

第五届全国大学生能源经济学术创意大赛

参赛作品

作品名称： 工业集聚如何影响能源效率

作品类别： 学术论文类

作者团队： 黄羽迪（上海理工大学 研二）

指导教师： 秦炳涛（上海理工大学）

工业集聚如何影响能源效率

——基于地级市数据的门槛效应分析

摘 要：本文利用异质性随机前沿面模型测算了我国 2001-2015 年 280 个地级市的全要素能源效率，并分别从技术进步效应、结构优化效应和价格变动效应三个维度分析了工业集聚对能源效率的作用。研究发现，我国“十二五”期间的能源使用效率在波动中有所下降，东部与中西部地区表现为条件趋同；工业集聚与能源效率之间呈非线性关系，目前我国大部分地区都处于中、低集聚水平，各地区工业企业的进一步集聚都有助于改善能源使用效率；工业企业的集聚主要通过改进生产技术来提高能源效率，而不是污染治理技术，而且工业的集聚促进了非国有资本、外资的集聚进而提高能源效率。

关键词：全要素能源效率 工业集聚 异质性随机前沿面模型 门槛效应

1、引言

目前，全球共同面临气候变化、石油危机和能源安全问题等一系列重要的生存性挑战，能源问题不再仅仅关系着经济发展，甚至还关系着国际政治交往、世界和平稳定和环境可持续发展。此外，《2017 世界能源展望》指出，虽然全球能源需求增速有所放缓，但是到 2040 年，依然会增加 30%。而提高能源利用效率是缓解这些矛盾的关键性举措，这一举措也曾多次成为国际能源对话的交流主题。IEA（2017）预测如果没有积极有效的节能增效措施，到 2040 年，中国的终端能源消费将会高出 40%。面对庞大的刚性能源需求，以及持续下降的能源系统整体效率、日益加剧的跨省区能源资源配置矛盾、有待完善的能源市场体系建设等局限性，如何提高能源效率成为理论界和实务界共同关注的首要话题。

经济活动在特定空间的集聚已经成为中国最具代表性的空间组织形式，不论是企业层面，还是产业层面，集聚特征越来越明显，甚至有进一步强化的趋势。在国际各方努力寻求能源效率提升途径的背景下，以工业集聚为代表的产业集聚是否能够有效促进能源效率的提升呢？这种具有空间活力的经济发展方式是否能真正降低我国能源运输压力、缓解区域能源资源的约束呢？从理论上讲，产业集聚能通过规模效应（Ciccone, 2002）、技术进步与技术外溢（Newell 等, 1999；史丹等, 2008）和由竞争效应形成的节能激励机制（师博和沈坤荣, 2013）提高能源效率。^[1-4]然而值得注意的是，拥挤效应会阻止产业的无限集聚（李君华, 2009），从而阻碍生产率的提高。^[5]环境治理的“搭便车”现象也会影响集聚区能源使用效率的提升。因此，如何划分集聚对能源效率的影响在不同时期达成不同均衡状态，从而确定其对地方整体经济的长期影响显得颇为关键。本文分地区从技术进步效

应、价格变动效应和结构优化效应三个维度出发，试图解读工业集聚对能源效率的作用机制，从而探寻提高能源效率的有效途径。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分为文献评述与研究假说，第三部分在测算全要素能源效率的基础上，构建研究框架以实证分析工业集聚对能源效率的影响，第四部分探讨集聚的节能机制，并进行稳健性检验，第五部分是结论。

2、文献评述与研究假说

伴随着不断加快的工业化进程，工业集聚现象在社会活动中越来越普遍。值得注意的是，从空间位置上看，我国工业倾向于向经济发达地区集中，尤其是制造业向东部沿海地区集中的态势明显，成为区域经济发展的重要支撑（罗胤晨和谷人旭，2014）。^[6]与此同时，能源效率作为经济效率和发展质量的重要抓手、技术进步与增长方式转型的重要标志，在东中西地区呈现出显著差异，东部地区能源效率较高且地区内部差距不断缩小，中西部地区能源效率较低且地区内部差距呈波动性变化（史丹等，2008）。^[3]作为一种富有活力的空间经济发展形式，集聚能够通过支持配套中间产业、创造熟练劳动力市场和促进知识与技术溢出效应等渠道，产生广泛的外部性优势。进一步地，这种外部性可以通过知识和技术的外溢、服务专业化、要素市场的不断成熟、基础设施共享等途径提高产业的全要素能源效率（姚昕等，2017；陈晓玲等，2015；张意翔等，2017）。^[7-9]同时，有研究发现空间集聚的外部性对能源效率的影响呈现先增后降的倒 U 型变化趋势（韩峰等，2014）。^[10]归纳已有文献，一方面集聚能通过地理优势、规模经济、外部性等效应对区域技术、要素市场价格、产业结构、能源消费结构、对外开放水平等产生影响，另一方面，能源效率的影响因素主要可以划分为技术进步、价格变动和结构优化这三大类。然而，少有文献研究集聚对能源效率的作用规律以及在何种程度上影响能源效率，而关于集聚视角下能源效率的影响机制的相关文献更是少之又少。因此，本文从技术进步、价格变动和结构优化这三种影响能源效率的主要路径出发，进一步探究集聚的作用机制。

集聚能够通过规模效益和外部经济促进技术进步，而技术进步是提高能源效率的关键推手。从微观主体来看，如果企业以节约能源为目标，那么加大研发支出力度和加强技术创新就能够强有力地促成能源强度的大幅下降（Fisher-Vanden 等，2004）。^[11]从中观和宏观层面来看，企业在特定空间内的集聚主要从两个方面推动技术的革新，进而提高能源效率。第一，企业的集聚也是人力资本的集聚，这个过程增加了劳动力之间的互动、交流和共享性学习，从而增强了企业，甚至是区域的学习和创新能力（Duranton 和 Puga，1999；王海宁和陈媛媛，2010）。^[12-13]因此，产业集聚可以避免熟练劳动力短缺问题，形成与能源要素有效的相互替代模式，可以激发生产技术和污染治理技术的革新，以较少的产出损失达到节能减

排的目标。第二,根据企业生命周期理论与马歇尔外部经济效应,如果周围存在很多可以参考的生产流程,企业可以选择模仿这些流程从而避免了大量研究开发实验初始阶段的投入成本,更有效地投入研发资金(董晓芳和袁燕,2014)。^[14]现有关于技术进步对能源效率影响的研究主要集中在对要素替代和有偏技术理论的讨论和验证。一类文献基于 Hicks 中性技术进步理论,认为技术进步不会改变各要素之间的投入比例,因此技术进步可以通过同比例节约所有生产要素的投入来提高能源效率(Zhao, 2010)。^[15]另一类文献则基于 Acemoglu 的技术有偏性理论,研究发现要素之间的替代效应会影响技术进步对能源效率的作用(Wing, 2006; 陈晓玲等, 2015)。^[8,16]此外,从实践来看,我国的技术进步具有一定的资本偏向性,这种偏向性程度越大,资本节能效应越小(张意翔等, 2017),但就整体而言,技术进步有助于提高能源效率。^[9]基于此,本文提出假设 1:集聚能通过推动技术的进步来提升能源效率。由于存在一定的资本偏向性,其影响程度有待测度。

价格变动对能源效率的影响不容忽视。早期,有价格变化驱动论认为技术进步对能源效率的提升作用源于其对能源价格的提升(Newell 等, 1999)。^[2]随后,相继有学者运用理论分析、经验研究和比较研究等方法,证实了通过经济手段提高能源价格能够改善能源效率(Birol 和 Keppler, 2000; Cornillie 和 Fankhauser, 2004; 杭雷鸣和屠梅曾, 2006)。^[17-19]在理论上,能源作为一种生产要素投入,企业将其价格视为生产的投入成本,因此能源价格的波动会影响生产者的决策(邱立成等, 2012),包括能源品种的选择、研发的投入等。特别地,工业企业具有明显的规模经济特征(崔民选和张存萍, 1998),形成集聚后,能源市场价格的波动还会影响能源与其他要素之间的替代效应。但在实践中,我国的能源价格机制仍为“政府指导价”下的有限市场调节机制(魏楚和郑新业, 2017),这种市场价格的缺位不仅弱化了集聚所带来的经济效益,而且还为地方政府寻租提供了空间。^[20-22]进而价格无法准确反映能源这类的稀缺性,企业就会过度使用能源,降低能源使用效率。因此,本文提出假设 2:我国工业集聚难以通过价格变动效应提高能源效率。

目前,有不少学者将研究视角聚焦于结构优化与能源效率的关系。一类研究认为,以“退二进三”为目标的产业结构调整 and 以“国退民进”为目标的产权结构改革均有助于能源效率的提升,而且优化能源消费结构既能大幅提高能源效率,又能减少污染物排放。特别地,产业结构对能源效率的提升作用在 1995 年之前尤为显著(史丹, 2002)。^[23]值得注意的是,从上世纪末期开始,由于东部沿海地区地理优势的吸引和改革开放以后的政策倾向,大部分企业选择向东部沿海地区转移(金煜等, 2006),这种集聚现象在推动区域经济发展过程中不容忽视。^[24]另一类研究基于新经济地理学和新增长理论,将集聚纳入分析框架,发现关联企业可以借助

专业化、集中化、规模化的生产，减少中间品的投入损失和运输成本，从而降低中间品的交易价格，有利于实现区域的分工合作，提高专业化程度，减少能源使用过程中的无效率因素（王海宁和陈媛媛，2010）。^[13]另一方面，随着集聚规模的扩大，相应的基础设施才有可能实现集约化建造，同时，同质（或同类型）废弃物的集中处理可以降低污染物的治理成本，提高废弃物的利用价值和回收价值，从而降低各企业的生产成本，减少能源消耗。然而，在集聚水平逐步提高的过程中，容易出现盲目的过度集聚现象，进而出现争夺公共基础设施和原料、过度竞争、企业利润下降等“拥挤效应”（李君华，2009），挫伤了企业进行技术创新的积极性和主动性，从而不利于能源利用效率的提升。^[5]此外，有学者研究发现我国还存在地方政府为提升政绩向投资本地的企业提供融资、土地及税收等多种优惠，从而形成表面的产业集聚。诚然，这种以寻租为主导的集聚行为，由于尚未遵循市场规律难以产生技术外溢（师博和沈坤荣，2013），更有甚者，引发要素市场的扭曲（林伯强和杜克锐，2013），不仅不利于地区间生产的分工，而且还会导致地区在低水平竞争中陷入重复建设和资源严重浪费的恶性循环，从而降低集聚对能源效率的正向作用。^[4,25]因此，本文提出假设 3：集聚能够通过产业结构调整、能源消费结构调整等结构优化效应影响能源效率。但具体影响性质和程度有待进一步考察。

综合以上研究成果，本文可能的贡献在于：一是考虑到工业集聚对能源效率影响的非线性特征与结构突变特征，一般的线性回归与普通最小二乘法难以恰如其分地解释现实状况，本文借助面板门槛模型，探讨工业集聚与能源效率的“门槛效应”，为各地区、分行业的工业集聚提供理论思路；二是在集聚这个更全面、更深层的经济结构调整的视角下，建立“工业集聚-技术进步/价格变动/结构优化-能源效率”的机制框架，打开集聚影响能源效率的“黑匣子”；三是由于相同省内不同地级市在集聚水平、能源效率、经济发展水平、产业结构等方面均有很大差异，本文细化分析了全国各地级市的具体情况，并采用异质性随机前沿面模型，将地区异质性纳入能源效率的测算体系。因此，本文首先结合 Cobb-Douglas 生产函数和异质性随机前沿面模型测算我国 280 个地级市的全要素能源效率，接着尝试从工业集聚的视角分机制研究影响中国能源效率的潜在因素，以及从何种程度上影响我国能源效率。

3、研究设计

目前还没有表示我国各地区能源使用效率情况的官方数据，若要进一步研究工业集聚对能源效率的影响，则必须先获取可靠的能源效率数据。

3.1 全要素能源效率测量结果

近年来，关于能源效率的测量国内外学者主要沿着两条主线展开，即单要素

能源效率和全要素能源效率。早期研究多集中于单要素视角，考察能源作为单一要素投入与 GDP 的关系，衡量指标包括能源强度、能源生产率比例（王玉潜，2003；史丹，2006）等。^[26,27]但是由于该测算方法只考虑了能源要素，忽略了其他要素的投入及其对能源要素的替代作用，并且没有剔除投入要素的无效使用部分，所以在某种程度上单要素能源效率夸大了实际能源效率值。随后的文献主要采用数据包络（DEA）模型（袁晓玲等，2009；刘学之等，2017）和随机前沿面（SFA）模型（史丹等，2008；王雄等，2013）来测量全要素能源效率。^[3,28-30]其中，DEA 模型主要通过评价资本、劳动、能源等多投入与 GDP 产出之间的生产关系，并以一定时期内所有生产者中的最优生产技术为技术前沿面来测量全要素能源效率（Hu 和 Wang，2006）；SFA 模型以一定时期内理论最优生产技术为技术前沿面，并通过估计生产函数描述个体生产过程，从而在控制能源效率估计过程（Battese 和 Corra，1977）的基础上来测算全要素能源效率。^[31-32]因此，为了更加全面地反映能源的无效部分，本文从理论最优生产技术出发，选取 SFA 模型来测算全要素能源效率。

更进一步地，在考虑地区异质性的基础上，本文基于 Cobb-Douglas 生产函数¹，将能源要素与劳动、资本要素一起纳入生产函数，并采用 Wang 和 Ho（2010）提出的异质性 SFA 模型，对模型做了如下设定：^[33]

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \eta \ln E_{it} + (v_{it} - u_{it}) \quad (1)$$

$$A_{it} = \exp(A_0 + b_0 t + \tau z_{it}) \quad (2)$$

其中， Y 、 A 、 K 、 L 和 E 依次表示产出、广义技术水平（或非能源全要素生产率）、资本存量、劳动投入和能源投入， α 、 β 和 η 依次表示资本、劳动力和能源的产出弹性， i 和 t 分别表示不同地区和时间。 u_{it} 表示能源使用过程中无效率部分的大小，是一系列制度、技术等因素的函数，且具有单边分布的特征。参考 Battese 和 Coelli（1995）的假定²，本文假设其服从非负的截断型半正态分布，即 $u_{it} \sim N^+(m_{it}, \sigma_{it}^2)$ 。 v_{it} 为观测误差和随机扰动。^[34] A_0 表示初始技术水平， t 为时间趋势。 z_{it} 表示制度因素和技术水平。 u_{it} 的异质性设定如下：

$$m_{it} = \exp(b_1 + z_{it}' \delta) \quad (3)$$

$$\sigma_{it}^2 = \exp(b_2 + z_{it}' \gamma) \quad (4)$$

其中， b_1 和 b_2 均为常数项。因此，全要素能源效率的估计方式为：

¹ 现有文献大多认为 Cobb-Douglas 生产函数(1928)能够较好地描述中国经济增长的现实状况(史丹等, 2008)。^[3]

² 假定 u_{it} 取决于一系列外生因素，并提出通过极大似然法一步估计出所有参数。

$$EEI_{it} = \frac{E(Y_{it} | u_{it}, K_{it}, L_{it}, E_{it})}{E(Y_{it}^* | u_{it} = 0, K_{it}, L_{it}, E_{it})} \quad (5)$$

经济产出变量（ Y ）用各地级市的实际生产总值表示，本文以 2000 年为基期对各年的名义 GDP 进行平减，用以剔除物价变动的部分。劳动力投入（ L ），理论上应该用有效劳动力投入来衡量，但由于无法获得各地级市劳动力的平均受教育年限数据，本文选取当年全市年末单位从业人员人数来表示。资本存量（ K ），由于我国目前还没有资本存量的官方数据，而用投资数据来代替资本存量等方法较为简单粗略，不利于后续研究，因此本文延续国际通用的永续盘存法来估算资本存量，选取柯善咨和向娟（2012）对 1996-2009 年中国城市固定资本存量的估算结果，并根据其方法测算 2009 年之后的各地级市的资本存量。^[35]能源投入（ E ）用各地级市全市全年用电量来衡量。一方面是因为第三次能源革命后，电力成为了终端消费的主导能源（史丹和王蕾，2015），而且电力需求的 GDP 弹性与总能源非常接近（林伯强，2003）。^[36-37]另一方面，相比于其他能源投入数据，由计算机读取的电力消费数据根据有准确性和连续性。表征异质性的变量分别为制度（*system*）和技术进步水平（*tech*），本文采用全市城镇私营和个体从业人员人数与单位从业人员人数之比来衡量国有化程度，反映各地区不同的制度因素状况；采用一般预算内教育支出与科技支出在一般预算总支出的比重来衡量技术进步水平，反映各地区不同的技术水平。各变量的描述性统计结果如表 1 所示³。

表 1：异质性随机前沿模型描述性统计表

变量	指标	样本数	均值	最小值	最大值	标准差
经济产出（ $\ln Y$ ）	实际地区 GDP（对数）	4200	10.970	7.603	14.420	1.047
资本存量（ $\ln K$ ）	资本存量（对数）	4200	15.210	11.35	19.510	1.534
劳动投入（ $\ln L$ ）	劳动力（对数）	4200	3.444	1.399	6.895	0.787
能源投入（ $\ln E$ ）	电力能源（对数）	4200	12.570	7.718	16.460	1.269
制度因素（ <i>system</i> ）	国有化程度	4200	0.414	0.014	0.945	0.141
技术水平（ <i>tech</i> ）	技术进步水平	4200	0.194	0.082	0.329	0.050

在上述异质性随机前沿模型的基础上，本文对 2001-2015 年间我国 280 个地级市全要素能源效率进行估计。

从时间维度来看，表 2 分时期报告了我国各地区能源利用效率的结果。从 2001 年到 2015 年，我国能源使用效率整体有所提升，地区差距总体有不断缩小的趋势。2001 年，我国各地区全要素能源效率的均值为 66%，最小值仅为 18.7%，也就意味着有地区在生产过程中存在 81.3% 的能源损失，最大值为 94.6%。而到了 2015 年，这一状况有所改善，我国各地区全要素能源效率的均值达到了 83.6%，比 2001

³ 本文在用异质性随机前沿模型估计全要素能源效率的过程中，以 2001-2015 年我国 280 个地级市为研究对象，采用的数据来自《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》和各省（市、区）历年统计年鉴。

年增加了 17.6%，最小值相较于 2001 年有显著提高，最大值虽然提升缓慢，但也在逐渐向 100% 靠近。与此同时，其标准差从 2001 年的 0.179 下降到了 2015 年的 0.09，在这 15 年间虽然有所波动，但是总体仍呈下降趋势，说明我国地区之间能源使用效率的差距在不断缩小，有趋同的迹象。

表 2：地级市全要素能源效率状况（2001-2015）

	年份	样本数	均值	最小值	最大值	标准差
十五期间	2001	280	0.660	0.187	0.946	0.179
	2002	280	0.713	0.228	0.970	0.155
	2003	280	0.765	0.235	0.967	0.140
	2004	280	0.782	0.258	0.969	0.131
	2005	280	0.799	0.285	0.950	0.112
十一五期间	2006	280	0.816	0.268	0.959	0.105
	2007	280	0.851	0.307	0.969	0.088
	2008	280	0.865	0.579	0.977	0.072
	2009	280	0.868	0.511	0.974	0.071
	2010	280	0.860	0.541	0.973	0.069
十二五期间	2011	280	0.860	0.545	0.973	0.069
	2012	280	0.866	0.493	0.975	0.071
	2013	280	0.839	0.530	0.949	0.076
	2014	280	0.836	0.530	0.951	0.081
	2015	280	0.836	0.411	0.975	0.090

在这 15 年的时间段内，我国能源使用效率虽然整体有所上升，但是在三个五年规划期间内的增幅有所不同，总体表现为下降的趋势。在“十五”期间，该效率均值就从 66% 上升到了 79.9%，地区间差距缓慢减小；到“十一五”期间，效率均值增长幅度明显减小，从 2006 年到 2009 年仅上升了 14%，而 2010 年间不增反减，地区间差距仍在持续缓慢下降，个别地区能源效率有显著提升，到 2010 年能源效率的最小值达到了 54.1%；在十二五期间，效率均值在波动中有所下降，区域差距又渐渐扩大。在“十一五”规划中，我国首次把单位 GDP 能源消耗和污染物排放作为经济发展的约束条件，其后制定了一系列节能减排的相关措施。从数据来看，我国基本完成了“十一五”规划中的具体目标，能源效率变化趋势也恰好反映了这一事实。而到“十二五”期间，经济增速下行，地区能源使用情况不容乐观，这可能与产业结构调整难以达到预期目标、节能技术成效有限、节能减排目标考核机制的局限性有关（史丹和马翠萍，2014）。^[38]此外，相较于前两个五年规划期间，“十二五”期间关停转并中小能耗和排放密集型企业等行政措施的操作空间大大缩小，能源效率提升效果不显著。



图 1：中国地区能源效率变化趋势（2001-2015）

从空间维度来看，图 1 分地区展示了 2001-2015 年我国能源效率变化情况。从 2001 到 2007 年间，我国东部、中部、西部地区能源效率都处于快速上升阶段，而自 2008 年之后，效率值在波动中有所下降。区域间变化趋势相似，但存在一定差异。按照东中西部各自的情况，经济相对发达的东部地区能源效率较高，在样本期间均高于全国平均水平。中西部地区能源效率较低，且二者有绝对趋同的倾向。因此，鉴于地区之间的显著差异，有必要分地区进行后续分析。

3.2 工业集聚对能源效率影响的实证研究

全要素能源效率的测算结果表明，我国东、中、西部地区能源使用效率存在较大差异，不同地区显示出不同的趋同效应。这种状况源于我国区域经济发展的不平衡性。由于地理位置、资源禀赋、经济基础和政策倾斜等原因，我国的东部、中部和西部地区在技术前沿面、各项资本的吸收能力和利用情况、能源市场、经济结构等方面都存在着较大差异，由此导致各地区不同的能源使用情况。考虑到地区差异，因此本文首先通过构造门槛回归模型，考察全要素能源效率的初始水平对工业集聚与全要素能源效率之间关系的影响，并测算其门槛水平。

此外，工业集聚可以通过节约成本、增加企业和地区的学习和创新能力来提高能源效率，但“拥挤效应”和政府干预也会阻碍全要素能源效率的提升。这实际上意味着工业集聚与全要素能源效率之间并非呈简单的线性的关系。而在考察解释变量对被解释变量的非线性关系时，以往研究通常采用两种方法：一是分组检验，即按照某一设定的指标将样本分为若干个子样本，然后通过对子样本进行有差别的回归，得到解释变量对被解释变量有差异的影响，但这一方法无法避免分组标准确定的主观性缺陷；二是在模型中加入交互项或高次项，这也在测度集聚效应的相关研究中有着广泛的应用，一些学者（师博和沈坤荣，2013；张可和豆建民，2016）通过加入集聚度的平方项来表明在集聚的背景下仍旧存在库茨涅兹曲线，

进而证明集聚与能源效率或环境污染间存在非线性关系，然而这一方法并不能克服严重的多重共线性造成的估计偏误。^[4,39]近年来，从非线性计量经济学发展的“门槛回归”法，针对上述两种检验方法的局限性进行了改进，并在诸多研究领域得到了广泛的应用。

3.2.1 模型的设定

为了验证集聚对全要素能源效率的影响，本文采用 Hansen（1999）提出的面板门槛回归模型，选取产业集聚（ agg ）作为门槛测定对象，建立如下门槛回归模型：^[40]

$$EEI_{it} = \theta_0 + \theta_1 agg_{it} \cdot I(agg_{it} \leq \gamma_2) + \theta_2 agg_{it} \cdot I(agg_{it} > \gamma_2) + \lambda M_{it} + v_{it} \quad (6)$$

其中， i 表示不同的地区， t 表示时间。 $I(\cdot)$ 为指标函数，当括号内的条件成立时取值为 1，否则取值为 0。 M 为相应的控制变量。

根据 Hansen（1999）提出的面板门槛回归理论，可以确定门槛估计值。^[40]该理论认为，若给定门槛回归中的门槛值 γ ，则可以对模型中所有参数得系数进行估计，从而得到模型的残差平方和 $S_I(\gamma)$ 。而且模型候选的门槛值越靠近真实的门槛值，残差平方和越小。换言之，可以通过连续变换模型候选的门槛值来获取一系列的残差平方和，最小的残差平方和所对应的即为真实的门槛值。为了提高估计的精确度和可信度，本文采用了 Hansen 在门槛回归中使用的栅格搜索法，以 0.01 为栅格水平连续选出若干门槛值，进而在比较中获取真实门槛值 γ^* 。

虽然在门槛参数估计和门槛值确定过程中假定存在门槛效应，但是该效应是否存在统计上的显著性还有待进一步的检验。由于传统检验中统计量的分布是非标准的，若将其用于门槛效应检验，则会出现 Davies 问题。因此，本文采用 Hansen（1999）建议的“自抽样法”（Bootstrap）来模拟似然比检验的渐进分布，通过比较统计量的渐近 p 值与设定的临界值来判断是否显著存在门槛效应。^[40]

如果确实存在门槛效应，为了提高估计结果的可信度，还需要进一步检验门槛值的准确性。Hansen（1999）指出，构造 γ 的置信区间的最佳方法是利用似然比统计量构造非拒绝域。^[40]对于原假设 $H_0: \gamma = \gamma_0$ 而言，似然比统计量为 $LR(\gamma) = [S_I(\gamma) - S_I(\gamma^*)] / \delta^2$ 。其中， $S_I(\gamma^*)$ 为原假设下进行参数估计的残差平方和， δ^2 为原假设下进行参数估计后得到的残差方差。虽然这里的似然比统计量具有非标准分布，但是不存在未知参数问题，所以可以构造一个有效渐近的置信区间。Hansen 提供了计算门槛估计值的拒绝域的方法，即为当 $LR(\gamma) > -2\log(1-(1-\alpha)^{1/2})$ 时，拒绝原假设，其中 α 为设定的显著性水平。例如，在 1% 的显著性水平下，LR 统计量的临界值为 10.59；在 5% 的显著性水平下，LR 统计量的临界值为 7.35；在 10% 的显著性水平下，LR 统计量的临界值为 6.53。

3.2.2 变量及数据来源

在用面板门槛模型估计工业集聚对能源效率的影响过程中，由于 2001 年和 2002 年地级市数据的大量缺失，本文以 2003-2015 年我国 280 个地级市为研究对象，采用的数据来自《中国城市统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《中国统计年鉴》和各省（市、区）历年统计年鉴。

模型的被解释变量为全要素能源生产率（*EEI*），沿用前文用异质性 SFA 模型的测算结果。模型的核心解释变量为工业集聚水平（*agg*），国内外学者大多采用区位熵来度量集聚水平（Donoghue 和 Gleave, 2004；孙浦阳等，2012），此外，区位熵指标可以通过消除区域规模差异，来表示一个地区某个产业的集聚程度在全国范围内的相对水平，从而反映要素在空间的真实分布状况并显示产业的区域集聚情况。^[41-42]而且从全国范围来看，单位从业人员占据全部就业的主要地位，尤其是工业部门（孙浦阳等，2013）。^[43]因此，本文采用各个城市工业的区位熵来表征各地区的工业集聚程度，计算公式为 $agg_{it} = (b_{it}/B_{it}) / (\sum b_{it}/\sum B_{it})$ 。其中，*b* 为某城市全市工业单位从业人员人数，*B* 为某城市全市单位从业人员人数，*i* 表示不同城市，*t* 表示不同时间。

模型的控制变量按能源效率的主要影响因素分为技术进步效应、结构优化效应和价格变动效应三类。（1）技术进步效应类控制变量包括生产技术水平（*pro*）和污染治理技术水平（*pre*）两个变量。本文采用每单位工业总产值的工业二氧化硫的产生量来衡量生产技术水平，采用工业二氧化硫最终排放量与其产生量的比值来衡量污染治理技术水平，其中，工业二氧化硫的产生量为其最终排放量与去除量之和。（2）结构优化效应类控制变量中，本文采用地区第三产业增加值与第二产业增加值之比来表示产业结构（*ist*），采用一般预算内支出占地区 GDP 的比重来测量国有化水平（*national*），采用实际利用外商直接投资额占地区 GDP 的比重来衡量经济开放程度（*open*），采用电力消费量（折算成吨标准煤）占能源消费总量的比重，以及煤炭消费量（折算成吨标准煤）占能源消费总量的比重来衡量能源消费结构（*ese* 和 *esc*）。（3）价格变动效应类控制变量，本文选用以 2000 年为基期的原材料、燃料和动力类购进价格指数来表示能源价格（*epr*）变量。各变量的描述性统计结果如表 3 所示。

表 3：描述性统计表

变量	样本数	均值	最小值	最大值	标准差
能源效率（ <i>EEI</i> ）	3640	0.834	0.235	0.977	0.099
工业集聚（ <i>agg</i> ）	3640	0.958	0.149	1.954	0.376
生产技术水平（ <i>lnpro</i> ）	3640	4.104	-3.414	9.116	1.420
污染治理技术水平（ <i>pre</i> ）	3640	0.803	0.004	1.000	0.248
产业结构（ <i>ist</i> ）	3640	0.802	0.094	1.880	0.332

国有化水平 (<i>national</i>)	3640	0.148	0.031	0.350	0.069
开放程度 (<i>lnopen</i>)	3640	2.748	-2.303	6.118	1.353
电力能源消费结构 (<i>ese</i>)	3640	0.135	0.067	0.229	0.035
煤炭能源消费结构 (<i>esc</i>)	3640	0.669	0.051	1.449	0.277
能源价格 (<i>epr</i>)	3640	152.3	99.35	253.6	27.30

3.3 基准回归结果分析

工业集聚对全要素能源效率的影响是一个复杂的过程,可能存在非线性的关系。本文设想工业集聚通过技术进步效应、结构优化效应和价格变动效应对全要素能源效率产生间接影响,而具有一个或者几个门槛,表现出非线性的特征。考虑到地区异质性因素和全要素能源效率地区性差异,本文在全国总样本的基础上,构建东、中、西部地区三个样本组,以工业集聚为门槛变量检验各样本组是否存在门槛效应。检验结果如表 4 所示。

表 4 报告了以工业集聚为门槛变量,不同地区工业集聚对能源使用效率的影响效果。回归结果表明,在工业集聚门槛条件下,东部和西部样本组表现为 2 个门槛,全国样本组表现为 1 个门槛,而中部样本组门槛效应不显著。

表 4: 以工业集聚为门槛变量的回归结果

变量	样本 1: 全国	样本 2: 东部	样本 3: 中部	样本 4: 西部
<i>lnpro</i>	-0.007*** (0.002)	-0.011*** (0.002)	-0.018*** (0.004)	-0.002(0.003)
<i>prev</i>	-0.051*** (0.006)	-0.044*** (0.007)	-0.075*** (0.012)	-0.047*** (0.011)
<i>ist</i>	0.028*** (0.007)	0.033*** (0.010)	0.049*** (0.014)	0.031** (0.013)
<i>national</i>	-0.428*** (0.038)	-0.340*** (0.066)	-0.580*** (0.070)	-0.425*** (0.064)
<i>lnopen</i>	0.003** (0.001)	0.006*** (0.002)	0.007*** (0.003)	-0.001(0.002)
<i>ese</i>	-0.566*** (0.098)	-0.912*** (0.131)	-1.036*** (0.189)	-0.282(0.183)
<i>esc</i>	-0.024*** (0.006)	-0.028*** (0.010)	-0.021* (0.011)	-0.025** (0.011)
<i>epr</i>	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
<i>agg (agg≤γ₂₁)</i>	-0.015* (0.008)	0.186*** (0.032)	0.029* (0.015)	-0.304*** (0.113)
<i>agg (γ₂₁<agg≤γ₂₂)</i>	-0.041*** (0.008)	-0.004(0.010)	-0.007(0.016)	-0.060*** (0.021)
<i>agg (agg>γ₂₂)</i>		-0.025*** (0.008)		-0.123*** (0.020)
常数项	0.787*** (0.023)	0.901*** (0.032)	0.820*** (0.046)	0.722*** (0.041)
样本数	3640	1274	1300	1066
门槛值	γ ₂₁ =1.5886 不存在 γ ₂₂	γ ₂₁ =0.4859 γ ₂₂ =1.6648	γ ₂₁ =1.6183 不存在 γ ₂₂	γ ₂₁ =0.2586 γ ₂₂ =1.4831
门槛值置信区间	[1.5587, 1.5955]	[0.4825, 0.4991]	[1.5712, 1.6245]	[0.2416, 0.2669]
<i>p</i> 值	-	[1.6445, 1.6697]	-	[1.4117, 1.5123]
<i>p</i> 值	0.0267	0.0933	0.4767	0.0300

注: 括号中的数字为估计量的标准误差; *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著; 此外, 是否加入控制变量与加入控制变量的数量不影响门槛效应的存在、门槛值的位置及核心解释变量的大小、符号和显著性, 限于篇幅限制, 本文仅列出具有代表性的估计结果, 下同。

从全国总体样本回归结果来看, 工业集聚存在一个门槛值 1.5886, 跨越门槛

值前后工业集聚对全要素能源效率的影响均显著为负，系数分别为-0.015 和-0.041。但从分样本回归结果和时间变化趋势（图 2-图 5）来看，地区间差异显著。

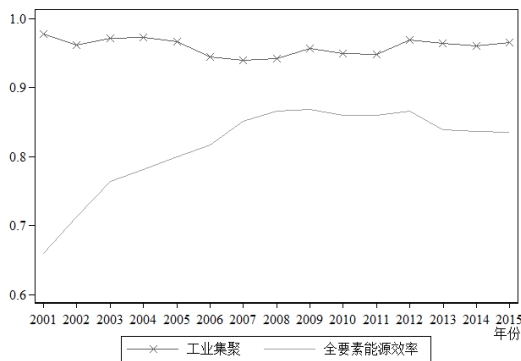


图 2：全国工业集聚与全要素能源效率变化趋势

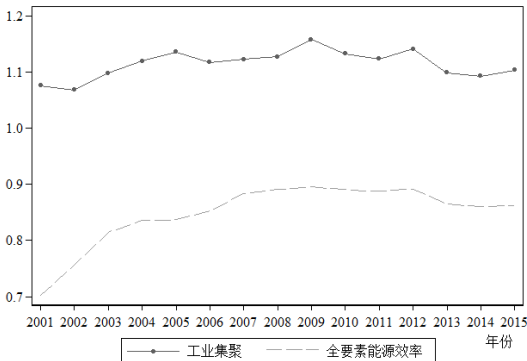


图 3：东部工业集聚与全要素能源效率变化趋势

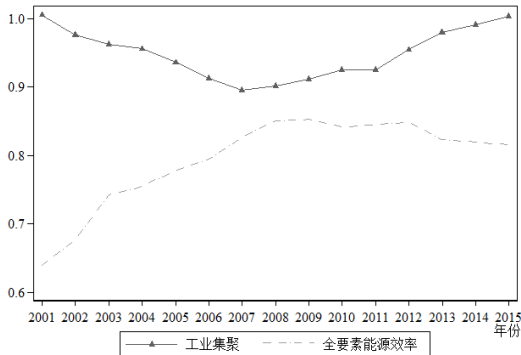


图 4：中部工业集聚与全要素能源效率变化趋势

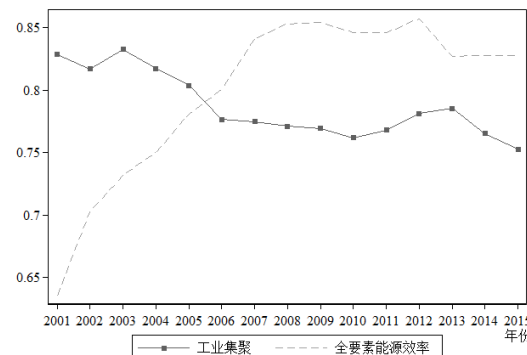


图 5：西部工业集聚与全要素能源效率变化趋势

从东部样本回归结果来看，工业在东部地区集聚的门槛值分别为 0.4859 和 1.6648，当工业集聚度尚未跨越第一个门槛值时，一个单位工业集聚度的上升对于全要素能源效率提高的贡献度为 0.186；当工业集聚超过第一个门槛值未达到第二个门槛值时，工业集聚对其影响不显著；当跨越第二个门槛值后，工业集聚对其影响显著为负，系数为-0.025。实证结果及图 3 表明，东部地区工业企业的集聚受市场化改革的影响较大（金煜等，2006），东部沿海地区的工业企业最初得益于先天的地理优势，吸引了一大批企业在东部的集聚。^[24]随后，在的地区经济发展过程中，更是受到先行发展沿海地区后带动内地发展的政策引导，优先将经济活动向沿海地区集中（Fujita 和 Hu，2001）。^[44]所以不论是地理条件还是政策倾向都有利于促进东部地区工业的市场化发展和自发性集聚。此外，东部地区工业集聚具有显著的循环累积特征，使得其与中西部地区之间的差距越来越明显。而且当集聚度小于门槛值时，工业企业在空间范围内的集中既能通过静态的成本节约效应，又能通过动态的学习和创新效应，改善地区的能源使用效率。但是，随着集聚水平的上升和地区专业化水平的提高，大量同质和关联企业不断集中在同一区域，会出现环境质量恶化、能源紧张、要素供给不足、交通拥挤等一系列“拥挤现象”（崔宇明等，2013），而且企业之间的竞争越来越激烈，为了谋求自身利益最大化，

企业间的恶性竞争难以避免，会在一定程度上影响技术效率的改进。^[45]与此同时，过度集聚带来的“拥挤”问题也会导致该地区人口规模的下降⁴（潘士远等，2018），劳动力供给随之减少，成本上升，从而使得企业不得不在提高能源效率的技术投入和效益回报中进行权衡，不利于能源效率的进一步提升。^[46]

从中部样本回归结果来看，工业在中部的集聚对全要素能源效率影响的门槛效应不显著。相较于东部地区，中部地区的集聚受行政区划的影响较大，政策引导和基础设施建设对中部地区的经济集聚影响较大，而且该地区工业集聚层次较低。从西部样本回归结果来看，工业集聚的门槛值为 0.2586 和 1.4831，被门槛值划分的三个区间内工业集聚对全要素能源效率的影响都显著为负，影响系数依次为-0.304、-0.06 和-0.123。该地区具有特殊的资源禀赋和产业结构，且地区工业集聚水平较低，集聚难以借助严格意义的技术外溢对能源效率的改进发挥预期效果。此外，回归结果中，表征国有化水平的控制变量前的系数也表明了东部与中西部地区国有化的差异。一般而言，国有化水平是国有化资本与非国有化资本之间进行零和博弈的结果，国有化资本比重的降低会降低能源效率，非国有化资本比重的增加则有助于提高能源效率。虽然对三个地区而言国有化资本对能源效率的影响均大于非国有化资本，但是东部地区的非国有化资本的比例相对较低。中部地区的政府干预对能源效率的影响最大，西部次之。

根据各地区工业集聚水平与门槛值大小的关系，本文将各地级市做了如表 5 的划分。由于全国样本组和中部地区样本组均只有 1 个门槛值，所以这两个地区的样本可以划分为低集聚组（工业集聚水平小于等于门槛值）和高集聚组（工业集聚水平大于门槛值）；由于东部地区和西部地区样本组均有 2 个门槛值，所以将这两个地区的样本划分为低集聚组（工业集聚水平小于等于第一个门槛值）、中集聚组（工业集聚水平大于第一个门槛值且小于等于第二个门槛值）和高集聚组（工业集聚水平大于第二个门槛值）。从表 5 可以发现我国大部分地区都处于中、低集聚区。而且就东部地区而言，大部分城市都处于中集聚组，集聚度每增加 1 个单位则会使能源使用效率下降 0.4%，有过度集聚的倾向。在大多数中部城市，工业企业的集聚有利于提高能源效率，而且贡献率高达 2.9%。

表 5：中国各地级市工业集聚水平分布情况

年份	全国		东部地区			中部地区		西部地区		
	低集聚	高集聚	低集聚	中集聚	高集聚	低集聚	高集聚	低集聚	中集聚	高集聚
2015	256	24	1	86	11	94	6	2	78	2
2010	263	17	2	89	7	96	4	2	76	4
2005	258	22	0	90	8	96	4	1	73	8

此外，各样本组的回归结果表明生产技术和污染治理技术的进步均有利于提

⁴ 根据空间均衡理论模型，城市的人口规模与空气污染程度负相关，与交通设施正相关。

高能源效率，但前者对能源效率提升的贡献度不及后者；产业结构变量与能源效率呈显著正向相关关系，这与魏楚和沈满洪（2008）的研究成果保持一致，即以“退二进三”为主导的产业结构调整在一定程度上能够改善能源效率；能源价格与能源效率呈显著正向相关关系。^[47]不同于东部和中部样本，西部样本组中表示经济开放程度变量前的系数为负，西部地区经济的对外开放程度不够，外资利用水平不高，难以有效借助国内外先进技术及管理经验推动地区发展；表示电力能源消费结构变量前的系数不显著，但表示煤炭能源消费结构变量前的系数显著，表明西部地区尚未摆脱以消耗煤炭为主的能源消费结构，而且该地区的工业集聚并没有带来技术的集聚，无法从创新层面推动区域经济的可持续发展。

4、路径分析与计量检验

4.1 工业集聚对能源效率影响的路径分析

在路径分析部分，本文主要从技术进步、结构优化和价格变动这三条路径出发，以全国整体探究工业集聚对能源效率的影响。因此，本文将在这一部分以全国整体为样本，对假设的影响路径进行深入分析和验证。本文在模型（6）的基础上，构建了这三种路径表示变量与工业集聚的交乘项加入原模型中，如模型（7）所示：

$$EEI = \beta_0 + \beta_1 agg_{it} \times Channel_k + \beta_2 Channel_k + \theta_1 agg_{it} \cdot I(agg_{it} \leq \gamma_2) + \theta_2 agg_{it} \cdot I(agg_{it} > \gamma_2) + \lambda X_{it} + \nu_{it} \quad (7)$$

其中， i 表示不同地区， t 表示不同时间， k 表示不同机制。当 $k=1$ 时，表示技术进步效应；当 $k=2$ 时，表示结构优化效应；当 $k=3$ 时，表示价格变动效应。 $Channel$ 为不同机制的代表变量。 X 代表其他控制变量。回归结果见表 6。

表 6：影响机制分析

变量	技术进步				结构优化			价格变动
	机制 1-1	机制 1-2	机制 2-1	机制 2-2	机制 2-3	机制 2-4	机制 2-5	机制 3
$lnpro$	0.003 (0.003)	-0.008*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.006*** (0.002)
$agg \times lnpro$	-0.012*** (0.002)							
pre	-0.054*** (0.006)	-0.040*** (0.012)	-0.051*** (0.006)	-0.052*** (0.006)	-0.051*** (0.006)	-0.051*** (0.006)	-0.051*** (0.006)	-0.049*** (0.006)
$agg \times pre$		-0.012 (0.012)						
ist	0.020*** (0.007)	0.029*** (0.007)	0.053*** (0.013)	0.021*** (0.007)	0.026*** (0.007)	0.023*** (0.007)	0.025*** (0.007)	0.016** (0.007)
$agg \times ist$			-0.032** (0.015)					

<i>national</i>	-0.399*** (0.038)	-0.432*** (0.038)	-0.424*** (0.038)	-0.662*** (0.064)	-0.419*** (0.038)	-0.416*** (0.038)	-0.423*** (0.038)	-0.362*** (0.039)
<i>agg</i> × <i>national</i>				0.309*** (0.068)				
<i>lnopen</i>	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	-0.021*** (0.003)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)
<i>agg</i> × <i>lnopen</i>				0.027*** (0.003)				
<i>ese</i>	-0.569*** (0.097)	-0.568*** (0.098)	-0.553*** (0.098)	-0.571*** (0.097)	-0.583*** (0.097)	-0.950*** (0.148)	-0.563*** (0.097)	-0.563*** (0.097)
<i>agg</i> × <i>ese</i>						0.422*** (0.123)		
<i>esc</i>	-0.022*** (0.006)	-0.023*** (0.006)	-0.024*** (0.006)	-0.022*** (0.006)	-0.022*** (0.006)	-0.024*** (0.006)	0.020 (0.014)	-0.022*** (0.006)
<i>agg</i> × <i>esc</i>							-0.046*** (0.013)	
<i>epr</i>	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)
<i>agg</i> × <i>epr</i>								0.001*** (0.000)
<i>agg (agg</i> ≤ γ_2)	0.031** (0.012)	-0.005 (0.013)	0.009 (0.014)	-0.060*** (0.013)	-0.092*** (0.012)	-0.077*** (0.020)	0.013 (0.012)	-0.135*** (0.018)
<i>agg (agg</i> > γ_2)	0.004 (0.012)	-0.032*** (0.012)	-0.017 (0.014)	-0.085*** (0.012)	-0.122*** (0.012)	-0.105*** (0.020)	-0.014 (0.011)	-0.158*** (0.018)
常数项	0.758*** (0.023)	0.779*** (0.024)	0.766*** (0.025)	0.832*** (0.025)	0.860*** (0.024)	0.849*** (0.029)	0.764*** (0.024)	0.903*** (0.028)
样本数	3640	3640	3640	3640	3640	3640	3640	3640
门槛值	1.5886	1.5886	1.5886	1.5955	1.5886	1.5955	1.5886	1.5886
<i>p</i> 值	0.0533	0.0367	0.0033	0.0000	0.0400	0.0367	0.0200	0.0167
<i>F</i> 统计量	19.62	18.91	19.00	18.70	19.45	19.23	19.29	17.85

注：括号中的数字为估计量的标准误差；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

首先，表 6 第 2、3 列为考虑了技术效应的估计结果。从结果来看，加入了交乘项后，表征生产技术进步变量的估计系数不再显著，交乘项估计系数显著为负，而表征污染治理技术进步变量的估计系数在 1% 水平上仍旧显著为负，交乘项估计系数不显著。这说明工业集聚在技术进步方面主要通过改进生产技术来间接提高全要素能源效率，而其通过污染治理技术改进对能源效率产生的间接影响不明显，证实了假设 1。换言之，企业的集聚增强了企业之间的交流与合作，企业可以通过模仿周围企业的生产流程，以及共享研究成果来改进生产技术，从促进生产流程的清洁化和投入产出的高效化。企业间通过集中处理废物、共享排污设施等方式提高能源使用效率的效果不显著。这意味着相比于污染治理技术，生产过程中的

技术进步具有一定的能源偏向性。

其次，表 6 第 4 至 8 列为考虑了结构效应的回归结果。不难发现，引入交乘项后，除用来表示能源消费结构的煤炭消费比重变量外，代表结构效应的单个变量与其交乘项的系数均保持在 5% 水平上显著。从交乘项的回归结果来看，产业结构优化对工业企业集聚的边际效果显著为负。究其原因，产业结构向低能耗的第三产业转移的过程中，能源使用效率会逐步提升，但是值得注意的是，这个过程还会通过要素替代、收入效应等关联影响该行业与其他行业的要素使用和产出水平，从而产生了能源回弹效应。当工业企业的集聚通过技术外溢、规模经济等获得能源效率的提升后，降低了单位产出的能源消费，但产出成本的下降又激励生产者额外增加能源消费的需求，从而部分或者完全抵消能源效率的提升效果。

国有化水平对集聚与能源效率之间关系的边际效果显著为正，说明工业企业集聚的过程也是非国有资本不断集聚、深化的过程，非国有资本有利于提高能源效率。对比经济开放程度及其与产业集聚的交乘项前的系数，不难发现经济开放程度对能源效率最终的正向作用主要是通过集聚来实现的，但对外开放本身并不能直接对能源效率的提升产生积极影响。其原因在于：一是相比于其他地区，集聚区能够吸引更多的外商投资，而资本与能源之间的替代关系使得资本的使用量增加时，能源的消耗就会减少，特别地，外资与能源之间的替代关系更能显著提高能源的使用效率（林伯强和杜克锐，2013）。^[25]二是外商直接投资主要是通过技术扩散来影响能源效率，而集聚的地理优势为这种技术扩散提供了便捷而低成本的平台，但相比于内资，由于“创新替代”效应的存在（肖利平和谢丹阳，2016），外资不会明显提高我国技术创新的能力。^[48]这与张意翔等（2017）对于产权结构对能源效率影响的研究结果⁵是一致的。^[9]此外，以电力为终端消费能源在能源消费总量中的比重越大时，工业集聚度提高全要素能源效率的效用更为突出，而工业集聚主要通过降低以煤炭为终端消费能源在能源消费总量中所占的比重，或者通过知识共享、技术溢出效应提高煤炭使用效率从而减少了煤炭消费，进而间接提升能源使用效率。因此，综合上述分析，假设 3 得以验证。

最后，表 6 第 9 列报告了将能源价格与工业集聚的交乘项纳入原模型后的估计结果。能源价格对全要素能源效率具有有显著的正向直接影响，这一方面耦合了 Mulder（2003）的研究结果，即能源价格的上升会加速节能技术的扩散，从而引发资本和劳动对能源的替代，降低能源消耗，另一方面也推翻了假设 2。^[49]此外，能源价格处于较高水平时，工业企业向特定区域的集聚有利于推动科技创新和能源技术的提高，从而间接改善能源使用效率。

⁵ 张意翔等（2017）提出产权结构对能源效率的影响可以从两个方面来分析：一是通过资本-能源的替代效应，但替代作用的大小取决于技术水平和资本性质；二是通过自主研发和国外技术引进来提高技术进步的节能效应，相比于外资，内资更能够影响自主研发。^[9]

总而言之，工业集聚对全要素能源效率的改善主要有 7 个间接渠道，即技术进步效应层面的生产技术的进步，结构优化效应层面的产业结构、国有化水平、经济开放程度和能源消费结构，以及价格变动效应层面的能源价格。同时，表 5 也表明了控制了工业集聚与其他解释变量的交乘项后，门槛效应在 10%水平上仍然显著，门槛值在 1.5886 附近小幅波动，本文的核心结论仍然显著成立。

4.2 稳健性检验

为了检验模型和回归结果的稳健性，本文分别从测度方法和数据两个方面展开稳健性检验。首先，本文参考林理升和王晔倩（2006）的测量方法，采用简化的 Ellison-Glaeser(E-G)指数重新测量工业集聚度，计算公式为 $eg_{it} = b_{it}/b_t - B_{it}/B_t$ ，其中， b 为某城市全市工业单位从业人员人数， B 为某城市全市单位从业人员人数， i 表示不同城市， t 表示不同时间。^[50]因此， eg_{it} 指数的取值区间为[-1, 1]。分别以全国总体、东部地区、中部地区和西部地区为样本，以集聚度为门槛变量，进行门槛回归，回归结果如表 7 所示。

表 7：用 E-G 指数表征集聚度的门槛回归结果

变量	样本 1：全国	样本 2：东部	样本 3：中部	样本 4：西部
<i>lnpro</i>	-0.010*** (0.002)	-0.015*** (0.002)	-0.014*** (0.003)	-0.005* (0.003)
<i>pre</i>	-0.053*** (0.005)	-0.046*** (0.006)	-0.074*** (0.010)	-0.047*** (0.010)
<i>ist</i>	0.039*** (0.006)	0.055*** (0.009)	-0.003 (0.012)	0.044*** (0.012)
<i>national</i>	-0.472*** (0.035)	-0.364*** (0.059)	-0.667*** (0.060)	-0.408*** (0.058)
<i>lnopen</i>	0.002* (0.001)	0.004** (0.002)	0.005* (0.002)	0.002 (0.002)
<i>ese</i>	-0.361*** (0.090)	-0.887*** (0.119)	-0.304* (0.160)	-0.235 (0.167)
<i>esc</i>	-0.018*** (0.006)	-0.016* (0.009)	-0.027*** (0.009)	-0.034*** (0.010)
<i>epr</i>	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)
<i>eg (eg ≤ γ₂₁)</i>	-0.052*** (0.220)	0.042*** (0.233)	0.168*** (0.921)	0.039*** (0.344)
<i>eg (γ₂₁ < eg ≤ γ₂₂)</i>	-0.093*** (0.423)	0.060*** (0.442)	-0.374*** (5.247)	0.231*** (2.665)
<i>eg (eg > γ₂₂)</i>				-0.086** (3.560)
常数项	0.844*** (0.020)	0.972*** (0.028)	0.977*** (0.038)	0.727*** (0.036)
样本数	3640	1274	1300	1066
门槛值	-0.055	-0.0307	-0.0025	-0.0114; -0.0264
门槛值置信区间	[-0.053, -0.056]	[-0.0353, -0.0281]	[-0.0025, -0.0024]	[-0.0333, -0.0207]
	-	-	-	[-0.0333, -0.0110]
<i>p</i> 值	0.0000	0.0233	0.0000	0.0567

注：括号中的数字为估计量的标准误差；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

表 7 的回归结果表明，在采用 E-G 指数测算工业集聚度后，全国总样本组、东部样本组、中部样本组和西部样本组仍具有显著的门槛效应，且全国样本组、东部样本组和中部样本组均具有显著的单一集聚度门槛，西部样本组具有显著的双重集聚度门槛。这与基准回归结果基本保持一致。此外，除核心解释变量外，其他控制变量的回归结果与基准回归结果在性质上也基本保持一致，仅在数量上

有小幅波动。

其次，本文将测度集聚度的地区工业从业人员数、全国工业从业人员数、地区单位从业人员数和全国单位从业人员数依次替换为地区规模以上工业企业生产总值、全国规模以上工业企业生产总值、地区生产总值和国内生产总值，再次测度地区工业集聚水平，并依次以全国总体、东部地区、中部地区和西部地区为样本，以集聚度为门槛变量，展开实证检验，实证结果如表 8 所示。

表 8：以工业集聚为门槛变量分行业回归结果

	样本 1：全国	样本 2：东部	样本 3：中部	样本 4：西部
$agg(agg \leq \gamma_{21})$	-0.061*** (0.003)	-0.058** (0.006)	0.050*** (0.014)	-0.099*** (0.011)
$agg(\gamma_{21} < agg \leq \gamma_{22})$	-0.004 (0.003)	-0.001 (0.000)	-0.023*** (0.004)	-0.058*** (0.005)
$agg(agg > \gamma_{22})$				-0.020*** (0.004)
控制变量	是	是	是	是
常数项	0.799*** (0.002)	0.895*** (0.003)	0.817*** (0.005)	0.893*** (0.008)
样本数	3640	1274	1300	1066
门槛值	1.2362	1.4735	0.5971	1.2985; 2.4570
P 值	0.0000	0.0167	0.0333	0.0967

注：括号中的数字为估计量的标准误差；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

表 8 的回归结果表明，将从业人员数据相应替换成生产总值数据后，并沿用区位熵来表征工业集聚度进行门槛回归，各样本组仍具有显著的门槛效应，且全国样本组、东部样本组和中部分样本组表现出显著的单一门槛效应，西部样本组则具有显著的双重门槛效应。此外，门槛值前后工业集聚对全要素能源效率的作用性质仍保持不变。因此，表 7 和表 8 的回归结果表明本文的经验结果是稳健的。

5、结论

本文首先采用异质性随机前沿面模型测算了我国 280 个地级市在 2001-2015 年间的全要素能源效率，在此基础上分地区探讨工业集聚与全要素能源效率之间的非线性关系，然后分别从技术进步效应、价格变动效应和结构优化效应三个视角出发，实证分析工业集聚的节能机制，得到如下主要结论。

(1) 在控制了地区异质性后，我国各地区平均能源使用效率在“十五”期间大幅上升，在“十一五”期间缓慢上升，而在“十二五”期间该效率在波动中有所下降。地区差距在前两个五年计划期间显著缩小，东部地区与中西部地区的全要素能源效率存在一定程度的条件趋同，中部和西部地区则呈现出绝对趋同的趋势。

(2) 工业集聚与全要素能源效率之间呈现非线性关系，而且地区间差异显著。东部地区和西部地区具有显著的双重门槛效应，全国具有显著的单一门槛的特征，而中部地区门槛效应不显著。就实际情况来看，我国大部分地区工业企业都处于中、低集聚水平。东部地区的进一步集聚有助于弱化其对能源效率的负向影响，中部地区的城市以低集聚为主，即集聚有利于提升能源效率。

(3) 工业集聚可以通过技术进步效应、价格变动效应和结构优化效应这三条路径来影响全要素能源效率。其中, 工业企业的集聚主要通过改进生产技术来提高能源使用效率, 而不是污染治理技术。集聚促进了非国有资本的集聚, 非国有资本与能源之间的替代作用对能源使用效率具有显著的积极影响。此外, 对外开放程度主要是通过集聚对能源效率优化产生积极作用的。能源价格对集聚与能源效率之间的关系具有显著的正向调节作用。

参考文献:

- [1] Ciccone A., “Agglomeration effects in Europe”, *European Economic Review*, 2002, 46(2): 213-227.
- [2] Newell R. G., Jaffe A. B. and Stavins R. N., “The Induced Innovation Hypothesis and Energy-Saving Technological Change”, *Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114(3):941-975.
- [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——基于随机前沿生产函数的方差分解[J]. *管理世界*, 2008(02):35-43.
- [4] 师博, 沈坤荣. 政府干预、经济集聚与能源效率[J]. *管理世界*, 2013(10):6-18+187.
- [5] 李君华. 学习效应、拥挤性、地区的分工和集聚[J]. *经济学(季刊)*, 2009, 8(03):787-812.
- [6] 罗胤晨, 谷人旭. 1980—2011 年中国制造业空间集聚格局及其演变趋势[J]. *经济地理*, 2014, 34(07):82-89.
- [7] 姚昕, 潘是英, 孙传旺. 城市规模、空间集聚与电力强度[J]. *经济研究*, 2017(11):165-177.
- [8] 陈晓玲, 徐舒, 连玉君. 要素替代弹性、有偏技术进步对我国工业能源强度的影响[J]. *数量经济技术经济*, 2015(03):58-76.
- [9] 张意翔, 成金华, 汤尚颖, 李通屏. 技术进步偏向性、产权结构与中国区域能源效率[J]. *数量经济技术经济研究*, 2017(08):72-88.
- [10] 韩峰, 冯萍, 阳立高. 中国城市的空间集聚效应与工业能源效率[J]. *中国人口 资源与环境*, 2014, 24(05):72-79.
- [11] Fisher-Vanden K., Jefferson G. H., Liu H. and Tao Q., “What is Driving China’s Decline in Energy Intensity?”, *Resource and Energy Economics*, 2004, 26(1):77-97.
- [12] Duranton G. and Puga D., “Diversity and Specialization in Cities: Why, Where and When does it Matter?”, *Urban Studies*, 1999, 37(3):533-555.
- [13] 王海宁, 陈媛媛. 产业集聚效应与工业能源效率研究——基于中国 25 个工业行业的实证分析[J]. *财经研究*, 2010(9):69-79.
- [14] 董晓芳, 袁燕. 企业创新、生命周期与聚集经济[J]. *经济学(季刊)*, 2014, 13(02):767-792.
- [15] Zhao X., Ma C., Hang D., “Why Did China’s Energy Intensity Increase During 1998-2006: Decomposition and Policy Analysis”, *Energy Policy*, 2010(38):1379-1388.
- [16] Wing S., Representing Induced Technological Change in Models for Climate Policy Analysis[J],

Energy Economics, 2006(28):539-562.

[17] Birol F., Keppler J.H., “Prices, technology development and the rebound effect”, Energy Policy, 2000(28):457-469.

[18] Cornillie J., Fankhauser S., “The energy intensity of transition countries”, Energy Economics, 2005(27):195-208.

[19] 杭雷鸣,屠梅曾. 能源价格对能源强度的影响——以国内制造业为例[J].数量经济技术经济研究,2006(12):93-100.

[20] 邱立成,曹知修,王自锋.欧盟新能源产业集聚的影响因素: 1998-2009 年面板数据模型的实证分析[J].世界经济研究,2012(09):18-22.

[21] 崔民选,张存萍.我国企业规模效益比较与评价[J].中国工业经济,1998(05):53-58.

[22] 魏楚,郑新业.能源效率提升的新视角——基于市场分割的检验[J].中国社会科学,2017(10):90-111.

[23] 史丹.我国经济增长过程中能源利用效率的改进[J].经济研究,2002(09):49-56+94.

[24] 金煜,陈钊,陆铭.中国的地区工业集聚:经济地理、新经济地理与经济政策[J].经济研究,2006(04):79-89.

[25] 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,2013,48(09):125-136.

[26] 王玉潜.能源消耗强度变动的因素分析方法及其应用[J].数量经济技术经济研究,2003(08):151-154.

[27] 史丹.中国能源效率的地区差异与节能潜力分析[J].中国工业经济,2006(10):49-58.

[28] 袁晓玲,张宝山,杨万平.基于环境污染的中国全要素能源效率研究[J].中国工业经济,2009(02):76-86.

[29] 刘学之,黄敬,王玉.基于 DEA 交叉效率模型的钢铁行业能源效率分析[J].管理世界,2017(10):182-183.

[30] 王雄,岳意定,刘贯春.基于 SFA 模型的科技环境对中部地区能源效率的影响研究[J].经济地理,2013,33(05):37-42.

[31] Hu J. L., Wang S. C., “Total-Factor Energy Efficiency of Regions in China”, Energy Policy, 2006, 34:3206-3217.

[32] Battese G.E., Corra G.S., “Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia”, Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 1977, 21(3):169-179.

[33] Wang H. J. and Ho C. W., “Estimating Fixed-Effect Panel Stochastic Frontier Models by Model Transformation”, Journal of Econometrics, 2010, 157(2):289-296.

[34] Battese G. E. and Coelli T. J., “A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data”, Empirical Economics, 1995,20:325-332.

- [35] 柯善咨,向娟.1996—2009 年中国城市固定资本存量估算[J].统计研究,2012,29(07):19-24.
- [36] 史丹,王蕾.能源革命及其对经济发展的作用[J].产业经济研究,2015(01):1-8.
- [37] 林伯强.结构变化、效率改进与能源需求预测——以中国电力行业为例[J].经济研究,2003(05):57-65+93.
- [38] 史丹,马翠萍.我国能源需求的驱动因素与节能减排政策效果分析[J].当代财经,2014(10):17-24.
- [39] 张可,豆建民.工业集聚有利于减排吗[J].华中科技大学学报(社会科学版),2016,30(04):99-109.
- [40] Hansen B. E., “Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference”, *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2):345-368.
- [41] Duranton G. and Puga D., “Diversity and Specialization in Cities: Why, Where and When does it Matter?”, *Urban Studies*, 1999,37(3):533-555.
- [42] 孙浦阳,韩帅,靳舒晶.产业集聚对外商直接投资的影响分析——基于服务业与制造业的比较研究[J].数量经济技术经济研究,2012,29(09):40-57.
- [43] 孙浦阳,韩帅,许启钦.产业集聚对劳动生产率的动态影响[J].世界经济,2013,36(03):33-53.
- [44] Fujita M. and Hu D., “Regional Disparity in China 1985-1994: the Effects of Globalization and Economic Liberalization”, *the Annals of Regional Science*, 2001, 35:3-37.
- [45] 崔宇明,代斌,王萍萍.城镇化、产业集聚与全要素生产率增长研究[J].中国人口科学,2013(04):54-63+127.
- [46] 潘士远,朱丹丹,徐恺.中国城市过大抑或过小?——基于劳动力配置效率的视角[J].经济研究,2018,53(09):68-82.
- [47] 魏楚,沈满洪.结构调整能否改善能源效率:基于中国省级数据的研究[J].世界经济,2008(11):77-85.
- [48] 肖利平,谢丹阳.国外技术引进与本土创新增长:互补还是替代——基于异质吸收能力的视角[J].中国工业经济,2016(09):75-92.
- [49] Mulder P., Groot H. L. F. D., Hofkes M. W., “Explaining Slow Diffusion of Energy-Saving Technologies; A Vintage Model with Returns to Diversity and Learning-by-Using”, *Resource and Energy Economics*, 2003, 25(1):105-126.
- [50] 林理升,王晔倩.运输成本、劳动力流动与制造业区域分布[J].经济研究,2006(03):115-125.

How does Industrial-Sector Agglomeration Affect Energy Efficiency?

——Analysis of Threshold Effect Based on City-Level Data

Abstract: This paper estimated total factor energy efficiency of 280 cities in China during the period of 2001-2015 by the heteroscedastic stochastic frontier model, and analyzed the influence that industrial-sector agglomeration has on energy efficiency from three dimensions, including the effects of technological progress, the effects of structural optimization and the effects of price change. Results demonstrate that the energy efficiency fluctuates and goes down slightly in the 12th Five-Year-Plan period, in which eastern region shows conditional convergence with central and western regions; there is a non-linear relationship between industrial-sector agglomeration and energy efficiency, and most regions in China is in the low and middle level of agglomeration so that further agglomeration can help improve energy efficiency; enterprises in industrial sector improve energy efficiency mainly by developing production technology instead of pollution treatment technology; industrial-sector agglomeration improve the energy efficiency by enhancing the cluster of non-state-owned capital and foreign capital.

Key words: total factor energy efficiency; industrial-sector agglomeration; heteroscedastic stochastic frontier model; threshold effects