低碳、安全高效的能源体系。显然，在保持经济增长的同时实现节能减排需要提高能源效率。中国近 40 年的高速经济增长虽然被外界称为“中国奇迹”，然而这种增长却是对要素投入和能源消耗较为依赖的粗放式增长，其集中体现是高能耗和高排放，能源使用效率较低（Crompton and Wu, 2005；Zheng et al, 2009；Zhao et al, 2014）。在经济发展更加强调效率和结构平衡的当下，进一步提高能源效率就成为转变中国经济发展方式的关键，如何提高能源效率也成为学术界的重要研究命题，但目前尚未在如何提高能源效率这一问题上达成共识。

国际贸易产生的溢出效应已经引起广泛关注（Coe and Helpman, 1995；Coe

作者简介：佟家栋，南开大学经济学院教授，研究方向：国际贸易与国际经济学；陈霄，南开大学经济学院博士研究生，研究方向：国际贸易与能源经济。

基金项目：教育部基地项目“国际经贸规则重构对中国参与亚太区域合作和全球经济治理的影响及对策研究”（项目编号：17JJD790013）。

et al, 1997), 现有研究表明, FDI 和进口会通过技术外溢显著影响东道国和进口国的生产效率, 但对于出口的技术溢出效应却鲜有文献进行探讨。在当前中国致力于推行积极贸易政策、出口迅速增长的背景下, 令人感兴趣的问题便是: 出口是否以及将怎样影响能源效率? 出口可能带来的技术溢出效应是否可以使能源效率表现出明显的改进? 不同出口结构对能源效率的影响存在怎样的差异?

本文试图将出口对能源效率影响的研究深入到城市层面, 使用包含非期望产出的 DEA-SBM 方法测算中国 281 个地级及以上城市的能源效率, 并进一步研究出口对城市能源效率的影响, 随后从技术效应和结构效应的视角对影响机制进行分析。

二、文献回顾

现有文献对能源效率的测度主要采用数据包络法和随机前沿法 (Boyd and Pang, 2000; Hu and Kao, 2007; Zhou et al, 2008; Li and Li, 2011; Vlahinic-Dizdarevic and Segota, 2012; Zhou et al, 2012; Honma and Hu, 2014; Li and Tao, 2017; Wu et al, 2017)。早期对能源效率的研究使用能源投入与总产出的比值作为度量指标 (Patterson, 1996), 也称单要素能源效率指标, Fisher-Vanden 等 (2004)、Crompton 和 Wu (2005)、Fan 等 (2007)、Wei 等 (2007)、Feng 等 (2010) 使用单要素能源效率指标分析了能源效率的影响因素问题, 研究发现: 技术进步、研发支出、产业结构、所有权和市场化改革等因素对能源效率有显著影响。

但 Chang (2013) 指出了单要素效率指标存在的问题, 其主要缺陷在于难以衡量能源要素与其他要素的相对替代性。一些文献从全要素效率的角度对能源效率影响因素进行考察, 例如 Hu 和 Wang (2006)、Chang 和 Hu (2010)、Zhang 等 (2011)、Wang 等 (2011)、Zhao 等 (2014), 他们发现人均收入、能源结构、能源政策、能源价格、产业结构和开放程度等因素对能源效率有显著的影响。

Watanabe 和 Tanaka (2007)、Yeh 等 (2010) 指出, 在能源效率测算中除了考虑期望产出的影响外, 还应该考虑非期望产出的影响。能源要素的使用在生产过程中会产生污染排放 (非期望产出), 如果考虑到投入—产出的环境效益, 非期望产出对环境的负面影响在一定程度上抵消了期望产出带来的正面影响。如果忽视非期望产出, 可能会造成能源效率估计偏误。史丹等 (2008)、林伯强和杜克锐 (2013) 对能源效率问题从期望产出视角进行了研究, 但鲜有文献考虑非期望产出条件下能源效率的影响因素问题。少数文献如王兵等 (2011)、张伟和吴文元 (2011) 等虽然在能源效率测算中考虑了非期望产出, 却未对能源效率的影响因素进行检验。

在国际贸易与能源效率的关系研究中, 国内文献主要从全国总体、地区 (省级) 和行业层面进行讨论, 如杨迎春 (2011)、吴晓怡和邵军 (2016)、刘叶 (2018) 等, 但以上文献缺乏对更微观的城市层面的分析。另外, 从国际贸易视角进行的研究大多停留在实证检验上, 缺少对影响机制的深入探讨, 导致对这一问题的研究只注重

特征描述而缺乏理论机制解释。

三、城市能源效率测算与描述性分析

以下将采用包含非期望产出的 DEA-SBM 方法测算城市的能源效率,运用 DEA 方法需选取合适的投入和产出变量。测算中将城市的劳动力、资本存量以及能源消耗量作为投入变量,将城市的总产出作为期望产出变量,将城市的污染排放作为非期望产出变量。

劳动力投入指标用城市的就业人员数表示;采用永续盘存法对城市资本存量进行估算,计算公式如下:

$$K_{i,t} = I_{i,t} + K_{i,t-1}(1 - \delta_{i,t}) \quad (1)$$

$K_{i,t}$ 表示 t 年城市 i 的资本存量, $I_{i,t}$ 表示 t 年城市 i 的新增投资额, $\delta_{i,t}$ 表示 t 年城市 i 的折旧率。考虑到资本品的耐用属性,将固定资产投资平均建设周期设定为 3 年,每年新增固定资产投资额的计算将考虑前两年的新增投资额,计算公式为:

$$\tilde{I}_t = \frac{I_t + I_{t-1} + I_{t-2}}{3} \quad (2)$$

城市资本存量计算基期为 2003 年,采用《中国统计年鉴》公布的各省固定资产投资价格指数对名义价格进行平减,并设定各城市与所属省份的固定资产投资价格指数相同,计算得到以 2003 年为基期的不变价格的城市新增固定资产投资额。对资本折旧率将按照各种固定资产的经济寿命进行估算,假定城市固定资产每年以相同比率递减,资本的相对效率可表示为:

$$d_T = (1 - \delta)^T, T = 0, 1, \dots \quad (3)$$

d 表示资本的相对效率, δ 表示折旧率, T 表示时期。使用中国法定固定资产残值比例作为资本品相对效率指标,根据《中华人民共和国企业所得税暂行条例》及其实施细则,固定资产残值比例为 5%。固定资产投资按构成可分为建筑安装工程、设备工器具购置和其他费用。通过公式(3)计算得到 3 类固定资产的折旧率,再根据不同固定资产的权重计算得到其平均折旧率。采用财政部《国有企业固定资产分类折旧年限表》的折旧年限,可以得到两类固定资产的折旧率分别为 7.22% 和 17.08%。其他费用按照前两类资产的比重分摊到前两者中,由此计算得到省级层面的加权平均折旧率,设定各城市的平均折旧率与所属省份相同,最后得到城市层面的平均折旧率。采用计算得到的平均折旧率来估算期初资本存量,公式表示为:

$$K_0 = I_0 \frac{(1+g)}{(g+d)} \quad (4)$$

K_0 表示期初资本存量, I_0 表示期初投资额, g 表示不变价格的投资平均增长率, d 表示资本平均折旧率。以 2003 年为基期计算得到各城市的期初资本存量,再根据公式(1)计算得到城市资本存量数据,该数据的描述性统计如表 1 所示:

表 1 主要年份城市资本存量描述性统计

指标	2003 年	2005 年	2007 年	2009 年	2011 年	2013 年	2015 年
最大值	5,704	6,855	8,353	10,167	13,112	18,090	23,832
最小值	21	55	103	160	267	343	450
平均值	471.45	714.34	1,090.56	1,627.04	2,421.09	3,449.5	4,828.72
标准差	654.08	902.39	1,278.28	1,756.62	2,419.24	3,266.78	4,344.58
离散系数	1.39	1.26	1.17	1.08	1.00	0.95	0.90
峰度	22.00	13.44	8.68	6.31	5.28	5.12	4.76
偏度	3.99	3.23	2.74	2.42	2.26	2.22	2.15
极差	5,682.83	6,800.47	8,249.92	10,006.81	12,845.22	17,446.76	23,382.79
观测值	281	281	281	281	281	281	281

注：表中数据根据作者计算整理得到，单位：亿元。

数据来源：《中国城市统计年鉴》。

目前的统计资料中缺乏城市标准能耗量的统计数据，城市能源消费数据的估算将参照 Dhakal（2009）的做法，计算公式为：

$$E_{i,t} = GRP_{i,t} \times EI_{i,t} \tag{5}$$

E 表示城市的能源消费量， GRP 表示城市的总产出， EI 表示能源强度。首先，利用各省份能源消费数据，计算得到各省份能源强度，假定城市能源强度与所属省份相同，利用公式（5）计算得到各城市以标准煤衡量的能源消耗量。由于城市的标准煤消耗指标是基于省级层面的能源强度数据转换得到，考虑到省内不同城市的能源强度可能存在差异，在稳健性检验中将采用电力消耗作为能源投入，测算得到城市的能源效率（电力消耗指标）并基于这一指标进行稳健性检验。

城市的期望产出用实际生产总值表示，非期望产出用城市污染排放量表示，包括 3 种污染排放量：工业废水排放量、二氧化硫排放量、工业烟尘排放量。综合以上的城市层面投入和产出变量，通过 DEA-SBM 方法分别在规模报酬不变（CRS）和规模报酬可变（VRS）条件下计算得到全国 281 个地级及以上城市 2003~2016 年的能源效率，城市能源效率（CRS）的描述性统计如表 2 和图 1 所示。

表 2 主要年份城市能源效率（CRS）描述性统计

指标	2003 年	2005 年	2007 年	2009 年	2011 年	2013 年	2015 年
平均值	0.383	0.334	0.316	0.310	0.322	0.326	0.315
标准差	0.158	0.094	0.085	0.097	0.120	0.121	0.114
离散系数	0.412	0.282	0.269	0.312	0.372	0.371	0.363
峰度	6.095	9.531	15.408	19.047	17.096	14.626	10.100
偏度	2.103	1.971	2.538	3.298	3.486	3.063	2.304
极差	0.881	0.861	0.843	0.839	0.850	0.865	0.880
观测值	281	281	281	281	281	281	281

注：能源效率指标数据基于标准煤消耗在规模报酬不变条件下计算得到。

数据来源：《中国城市统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》。

由表 2 可见，中国城市的能源效率水平总体并不高，现阶段中国城市的经济增长仍然较为依赖高能耗、高排放的生产方式。城市能源效率的离散系数大致呈现先

下降后上升的趋势,表明城市间的能源效率差距在逐渐缩小后又有扩大趋势。从图 1 看出,2003 年后能源效率有所下降但从近年来又有逐步改进的趋势,并且城市的实际能源效率(同时考虑期望产出与非期望产出)要明显低于名义能源效率(只考虑期望产出),表明如果不考虑非期望产出因素确实会造成能源效率估计的较大偏误。

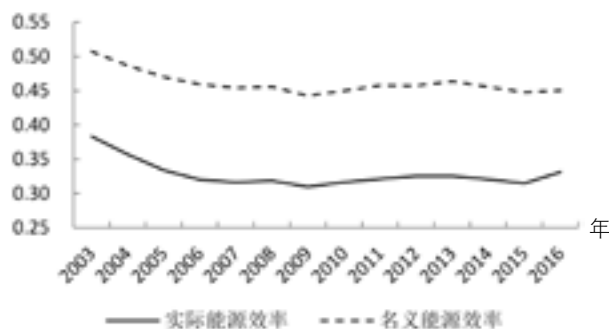


图 1 城市能源效率 (CRS) 的变动趋势

注:能源效率指标数据基于标准煤消耗在规模报酬不变条件下计算得到。

数据来源:《中国城市统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》。

四、实证模型与数据说明

(一) 实证模型

在上述分析基础上,以下将构建一个实证模型研究出口对城市能源效率的影响。公式(6)中被解释变量 ree_{it} 表示城市 i 第 t 年的能源效率,核心解释变量 $export_{it}$ 表示城市 i 第 t 年的出口, X_{it} 表示其他控制变量, ε_{it} 为随机扰动项。

$$ree_{it} = \beta_0 + \beta_1 export_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

被解释变量为前文计算得到的城市能源效率,核心解释变量是城市的出口,用各城市每年的出口金额表示,通过价格平减折算为以 2003 年为基期的实际值再取自然对数。其他控制变量还包括:城市人口密度(den),用城市总人口与城市行政区面积的比率来表示,单位是人/平方公里并对该指标取自然对数;政府财政支配力(fin),用各城市的政府财政支出与总产出的比值表示;城市人力资本水平(hum),用各城市每万人口的普通高等学校在校学生数表示;城市要素禀赋(res),用城市的采矿业单位从业人员与城市就业人员的比值表示;城市产业结构(str),用城市的工业总产值占总产出的比值表示;城市基础设施水平(inf),用城市人均道路面积表示。在加入了控制变量(X)、时间固定效应(η)和城市固定效应(λ)后,实证模型表示为公式(7):

$$ree_{it} = \beta_0 + \beta_1 export_{it} + \beta_2 den_{it} + \beta_3 fin_{it} + \beta_4 hum_{it} + \beta_5 res_{it} + \beta_6 str_{it} + \beta_7 inf_{it} + \eta_t + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

(二) 数据说明

城市出口数据来自中国海关数据库,将企业代码按照 4 分位加总到城市(地级

及以上)层面,出口总额和按贸易方式分类的样本时间跨度为 2003~2016 年,出口按企业性质分类的样本时间跨度为 2003~2013 年。城市层面的其他数据来源于《中国城市统计年鉴》,其他数据来源还包括《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》和《中国统计年鉴》等,数据时间跨度为 2003~2016 年。受数据可得性限制以及非经济因素考虑,样本中不包括少数民族自治州(地区)和 4 个直辖市(北京市、天津市、上海市和重庆市)。

在样本时间段内,部分城市的行政区划发生了变更,如县(区)升级为地级市、原来的地级市降为县(区)或是设立为新的地级市。考虑到行政区划调整导致城市的功能范围发生较大变动,因此统一将这些城市从样本中删除。样本中的少量缺失数据主要采用线性插值法进行处理。最后得到 2003~2016 年共计 281 个地级及以上城市的样本。

五、实证结果分析

(一) 出口对城市能源效率的影响效应分析: 总体效应

由于被解释变量为取值受限变量,采用 Tobit 方法进行基准回归分析。表 3 列(1)和列(2)是采用 Tobit 估计得到的结果,出口对城市能源效率的影响系数显著为正,说明出口增长显著地促进了城市能源效率的提升,中国城市的能源效率改进确实具有出口驱动特征,在规模报酬不变和可变条件下分别使能源效率提升了 1.3% 和 0.6%。观察控制变量的估计系数发现,政府的财政支配力、要素禀赋、产业结构和基础设施水平对城市能源效率产生了显著影响,基础设施水平和要素禀赋对能源效率产生了正向影响,但财政支配力和产业结构对能源效率的影响为负。

考虑到模型可能存在的内生性问题,采用系统广义矩估计(SYS-GMM)方法以及工具变量(IV)方法进行回归分析,表 3 列(3)和列(4)是采用 SYS-GMM 方法进行的估计,表 3 列(5)和列(6)是采用 IV 方法进行的估计。sargan 检验值说明模型不能拒绝工具变量有效的原假设,AR(2)检验值说明模型不存在二阶序列相关,以上检验结果说明模型识别是有效的。在加入控制变量后,核心解释变量估计系数均显著为正,并且与基准回归结果基本一致,说明估计结果是稳健的。

表 3 中的城市能源效率基于标准煤消耗指标计算得到,由于该指标是通过省级能源强度转换得到,考虑到省内城市的能源强度可能存在差异,以下将采用城市工业用电量作为能源消耗的代理指标进行稳健性检验。表 4 为电力消耗指标条件下的实证结果,估计方法同表 3。核心解释变量的估计系数均显著为正,表明标准煤消耗指标与电力消耗指标的估计结果具有一致性,实证结果是稳健的。

(二) 子样本检验

首先将样本城市按人均收入划分为高收入城市组、中等收入城市组和低收入城

表 3 出口对能源效率的影响效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
出口	0.013*** (11.45)	0.006*** (4.23)	0.006*** (11.12)	0.006*** (10.78)	0.017*** (9.58)	0.013*** (6.81)
滞后一期能源效率	—	—	0.177*** (14.99)	0.164*** (11.35)	—	—
人口密度	0.008*** (3.28)	-0.019*** (-6.39)	-0.004*** (-7.51)	-0.005*** (-6.55)	0.002 (0.85)	-0.020*** (-6.21)
财政支配力	-0.289*** (-13.23)	-0.237*** (-8.97)	-0.108*** (-3.73)	-0.143*** (-4.34)	-0.236*** (-6.62)	-0.192*** (-5.63)
人力资本	-0.000 (-0.31)	0.000 (0.52)	0.000*** (9.10)	0.000*** (8.10)	0.000 (1.18)	0.000 (1.14)
要素禀赋	0.342*** (6.22)	0.673*** (10.05)	0.908*** (11.91)	1.376*** (11.72)	0.549*** (5.31)	0.857*** (9.05)
产业结构	-0.019*** (-6.53)	-0.005 (-1.52)	0.001* (0.417)	0.001 (1.35)	-0.010** (-2.08)	-0.000 (-0.11)
基础设施	0.002*** (8.42)	0.002*** (6.67)	-0.003*** (-16.48)	-0.004*** (-15.68)	0.002*** (4.31)	0.002*** (3.32)
时间固定效应	有	有	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有	有	有
hausman 检验	—	—	—	—	39.22***	30.47***
sargan 检验	—	—	0.604	0.529	—	—
AR(1) 检验	—	—	0.009	0.007	—	—
AR(2) 检验	—	—	0.414	0.893	—	—
观测值	3,920	3,920	3,360	3,360	3,031	3,031

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著，括号内为 t 检验值，被解释变量为标准煤消耗指标条件下的能源效率。列 (1)、列 (3)、列 (5) 的被解释变量为规模报酬不变条件下的能源效率，列 (2)、列 (4)、列 (6) 的被解释变量为规模报酬可变条件下的能源效率。

市组，划分方法为：将各城市 2003~2016 年的人均收入取平均值并进行排序，排序最高和最低的 93 个城市分别作为高收入城市组和低收入城市组，位于中间的 95 个城市作为中等收入城市组。接下来将样本按照城市人口规模分为大型城市组、中型城市组和小型城市组，划分方法为：将 2003~2016 年城市平均人口由高到低排序，排序最高和最低的 93 个城市分别作为大型城市组和小型城市组，位于中间的 95 个城市为中型城市组。还将城市按照地理区位划分为沿海城市组与内陆城市组，划分方法为：将 8 个沿海省份所属城市划分为沿海城市组，将其余省份所属城市划分为内陆城市组，包括 112 个沿海城市组和 169 个内陆城市组。最后将城市按类型划分为资源型城市组与非资源型城市组，划分方法为：参照国务院《全国资源型城市可持续发展规划（2013~2020 年）》，将规划中的资源型城市名录与样本进行对照，包括 115 个资源型城市组和 166 个非资源型城市组。表 5 是按照人均收入和人口规模分类的回归结果，可以发现：中等收入城市组和低收入城市组的出口增长对能源效率的促进作用大于高收入城市组；大型城市组的出口增长对能源效率的促进作用明显高于中型城市组和小型城市组。

表 4 出口对能源效率的影响效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
出口	0.017*** (10.39)	0.009*** (4.78)	0.008*** (7.01)	0.005*** (5.01)	0.022*** (9.10)	0.018*** (6.78)
滞后一期能源效率	—	—	-0.076*** (-5.99)	-0.024* (-1.66)	—	—
人口密度	0.010*** (2.67)	-0.022*** (-5.53)	-0.006*** (-5.08)	-0.005*** (-4.24)	0.012*** (2.98)	-0.012*** (-2.72)
财政支配力	-0.077** (-2.33)	0.016 (0.47)	-0.054 (-1.38)	-0.044 (-1.03)	-0.004 (-0.06)	0.090 (1.33)
人力资本	0.000*** (4.80)	0.000*** (5.73)	0.000*** (4.34)	0.000*** (6.06)	0.000*** (3.63)	0.000*** (4.18)
要素禀赋	0.025 (0.30)	0.268*** (2.87)	0.867*** (4.72)	1.061*** (6.06)	0.148 (0.91)	0.392** (2.57)
产业结构	-0.036*** (-7.98)	-0.025*** (-4.89)	0.001 (0.50)	0.003** (2.47)	-0.030*** (-3.55)	-0.023*** (-3.44)
基础设施	0.003*** (6.85)	0.003*** (6.59)	-0.003*** (-7.40)	-0.003*** (-8.79)	0.002*** (3.94)	0.002*** (4.27)
时间固定效应	有	有	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有	有	有
hausman 检验	—	—	—	—	26.13***	24.36***
sargan 检验	—	—	0.622	0.652	—	—
AR (1) 检验	—	—	0.010	0.000	—	—
AR (2) 检验	—	—	0.151	0.812	—	—
观测值	3,920	3,920	3,360	3,360	3,031	3,031

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著，括号内为 t 检验值，被解释变量为电力消耗指标条件下的能源效率。列 (1)、列 (3)、列 (5) 的被解释变量为规模报酬不变条件下的能源效率，列 (2)、列 (4)、列 (6) 的被解释变量为规模报酬可变条件下的能源效率。列 (1) 和列 (2) 采用 Tobit 估计，列 (3) 和列 (4) 采用 SYS-GMM 估计，列 (5) 和列 (6) 采用 IV 估计。

表 6 是不同地理区位和城市类型分类的子样本回归结果。沿海城市的出口增长对能源效率的促进作用要大于内陆城市，考虑到沿海地区出口总量及增速均高于内陆地区，这可能是近年来中国城市间能源效率差距扩大的重要原因。资源型城市的出口对能源效率的提升效应要大于非资源型城市，一个可能的原因是：资源型城市的自然资源较为富集，因此更有利于以城市要素禀赋为依托的出口发挥比较优势，强化了出口带来的能源效率改进效应。

（三）影响机制检验：技术效应

以上实证结果表明出口显著促进了城市能源效率的提升，但出口通过何种机制促进能源效率的提升？首先从出口的技术效应视角进行实证分析。FDI 具有较强的技术溢出效应并且其区位选择也具有技术偏向性，城市内部的 R&D 资本也可代表其技术进步水平，因此分别以城市的 FDI、R&D 资本与城市出口的交互项作为城市研发技术进步的代理变量，考察城市由出口引致的技术进步是否促进了能源效率的提升。促进能源效率提升的技术进步也体现在减排技术当中，在生产过程中对污染排放的处理效率可衡量减排技术，用城市二氧化硫和烟尘的处理比率（处理量与产生量的比值）

作为污染处理技术指标,用该技术指标与出口的交互项表示由出口引致的减排技术变化情况。表7的实证结果发现:各技术指标和出口的交互项对城市能源效率均有显著的正影响,说明出口确实通过技术效应改进了城市的能源效率。

表5 子样本估计结果:城市人均收入与人口规模分类

变量	(1) 高收入城市	(2) 中等收入城市	(3) 低收入城市	(4) 大城市	(5) 中型城市	(6) 小型城市
出口	0.010*** (4.13)	0.014*** (6.65)	0.015*** (8.60)	0.028*** (11.97)	0.010*** (4.96)	0.008*** (4.18)
人口密度	0.008 (1.38)	0.020*** (5.95)	-0.003 (-0.59)	0.018** (2.57)	0.002 (0.29)	0.008** (2.19)
财政支配力	-0.978*** (-8.74)	-0.190*** (-5.96)	-0.237*** (-7.45)	-0.387*** (-8.50)	-0.420*** (-11.45)	-0.223*** (-6.95)
人力资本	-0.000** (-2.36)	-0.000*** (-8.82)	-0.000*** (-2.86)	-0.000*** (-3.84)	-0.000*** (-7.55)	-0.000 (-0.11)
要素禀赋	0.402*** (5.14)	-0.256*** (-3.92)	0.576 (1.25)	-0.988** (-2.47)	0.193 (1.50)	-0.051** (-0.53)
产业结构	-0.012*** (-2.97)	-0.022*** (-3.97)	-0.036*** (-4.18)	-0.048*** (-7.26)	-0.015** (-2.09)	-0.011*** (-2.55)
基础设施	0.005*** (16.46)	-0.004*** (-7.36)	0.001* (1.76)	-0.002*** (-3.42)	0.001 (1.35)	0.006*** (18.66)
时间固定效应	有	有	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有	有	有
观测值	1,302	1,330	1,288	1,302	1,330	1,288

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著,括号内为 t 检验值,被解释变量为标准煤指标在规模报酬不变条件下的能源效率,采用Tobit估计。

表6 子样本估计结果:城市地理区位与类型分类

变量	(1) 沿海城市	(2) 内陆城市	(3) 资源城市	(4) 非资源城市
出口	0.009*** (3.22)	0.007*** (5.98)	0.013*** (9.05)	0.010*** (5.62)
人口密度	0.032*** (5.42)	0.004* (1.87)	-0.007*** (-2.58)	0.023*** (5.68)
财政支配力	-0.229*** (-3.88)	-0.265*** (-12.99)	-0.307*** (-10.53)	-0.262*** (-8.89)
人力资本	0.000*** (5.83)	-0.000*** (-3.88)	0.000*** (2.86)	0.000 (0.62)
要素禀赋	0.595** (2.54)	0.435*** (9.05)	0.420*** (8.58)	-2.530*** (-5.53)
产业结构	-0.033*** (-5.24)	-0.021*** (-6.90)	-0.015*** (-4.47)	-0.016*** (-3.18)
基础设施	-0.000 (-0.00)	0.003*** (10.01)	0.003*** (9.19)	0.001** (2.19)
时间固定效应	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有
观测值	1,568	2,352	1,610	2,310

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著,括号内为 t 检验值,被解释变量为标准煤指标在规模报酬不变条件下的能源效率,采用Tobit估计。

（四）影响机制检验：结构效应

考虑到不同的出口结构可能会带来差异化的影响（Jiang，2017），以下考察不同的出口结构对能源效率的影响效应。城市出口结构按贸易方式可分为一般贸易和加工贸易条件下的出口，按企业性质可分为国有企业、民营企业与外资企业的出口。表 8 为不同贸易方式的回归结果，列（1）和列（2）是采用 Tobit 估计得到的实证结果，列（3）和列（4）是采用 SYS-GMM 得到的实证结果。实证结果表明，不同贸易方式条件下的出口对城市能源效率均产生了正向作用，但一般贸易条件下的出口对城市能源效率的促进作用要大于加工贸易，贸易方式是造成城市间能源效率差异的重要原因。

在产业链中的不同位置决定了一般贸易与加工贸易的生产效率差异（Manova and Yu，2016）。这种差异也表现在能源效率中，从事一般贸易的企业更有能力对能源利用技术与节能减排技术进行投资和改进，从事加工贸易的企业由于生产技术水平以及前期投入成本门槛的限制，对能源利用技术与节能减排技术进行投资的能力较弱，因此一般贸易条件下的出口对能源效率的促进作用要高于加工贸易。

表 9 是不同企业性质的估计结果，列（1）、列（2）和列（3）是采用 Tobit 估计得到的实证结果，列（4）、列（5）和列（6）是采用 SYS-GMM 估计得到的实证结果。实证结果发现，国有企业、民营企业和外资企业的出口对城市能源效率均产生了正向影响，但这一影响在不同性质企业间存在差异，民营企业和外资企业的出口对城市能源效率的正向作用要高于国有企业，说明企业性质也是造成城市能源效率差异的重要原因。

参与出口的民营企业面临激烈的国际竞争，具有较强的动力改进生产技术、提高能源效率。大量的外资企业参与出口活动，国外先进技术在出口中会产生技术外溢并带来能源效率的改进，因此民营企业和外资企业的出口

表 7 技术效应估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
二氧化硫处理率与出口交互项	0.003*** (4.66)	—	—	—
烟尘处理率与出口交互项	—	0.002*** (2.70)	—	—
FDI 与出口交互项	—	—	0.001*** (12.42)	—
R&D 资本与出口交互项	—	—	—	0.001*** (13.97)
人口密度	0.013*** (5.50)	0.013*** (5.56)	0.004 (1.46)	0.004*** (1.68)
财政支配力	-0.344*** (-16.73)	-0.336*** (-15.31)	-0.283*** (-12.98)	-0.265*** (-12.13)
人力资本	0.000 (0.49)	0.000*** (2.64)	-0.000 (-1.57)	-0.000* (-1.83)
要素禀赋	0.233*** (4.47)	0.228*** (4.16)	0.366*** (6.65)	0.368*** (6.74)
产业结构	-0.011*** (-3.80)	-0.014*** (-4.63)	-0.020*** (-6.74)	-0.022*** (-7.46)
基础设施	0.003*** (11.72)	0.003*** (10.55)	0.002*** (7.57)	0.002*** (7.27)
时间固定效应	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有
观测值	3,908	3,920	3,920	3,920

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著，括号内为 t 检验值，被解释变量为标准煤指标在规模报酬不变条件下的能源效率，采用 Tobit 估计。

对能源效率带来较大的促进作用。然而,参与出口的国有企业因其所有制形式面临预算约束,面对出口市场的竞争时对其能源利用与节能减排技术进行改进的激励可能相对较小,出口增长带来的能源效率改进程度要小于民营企业与外资企业。

表 8 结构效应估计结果:贸易方式

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
一般贸易出口	0.010*** (8.78)	—	0.002*** (4.81)	—
加工贸易出口	—	0.007*** (8.66)	—	0.000*** (3.40)
滞后一期能源效率	—	—	0.163*** (17.54)	0.157*** (17.17)
人口密度	0.008*** (3.43)	0.009*** (3.88)	-0.002*** (-4.10)	-0.001** (-2.17)
财政支配力	-0.298*** (-13.56)	-0.317*** (-14.67)	-0.090*** (-4.12)	-0.075*** (-3.41)
人力资本	0.000 (0.74)	0.000 (1.01)	0.000*** (10.18)	0.000*** (9.87)
要素禀赋	0.313*** (5.68)	0.299*** (5.44)	1.052*** (21.15)	1.041*** (18.19)
产业结构	-0.017*** (-5.73)	-0.018*** (-5.88)	-0.001 (-0.35)	-0.001 (-0.26)
基础设施	0.003*** (9.16)	0.003*** (9.26)	-0.003*** (-17.83)	-0.003*** (-16.87)
时间固定效应	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有
sargan 检验	—	—	0.334	0.320
AR(1) 检验	—	—	0.015	0.017
AR(2) 检验	—	—	0.449	0.462
观测值	3,878	3,864	3,288	3,264

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著,括号内为 t 检验值,被解释变量为标准煤指标在规模报酬不变条件下的能源效率。

六、结论与政策建议

本文利用2003~2016年中国281个地级及以上城市数据,使用包含非期望产出的DEA-SBM方法测算了城市的能源效率,并进一步研究了出口对城市能源效率的影响及作用机制。研究发现:中国城市的出口与能源效率之间存在正向关系,出口增长显著地改进了城市的能源效率,这一效应在标准煤消耗指标与电力消耗指标的检验中同样显著。子样本检验发现:不同特征城市的出口对能源效率的影响存在差异,中低收入城市、大型城市、沿海城市和资源型城市的出口对能源效率的改进作用更大。此外,还证实了出口可通过技术效应和结构效应影响城市的能源效率:技术效应表明,城市出口可以通过提升研发技术与污染处理技术促进能源效率的改进,技术水平更高的城市出口对能源效率的正向作用更大;结构效应表明,一般贸易条件下的出口对城市能源效率的促进作用大于加工贸易,民营企业、外资企业的出口对城市能源

表 9 结构效应估计结果：企业性质

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
国有企业出口	0.003*** (2.89)	—	—	0.000*** (5.20)	—	—
民营企业出口	—	0.008*** (8.77)	—	—	0.001*** (7.17)	—
外资企业出口	—	—	0.006*** (6.25)	—	—	0.001*** (9.82)
滞后一期能源效率	—	—	—	0.190*** (20.36)	0.203*** (22.73)	0.187*** (18.74)
人口密度	0.013*** (4.32)	0.011*** (4.13)	0.009*** (3.28)	-0.001*** (-4.24)	-0.001*** (-4.50)	-0.002*** (-6.16)
财政支配力	-0.338*** (-12.64)	-0.311*** (-12.73)	-0.314*** (-11.93)	-0.105*** (-3.22)	-0.098*** (-2.80)	-0.096*** (-2.81)
人力资本	-0.000 (-1.03)	-0.000** (-2.08)	-0.000 (-1.59)	0.000*** (9.41)	0.000*** (9.82)	0.000*** (10.31)
要素禀赋	0.240*** (3.96)	0.369*** (6.09)	0.360*** (5.71)	1.194*** (20.91)	1.089*** (21.54)	1.186*** (19.48)
产业结构	-0.024*** (-5.27)	-0.028*** (-6.46)	-0.029*** (-6.26)	-0.023*** (-6.67)	-0.020*** (-5.65)	-0.016*** (-4.82)
基础设施	0.004*** (9.85)	0.003*** (9.26)	0.003*** (8.95)	-0.001*** (-12.22)	-0.002*** (-18.38)	-0.001*** (-11.43)
时间固定效应	有	有	有	有	有	有
城市固定效应	有	有	有	有	有	有
sargan 检验	—	—	—	0.126	0.262	0.130
AR (1) 检验	—	—	—	0.057	0.039	0.071
AR (2) 检验	—	—	—	0.759	0.760	0.932
观测值	2,948	3,025	2,893	2,454	2,565	2,371

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著，括号内为 *t* 检验值，被解释变量为标准煤指标在规模报酬不变条件下的能源效率。

效率的促进作用大于国有企业，城市出口的贸易方式和企业性质也是造成城市间能源效率差异的重要原因。

基于以上研究结论，提出以下政策建议：（1）在推动城市出口发展过程中需要重视技术进步的带动作用，通过技术水平提升强化出口对城市能源效率的改进效应。需要重视 FDI 的技术溢出作用，积极营造良好的营商环境，增强城市对 FDI 的吸引力；同时也需要提高城市的 R&D 资本投入，积极发挥 R&D 资本在城市能源效率提升中的带动效应。对出口企业而言，改进污染处理技术不仅有助于降低成本、提高生产效率、增强国际市场竞争力，同时还有助于促进城市整体能源效率的提升。（2）需要重视城市出口结构的重要作用。中国城市能源效率的提升具有出口驱动特征，出口可以成为优化城市内部资源配置效率、降低单位产出能耗以及推动城市节能减排和发展绿色经济、低碳经济的重要推动力。需要进一步发挥城市不同出口结构条件下的比较优势，结合城市自身要素禀赋特征，充分发挥城市的出口结构优势，通过出口的结构效应调动城市经济发展的潜力、实现城市的节能减排和提升城市能源效率。

参考文献:

- [1] 林伯强,杜克锐.要素市场扭曲对能源效率的影响[J].经济研究,2013,(9).
- [2] 刘叶.国际贸易会恶化全要素能源效率吗——基于中国33个工业行业的经验分析[J].中国人口·资源与环境,2018,(6).
- [3] 史丹,吴利学,傅晓霞,吴滨.中国能源效率地区差异及其成因研究[J].管理世界,2008,(2).
- [4] 王兵,张技辉,张华.环境约束下中国省际全要素能源效率实证研究[J].经济评论,2011,(4).
- [5] 吴晓怡,邵军.进口开放对中国制造业能源效率的影响——基于关税减让的实证分析[J].财贸经济,2016,(6).
- [6] 杨迎春.出口贸易对我国能源效率影响实证分析——基于1995~2009年省际面板数据[J].国际商务研究,2011,(6).
- [7] 张伟,吴文元.基于环境绩效的长三角都市圈全要素能源效率研究[J].经济研究,2011,(10).
- [8] Boyd, G. A., Pang, J. X. Estimating the Linkage between Energy Efficiency and Productivity [J]. Energy Policy, 2000, 28(5).
- [9] Chang, M. C. A Comment on the Calculation of the Total-factor Energy Efficiency (TFEE) Index[J]. Energy Policy, 2013, 53.
- [10] Chang, T. P., Hu, J. L. Total-factor Energy Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change: An Empirical Study of China[J]. Applied Energy, 2010, 87(10).
- [11] Coe, D. T., Helpman, E. International R&D Spillovers[J]. European Economic Review, 1995, 39(5).
- [12] Coe, D. T., Helpman, E., Hoffmaister, W. North-South R&D Spillovers[J]. The Economic Journal, 1997, 107(440).
- [13] Crompton, P., Wu, Y. R. Energy Consumption in China: Past Trends and Future Directions[J]. Energy Economics, 2005, 27(1).
- [14] Dhakal, S. Urban Energy Use and Carbon Emissions from Cities in China and Policy Implications[J]. Energy Policy, 2009, 37(1).
- [15] Fan, Y., Liao, H., Wei, Y. M. Can Market Oriented Economic Reforms Contribute to Energy Efficiency Improvement? Evidence from China[J]. Energy Policy, 2007, 35(4).
- [16] Feng, D. S., Sovacool, B. K., Vu, K. M. The Barriers to Energy Efficiency in China: Assessing Household Electricity Savings and Consumer Behavior in Liaoning Province[J]. Energy Policy, 2010, 38(2).
- [17] Fisher-Vanden, K., Jefferson, G. H., Liu, H., Tao, Q. What Is Driving China's Decline in Energy Intensity?[J]. Resource and Energy Economics, 2004, 26(1).
- [18] Honma, S., Hu, J. L. Industry-level Total-factor Energy Efficient in Developed Countries: A Japan-centered Analysis[J]. Applied Energy, 2014, 119.
- [19] Hu, J. L., Kao, C. H. Efficient Energy-saving Targets for APEC Economies[J]. Energy Policy, 2007, 35(26).
- [20] Hu, J. L., Wang, S. C. Total-factor Energy Efficiency of Regions in China[J]. Energy Policy, 2006, 34(17).
- [21] Jiang, X., Duan, Y., Green, C. Regional Disparity in Energy Intensity of China and the Role of Industrial and Export Structure[J]. Resources, Conservation and Recycling, 2017, 120.
- [22] Li, L., Li, W. K. Total Factor Energy Efficiency Based on Stochastic Frontier Analysis[J]. Energy Education Science and Technology Part A: Energy Science and Research, 2011, 28(1).
- [23] Li, M. J., Tao, W. Q. Review of Methodologies and Policies for Evaluation of Energy Efficiency in High Energy-consuming Industry[J]. Applied Energy, 2017, 187.
- [24] Manova, K., Yu, Z. H. How Firms Export: Processing vs. Ordinary Trade with Financial Frictions[J]. Journal of International Economics, 2016, 100.
- [25] Patterson, M. G. What Is Energy Efficiency? Concepts, Indicators and Methodological Issues[J]. Energy Policy, 1996, 24(5).
- [26] Vlahinic-Dizdarevic, N., Segota, A. Total-factor Energy Efficiency in the EU Countries[J]. Proceeding of Rijeka Faculty of Economics and Business, 2012, 30(2).

- [27] Wang, H. W., He, X. L., Ma, J. H. The Analysis of the Energy Efficiency and Its Influence Factors in Tianjin[J]. Energy Procedia, 2011, 5.
- [28] Watanabe, M., Tanaka, K. Efficiency Analysis of Chinese Industry: A Directional Distance Function Approach[J]. Energy Policy, 2007, 35(12).
- [29] Wei, Y. M., Liao, H., Fan, Y. An Empirical Analysis of Energy Efficiency in China's Iron and Steel Sector[J]. Energy, 2007, 32(12).
- [30] Wu, J., Xiong, B. B., An, Q. X., Sun, J. S., Wu, H. Q. Total-factor Energy Efficiency Evaluation of Chinese Industry by Using Two-stage DEA Model with Shared Inputs[J]. Annals of Operations Research, 2017, 255(1-2).
- [31] Zhang, X. P., Cheng, X. M., Yuan, J. H., Gao, X. J. Total-factor Energy Efficiency in Developing Countries[J]. Energy Policy, 2011, 39(2).
- [32] Zhao, X. L., Yang, R., Ma, Q. China's Total Factor Energy Efficiency of Provincial Industrial Sectors[J]. Energy, 2014, 651.
- [33] Zheng, J. H., Bigsten, A., Hu, A. G. Can China's Growth Be Sustained? A Productivity Perspective[J]. World Development, 2009, 37(4).
- [34] Zhou, P., Ang, B. W., Poh, K. L. A Survey of Data Envelopment Analysis in Energy and Environment Studies[J]. European Journal of Operational Research, 2008, 189(1).
- [35] Zhou, P., Ang, B. W., Wang, H. Energy and CO₂ Emission Performance in Electricity Generation: A Non-radial Directional Distance Function Approach[J]. European Journal of Operational Research, 2012, 221(3).

Can Export Influence the City's Productivity of Energy? Based on the Empirical Study of 281 Cities in China

TONG Jiadong CHEN Xiao

Abstract: This paper applies DEA-SBM method with undesired output to calculate the energy productivity of 281 cities at prefecture level and above in China, and further explores the effect of export on productivity of energy. We find that export improves the city's productivity of energy remarkably which is consistent in the test of standard coal and electricity consumption indicators. The sub-sample test reveals that the export growth of cities with low and middle income, a large number of people, located in coastal areas and resource-based play a greater role in promoting energy productivity. This paper also proves that export can affect a city's energy productivity through technological and structural effects. Technological effects show that exports can promote energy productivity by improving technology of R&D and pollution treatment. Structural effects show that export structures have impacts on energy productivity significantly: exports from ordinary trade have greater positive impact on a city's energy efficiency than processing trade, exports from private and foreign enterprises have greater positive impact than state-owned enterprises.

Keywords: DEA-SBM; productivity of energy; export; technological effects; structural effects

(责任编辑: 张建华)