

# 制造业集聚、技术进步与企业全要素能源效率

张平淡, 屠西伟

**[摘要]** 提高企业全要素能源效率是破解能源短缺与环境污染问题,实现碳达峰、碳中和的重要途径。本文改进了两步随机前沿模型,基于中国工业企业数据库与工业企业污染排放数据库合并数据对企业全要素能源效率进行测算,采用 Bartik 方法构建城市层面的外部需求作为工具变量,甄别了制造业集聚对企业全要素能源效率的影响。实证研究发现,样本期内制造业集聚抑制了企业全要素能源效率的改进,在一系列稳健性检验后这一结论依然成立。异质性分析发现,制造业集聚对出口企业、国有企业和较低集聚水平地区的企业全要素能源效率具有更强的抑制作用。机制分析发现,制造业集聚没有带来企业中性技术进步,也没有带来企业专利质量的显著提升,而且制造业集聚抑制了能源体现式技术进步,促进了资本体现式技术进步,还加剧了资本相对于能源的要素技术进步偏向。本文对于有序推进碳达峰、碳中和工作中如何切实改进企业全要素能源效率、夯实高质量发展的企业微观基础提供了经验证据和政策启示。

**[关键词]** 全要素能源效率; 制造业集聚; 技术进步; 两步随机前沿模型; “双碳”目标

**[中图分类号]**F424 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2022)07-0103-19

## 一、引言

推动实现碳达峰、碳中和(简称“双碳”)目标,需要切实提高能源效率。推进“双碳”工作,是破解资源环境约束突出问题、实现可持续发展的迫切需要(习近平,2022)。长期以来,经济规模的高速扩张和工业化快速推进致使能源消耗剧增,发展方式粗放和能源效率低下已成为中国可持续发展的重要阻碍(Liu et al., 2020)。当前,中国工业化和城镇化尚未全面完成,能源消费在较长一段时期内仍会持续增长,以煤为主的能源格局在相当长一段时期内仍无法根本改变(陈钊和陈乔伊,2019),因此,有序推进“双碳”工作,需要切实提高能源效率,以促进高质量发展。

近年来,中国能源消费总量持续攀升。根据《中国能源统计年鉴》(2001-2020),2000—2019年能源消费总量从14.10亿吨标准煤增长到44.76亿吨标准煤,年均增长6.27%;制造业能源消费同期从8.09亿吨标准煤增长到26.84亿吨标准煤,年均增长6.51%。在此期间,制造业能源消费占比先

**[收稿日期]** 2020-03-07

**[基金项目]** 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“习近平总书记的绿色发展理念研究”(批准号20JZD002)。

**[作者简介]** 张平淡,北京师范大学经济与工商管理学院教授,博士生导师,管理学博士;屠西伟,北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生。通讯作者:屠西伟,电子邮箱:txwbnu@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

升后降,2000—2008年由57.39%增至64.74%,随后呈波动性趋势下降到2019年的59.97%。总体看,制造业能源消费占比长期处于高位,能源消费结构仍是生产型而非消费型(林伯强,2022),因此,提高制造业能源效率是遏制能源消费剧增的必然路径。从供给看,2000—2019年中国一次能源生产量从13.24亿吨标准煤增至35.71亿吨标准煤,能源供给缺口持续扩大,缺口从0.86亿吨标准煤扩大到9.05亿吨标准煤,导致能源进口依存度不断攀升。有序推进“双碳”工作,势必要在稳定经济发展的基础上控制能源消费,改进能源效率,实现经济发展与能源消费的脱钩。

企业能源效率是节能降碳的关键,是实现“双碳”目标的微观基础。能源效率有单要素和全要素能源效率之分。单要素能源效率是能源投入与产出之比(单位GDP能耗),或用能源生产率表征,不过,其忽略了劳动、资本等投入变量与能源投入的相互替代和配合关系(史丹,2006),无法全面反映能源投入的效率和经济发展的质量,无法估计给定技术水平下能源效率的改进空间,也就无法为能源效率改进提供政策依据(Proskuryakova and Kovalev, 2015)。全要素能源效率是单要素能源效率的改进,是目标能源投入与实际能源投入之比(Hu and Wang, 2006),考虑了投入要素之间的替代和配合关系,可以更全面反映经济发展的质量。自Hu and Wang(2006)提出全要素能源效率之后,此概念便得到广泛应用,不过,现有研究对全要素能源效率的测算多集中在宏观区域或行业层面,而区域或行业的加总数据往往存在加总偏误(苏丹妮和盛斌,2021),影响研究结果的可靠性。

基于2001—2007年中国工业企业数据库与工业企业污染排放数据库合并数据,本文测算了单要素和全要素这两类能源效率(见图1)。样本期内,全国层面的制造业行业全要素能源效率和单要素能源效率的趋势截然相反,其中,单要素能源效率<sup>①</sup>从2001年的3.40提高到2007年的3.93,上升了15.54%,而以企业工业总产值(增加值)加权测算得到全国水平的全要素能源效率同期却从42.43%(43.47%)下降到33.44%(34.59%)。

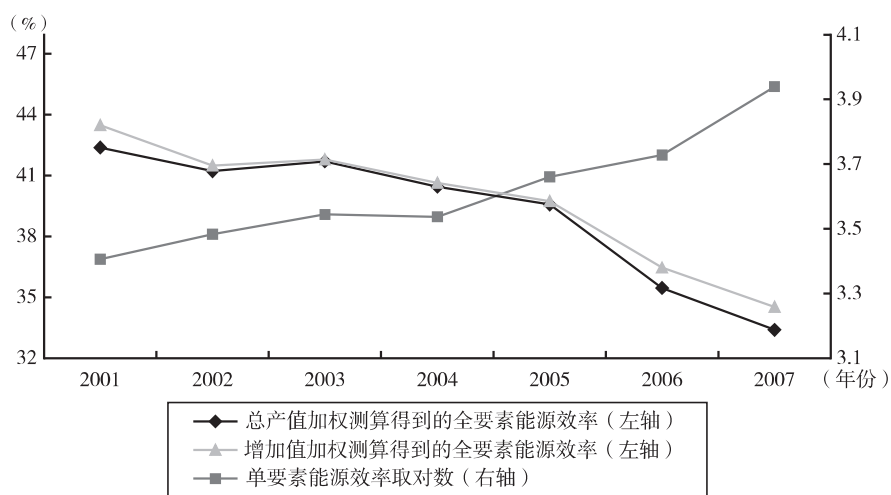


图1 2001—2007年单要素和全要素能源效率的变化趋势

<sup>①</sup> 本文采用能源生产率的对数值衡量单要素能源效率,即产出与能源投入之比的对数值。能源投入为标准煤(单位:吨),产出为工业总产值(单位:千元)。

经济集聚应该有助于技术进步,并能够带来能源效率的改进(Han et al., 2018; Zhao and Lin, 2019)。然而,集聚能否改进能源效率的实证结果却不一致。应该说,基于生产和能源利用过程的效率变化,企业层级的数据比宏观层面的数据更适合揭示集聚与能源效率之间的真实关系(Tanaka and Managi, 2021)。遗憾的是,现有关于集聚与全要素能源效率的研究和测算都是宏观层面(Han et al., 2018; Zhao and Lin, 2019),这可能扭曲变量之间的真实因果关系(苏丹妮和盛斌, 2021),因此,需要下沉研究层次,进一步深入讨论制造业集聚对企业全要素能源效率的影响。此外,集聚和能源效率之间存在严重的内生性问题,需要构造合适的工具变量予以缓解。

本文改进了两步随机前沿模型(Double Stochastic Meta-frontier Model),在此基础上,基于2001—2007年中国工业企业数据库与工业企业污染排放数据库合并数据,更为精细测算了企业全要素能源效率,并根据Bartik方法(Goldsmith-Pinkham et al., 2020)构造外部需求这一工具变量,识别制造业集聚对企业全要素能源效率的因果效应。结果表明,样本期内制造业集聚抑制了企业全要素能源效率,在一系列稳健性检验后这一结论依然成立。机制分析揭示制造业集聚并没有带来企业中性的技术进步,还抑制了能源体现式技术进步,本文进一步从专利质量、技术进步偏向性角度给出了合理解释。与现有研究相比,本文可能的边际贡献主要体现在以下三个方面:①能源效率测算上,对Zhang and Zhou(2020)的两步随机前沿模型进行改进,并首次应用于中国微观企业全要素能源效率的测算,充分考虑了不同行业之间的技术异质性和企业非期望产出(污染物),缓解了忽视技术异质性所引起的测算偏差。②研究方法上,充分考虑外部需求推动制造业集聚的事实,在城市层面构建外部需求这一Bartik工具变量,细致甄别制造业集聚对企业全要素能源效率的因果效应,还通过了一系列稳健性检验,论证了工具变量的可靠性。③研究视角上,关注到资本体现式技术进步、能源体现式技术进步以及资本相对于能源要素的技术进步偏向,丰富了经济集聚对企业全要素能源效率的影响研究。

余文部分安排为:第二部分为文献综述与理论分析,第三部分是全要素能源效率的测算,第四部分是实证设计,第五部分为实证结果分析,第六部分为机制分析,最后为结论与启示。

## 二、文献综述与理论分析

技术进步是经济发展的源泉,往往带来资源配置效率改进和生产效率提升。技术进步可以分为两类:中性技术进步和体现式技术进步。前者是一种独立于生产要素的非体现式技术进步(You and Zhang, 2022),可以同比例改进各要素的生产效率(王班班和齐绍洲, 2014)。不过,技术进步并不总是以相同比例影响各要素的生产效率和投入比例,当某一要素的边际产出增长率高于其他要素时,即认为技术进步是偏向于该生产要素(Acemoglu et al., 2002),称为体现式技术进步。现有研究普遍证实了这两类技术进步的同时存在性(You and Zhang, 2022)。

基于柯布—道格拉斯(Cobb-Douglas)生产函数测算得到的全要素生产率(TFP)常用来表征外生的、中性的技术进步(陈登科, 2020),然而它假设资本积累和技术进步相互独立(Li and Lin, 2018),潜在认为不存在体现式技术进步,割裂了中性技术进步与体现式技术进步之间的关联。全要素生产率无法有效捕捉新机器、新设备投资导致的资本质量变化(Li and Lin, 2018),忽视了资本体现式技术进步这一重要事实,而资本体现式技术进步在一些经济发展阶段往往是经济增长的主要动力。例如,Greenwood et al.(1997)认为1954—1990年美国经济增长主要源于资本体现式技术进步,张勇和古明明(2013)发现,资本体现式技术进步对1978—2007年中国经济增长贡献率高达

28%。现实经济增长过程中的技术进步并非完全是中性(宋冬林等, 2011),还可以依附于资本、劳动等投入要素,并非均等提高各投入要素的质量及效率,相应地,体现式技术进步被视为解释中国经济增长的重要机制。与Young(2003)认为东亚增长奇迹、中国经济发展奇迹背后没有技术进步不同,林毅夫和任若恩(2007)强调发达国家依托自主创新实现技术升级,而发展中国家往往通过引进先进机器、设备而实现技术改造和升级。事实上,在经济发展水平、技术差距程度大小的不同阶段,技术进步的主要表现形式为体现式技术进步或中性技术进步(郑江淮和荆晶, 2021)。

随着能源对经济发展的重要作用日益凸显,能源不仅被视为一种普通的中间产品,还被视为一种创造价值的要素,与资本、劳动一同纳入生产函数之中(Ghali and El-Sakka, 2004),加之能源消耗与污染排放同根同源同过程,因此,大力推进“双碳”工作,使能源效率受到了越来越多的关注。现有研究基于要素之间的替代关系,对单要素能源效率的变化给予了较好解释。其中,林伯强和杜克锐(2013)认为资本替代能源是中国能源生产率提升的主要动力;Li and Lin(2018)也肯定了资本体现式技术进步对能源生产率的贡献。需要强调的是,能源与资本或劳动的替代会显著影响能源生产率的数值大小,但与潜在能源效率无关(魏楚和沈满洪, 2007),并不会必然改进全要素能源效率。全要素能源效率是考虑了生产要素之间的相互替代和生产过程中的结构变化后的效率指标(史丹, 2006),也就是说,资本或劳动对能源的替代会影响单要素能源效率,但是否影响全要素能源效率并不显然,还应该将能源纳入生产函数,考虑能源体现式技术进步的作用。

集聚作为经济增长的空间动力,在推动经济发展的同时,为企业全要素能源效率的改进提供了可能。改革开放以来,各地政府为推动经济发展而设立各类开发区和工业园区,吸引各类生产要素和创新要素在局部区域集聚,成为中国经济增长奇迹的重要标志之一。现有研究在相继探讨集聚对全要素生产率(范剑勇等, 2014)、单要素能源效率(陈钊和陈乔伊, 2019)的作用后,开始关注集聚对全要素能源效率的影响,相关研究认为市场和政府主导的经济集聚对省份能源效率的影响截然相反(师博和沈坤荣, 2013);还有研究认为经济集聚对城市能源效率存在空间效应,对本地城市能源效率并无显著影响,但抑制了邻近城市能源效率的改进(Han et al., 2018);甚至有的研究认为集聚程度对能源效率的影响存在阈值,当纺织业集聚程度达到一定水平之后,集聚显著抑制省份能源效率的改进(Zhao and Lin, 2019)。遗憾的是,这些研究测算的是宏观层面的全要素能源效率,更为细致的研究应该下沉到企业层面,关注经济集聚对企业全要素能源效率的影响,以便更好揭示集聚与能源效率之间的真实关系(Tanaka and Managi, 2021)。此外,现有研究并未阐明经济集聚作用于全要素能源效率的机理机制,因此,还需要深入分析技术进步,尤其是中性技术进步和体现式技术进步在其中所发挥的作用,从而可以全面洞察全要素能源效率的改进方向。

技术进步是改进能源效率的重要因素。中性技术进步可以在不增加其他生产要素使用的情况下,通过同比例改变各要素生产效率进而推动全要素能源效率的提升(Li and Lin, 2018)。现有经验研究也证实以技术创新(Liang et al., 2022)、全要素生产率(Li and Lin., 2018)表征的中性技术进步对能源效率的积极影响。体现式技术进步中的能源体现式技术进步也可以改进全要素能源效率,其中,节能技术和设备的应用能够促进能源要素产出弹性上升,是典型的能源体现式技术进步,可以提高全要素能源效率,能够实现稳增长和降排放的双重目标,从根本上解决中国能源和环境问题。不过,在很长一段时期内,中国工业部门的资本体现式进步特征明显(林毅夫和任若恩, 2007),其主要目标在于扩大生产规模或降低非能源因素的成本,而不是应用节能技术和设备。在“双碳”目标下,通过能源体现式技术进步改进全要素能源效率受到了越来越多的关注,其重要性日益凸显。

经济集聚可以促进生产要素的空间集聚,带动技术进步与创新(张平淡和屠西伟, 2021)。然

而,经济集聚能否推动中性技术进步和能源体现式技术进步,在很大程度上取决于资源能否在集聚区内合理配置、集聚外部性作用是否存在偏向。倘若在集聚区内,集聚资源、外部性不仅偏向于企业生产技术的创新(或中性技术进步),还能兼顾能源技术创新(或能源体现式技术进步),那么,经济集聚就应该能够带来企业全要素能源效率的改进,否则,经济集聚虽能通过资本体现式技术进步等带来经济增长,但并不必然带来企业全要素能源效率的改进。事实上,长期以来,中国资本体现式技术进步特征明显,虽然能够提升能源生产率(林伯强和杜克锐,2013),但高能耗特征明显,加上盲目投资致使产出规模无序扩张,加剧产能过剩和能源消耗,也加速了资本报酬递减(蔡昉,2021),也就是说,资本体现式技术进步并不一定具有绿色属性(Zhang et al., 2018),虽能显著推动经济增长,但可能不利于全要素能源效率的改进,也就无法协同推进经济的高质量发展和生态环境的高水平保护。

### 三、全要素能源效率测算

#### 1. 测算方法

全要素能源效率的测算应该考虑技术异质性,否则会导致有偏差的估计结果。此外,还需要考虑其动态变化过程(Hailu and Veeman, 2000),从而提高其测算精度。为此,本文基于Zhang and Zhou(2020)两步随机前沿模型进行基础设定并予以改进。

(1) 基准设定。借鉴已有研究(Zhang and Zhou, 2020),本文假定企业投入要素包括资本(K)、劳动(L)和能源(E),期望产出(Y)是工业总产值,非期望产出是二氧化硫(SO<sub>2</sub>)的排放量(B)<sup>①</sup>。投入和产出构成生产可能性集合(T):

$$T = \{(K, L, E, Y, B); (K, L, E) \text{ 能够产出 } (Y, B)\} \quad (1)$$

根据Zhou et al.(2012)定义的基于投入导向的谢泼德能源距离函数:

$$D_E(K, L, E, Y, B) = \sup \{a: K, L, E/a, Y, B\} \quad (2)$$

同时,将潜在能源投入与真实能源投入的比值界定为全要素能源效率:

$$EE = \frac{E/a}{E} = \frac{1}{D_E(K, L, E, Y, B)} \quad (3)$$

如果一个企业的能源利用位于前沿面之上,则全要素能源效率EE等于1,否则将小于1,EE值越大表明企业全要素能源效率越高。

由于超越对数函数具有灵活性,能更好地描述参数的性质,故采用超越对数函数的形式。有别于Zhang and Zhou(2020)的模型设定,本文参考Hailu and Veeman(2000)的设定方法,在超越对数函数中纳入时间趋势项,用以捕捉动态变化过程,进而提高全要素能源效率的估计精度。

$$\begin{aligned} \ln D_E(K, L, E, Y, B, t) = & a_0 + \sum_{i=K}^{K, L, E} a_i \times \ln x_i + \sum_{j=Y}^{Y, B} a_j \times \ln y_j + \frac{1}{2} \sum_{i=K}^{K, L, E} \sum_{i'=K}^{K, L, E} a_{ii'} \times \ln x_i \times \ln x_{i'} \\ & + \frac{1}{2} \sum_{j=Y}^{Y, B} \sum_{j'=Y}^{Y, B} a_{jj'} \times \ln y_j \times \ln y_{j'} + \sum_{i=K}^{K, L, E} \sum_{j=Y}^{Y, B} a_{ij} \times \ln x_i \times \ln y_j + a_t \times t + \frac{1}{2} a_{tt} \times t^2 \\ & + \sum_{i=K}^{K, L, E} a_i \times t \times \ln x_i + \sum_{j=Y}^{Y, B} a_j \times t \times \ln y_j \end{aligned} \quad (4)$$

① 资本、劳动、能源、期望产出和非期望产出的数据处理说明参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

(2)模型求解。两步随机前沿模型的求解分为两步,第一步,估计组内前沿面。根据企业所属行业分为不同的组,每个群组都有独特的生产技术且是异质的,这种考虑能够避免因忽视技术异质性假定而产生的偏差,类似行业技术异质性的考虑也常见于全要素生产率的测算。第二步,构建共同前沿生产技术,将共同前沿的能源效率与组内前沿的能源效率联系起来。通过相关公式推导<sup>①</sup>,最终得到共同前沿的能源效率:

$$EE^m = TGR \times EE^g \quad (5)$$

其中, $TGR$ 为该群组 and 共同前沿之间技术差距的倒数, $TGR$ 越大,组内前沿越接近共同前沿,能源效率越高,反之,共同前沿下的能源效率越低(Zhang and Zhou, 2020)。 $EE^g$ 表示组内的能源效率。根据上述测算方法,测算得到企业全要素能源效率<sup>②</sup>。

## 2. 测算结果<sup>③</sup>

全要素能源效率测算还可以大致估计节能潜力,给出节能降碳的改进方向。在全要素能源效率测算的基础上,根据制造业实际能源消费量,计算出能源消费最优量(潜在能源目标消费值)与能源消费潜在损耗量。测算结果表明,2001—2007年制造业能源消费总量和潜在损耗量呈稳步上升趋势。具体看,2001年制造业实际能源消费量约为83158万吨标准煤,能源消费最优量为35283万吨标准煤,能源消费潜在损耗量为47875万吨标准煤,有57.57%的节能潜力;2007年实际能源消费量达164951万吨标准煤,能源消费最优量为55155万吨标准煤,能源消费潜在损耗量为109796万吨标准煤,有66.56%的节能潜力。总体看,样本期制造业能源消费总量为850546万吨标准煤,年均消费121507万吨标准煤,能源消费潜在损耗量共计522927万吨标准煤,潜在能损耗量年均达到74704万吨标准煤,节能潜力约为61.48%,说明样本期中国制造业全要素能源效率整体不高,需要揭示和找寻全要素能源效率改进的着力点。

进一步,表1报告了样本期分行业实际能源消费量、能源消费最优量和潜在损耗量。由表1可知,2001—2007年实际能源消费量最高的前五个行业分别为:32(232169万吨标准煤)、26(149971万吨标准煤)、31(129443万吨标准煤)、25(75078万吨标准煤)和33(48796万吨标准煤),这些行业也是能源消费潜在损耗量最为严重的行业,分别为61203万吨、67656万吨、76298万吨、23406万吨、12318万吨标准煤。总体看,实际能源消费量和潜在损耗量最大的行业基本上都是高耗能行业。虽然部分高耗能行业(例如行业32、33)的能源效率并不低,但由于实际能源消费量的体量大,导致能源消费潜在损耗量同样巨大。

## 四、实证设计

### 1. 计量模型构建

采用如下计量模型估计制造业集聚对企业全要素能源效率的影响:

$$EE_{ijt} = \theta_0 + \theta MA_{ct} + \varphi \vec{C} + a_i + R_{\mu t} + \lambda_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

其中,下标*i*为企业,*c*为城市,*j*为行业,*t*为年份。 $EE_{ijt}$ 表示企业全要素能源效率; $MA_{ct}$ 表示城市制造业集聚水平; $\vec{C}$ 表示控制变量集合,其中,企业层面的控制变量组包括企业年龄、企业性质和

① 完整公式推导参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 为避免异常值影响,对其在5%水平上进行缩尾处理。

③ 基于企业国有/非国有、出口/非出口以及行业性质的全要素能源效率分布图参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表1 分行业能源消费潜在损耗量测算

行业代码	行业名称	能源消费(万吨标准煤)			节能潜力(%)
		实际能源消费量	最优消费量	潜在损耗量	
13	农副食品加工业	14664	8766	5898	40
14	食品制造业	8465	4575	3890	46
15	饮料制造业	6643	4142	2501	38
16	烟草制品业	1960	1053	907	46
17	纺织业	33365	21327	12039	36
18	纺织服装、鞋、帽制造业	3685	2200	1485	40
19	皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	2098	1342	756	36
20	木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	4404	3336	1068	24
21	家具制造业	894	550	344	38
22	造纸及纸制品业	22136	13174	8961	40
23	印刷业和记录媒介的复制	2100	1133	967	46
24	文教体育用品制造业	1273	941	333	26
25	石油加工、炼焦及核燃料加工业	75078	51673	23406	31
26	化学原料及化学制品制造业	149971	82315	67656	45
27	医药制造业	8059	4539	3519	44
28	化学纤维制造业	11585	6094	5491	47
29	橡胶制品业	6967	3602	3365	48
30	塑料制品业	8306	4640	3666	44
31	非金属矿物制品业	129443	53145	76298	59
32	黑色金属冶炼及压延加工业	232169	170965	61203	26
33	有色金属冶炼及压延加工业	48796	36478	12318	25
34	金属制品业	14582	8734	5848	40
35	通用设备制造业	13422	8797	4625	34
36	专用设备制造业	8339	3628	4710	56
37	交通运输设备制造业	14235	6672	7563	53
39	电气机械及器材制造业	7718	4311	3406	44
40	通信设备、计算机及其他电子设备制造业	9213	5161	4052	44
41	仪器仪表及文化、办公用机械制造业	1432	730	702	49
42	工艺品及其他制造业	9336	5646	3690	40

注:实际能源消费量-能源消费最优量=能源消费潜在损耗量;节能潜力=(潜在损耗量/实际能源消费量)×100%。

是否出口等变量,城市层面控制变量组包括人口密度、地形坡度和政府干预力度。为控制城市所在省份层面的宏观政策等因素的影响,加入省份交乘年份的固定效应  $R_{\mu}$ 、行业交乘年份的固定效应  $\lambda_{jt}$ ;  $a_i$  表示企业的固定效应,  $\varepsilon_{ijjt}$  为扰动项。

## 2. 主要指标构建

(1) 企业全要素能源效率。对中国工业企业数据库与工业企业污染排放数据库合并数据进行清洗<sup>①</sup>,

① 剔除销售额、职工人数、总资产或固定资产缺失样本,以及职工人数少于8、总资产小于流动资产、总资产小于固定净资产、累计折旧小于当期折旧、销售额低于500万元等异常样本,同时,剔除西藏自治区样本。

最终样本期限定在 2001—2007 年<sup>①</sup>。在此基础上,根据前文“全要素能源效率测算”生成企业全要素能源效率指标( $EE$ )。

(2)制造业集聚。区位熵在地区产业专业化程度等方面具有良好的测算优势(张平淡和屠西伟, 2021),在此同样借助区位熵对城市制造业集聚水平予以测度,公式如下:

$$MA_{ct} = \frac{X_{ct}/\sum_c X_{ct}}{S_{ct}/\sum_c S_{ct}} \quad (7)$$

其中, $c$ 表示城市, $t$ 表示时间; $X_{ct}$ 表示第 $c$ 个城市在第 $t$ 年的制造业就业人数, $S_{ct}$ 表示第 $c$ 个城市在第 $t$ 年全行业总就业人数, $\sum_c X_{ct}$ 表示所有城市制造业的总就业人数, $\sum_c S_{ct}$ 表示所有城市全行业的总就业人数。考虑到集聚度量指标的稳健性,本文基于中国工业企业数据,参考现有研究(范剑勇等, 2014)还进行了七种集聚指标的测算,验证本文结论的稳健性。

(3)工具变量构造。制造业集聚对企业全要素能源效率能够产生影响,可能也会受到能源效率的反向作用。能源效率的提升是制造业集聚外部性的体现,有助于集聚深化,导致集聚对能源效率的影响存在向上偏误。为了缓解反向因果问题:①本文将制造业集聚设定在宏观层面,将能源效率下沉到企业层面。一般而言,单个企业能源效率的改善不足以影响整个宏观层面的制造业集聚,从而在一定程度上缓解反向因果问题。②构造工具变量。制造业集聚本质上是产业组织形式的动态调整,从工具变量的构造看,需要一个直接影响产业组织形式变化但又不直接影响企业能源效率的工具变量。相对而言,外部需求是一个理想的工具变量。外部需求引致生产要素的空间集聚,能够促进相似类型和具有上下游投入产出关系的企业集聚以及原有企业扩大生产规模,这种外部需求并不直接影响企业的能源效率,在一定程度上能够克服反向因果的问题。此外,尽管模型中控制地区和时间的固定效应,但仍有不可观测特征的时变因素无法控制,本文不仅要为制造业集聚寻找需求方面的冲击,而且要求这个冲击要足够的外生于城市个体特征,因此不直接采用城市实际外部需求或城市实际出口额(张川川, 2015),而是采用 Bartik 方法(Goldsmith-Pinkham et al., 2020)构造城市外部需求( $EX$ )这一工具变量。之所以摒弃城市实际出口额,而将加权平均额作为外部需求,是为了消除城市潜在的混淆效应(Confounding Effects),更大程度上满足排他性约束(Exclusion Constraint)。

工具变量构造方法如下:

$$EX_{ct} = \ln \sum_{j=13}^{42} share_{cj} \times Export_{jt} \quad (8)$$

其中, $share_{cj} \times Export_{jt}$ 为 $c$ 城市 $j$ 行业的出口额<sup>②</sup>;  $\ln \sum_{j=13}^{42} share_{cj} \times Export_{jt}$ 为城市层面加权出口额对数值,衡量城市外部需求。

具体而言, $Export_{jt}$ 表示 $j$ 行业 $t$ 期的全国出口总额,份额 $share_{cj}$ 定义如下:

$$share_{cj} = \frac{output_{cj}}{\sum_c output_{cj}} \quad (9)$$

① 2010年之后企业污染排放数据库中的煤炭消费、燃料油、天然气等数据缺失,合并数据中2010年工业总产值和工业增加值数据缺失,2008—2009年工业增加值数据缺失,且2009年、2010年的统计数据质量较差,出现较为严重的法人代码缺失现象,样本统计质量难以保证(朱沛华和陈林, 2020),进而导致期望产出( $Y$ )和能源消费指标( $E$ )无法同时有效拓展到2007年以后的区间,故本文最终将样本区间限定在2001—2007年。考虑到数据年限的问题,本文在稳健性检验部分将城市层面的数据年限拓展到2019年。

② 进口的变动虽然会影响就业,但是进出口引致的就业需求主要来自于制成品贸易,而在多数行业上,中国都处在全球生产链的最后一环,进口大量的半成品而出口制成品(张川川, 2015)。由于本文集聚变量以就业人数进行构造,故而采用对就业冲击更大的出口需求来构造 Bartik 工具变量。



其中,  $output_{cj}$  表示  $c$  城市在制造业行业  $j$  (两位数代码水平) 的总产值比重。根据 Goldsmith-Pinkham et al. (2020) 份额设定方式, 本文将份额 ( $share$ ) 固定在期初水平 (1998 年), 目的在于使外部需求在城市层面上呈现差异, 同时增强工具变量的外生性。

出口变量的构建需要使用二位数行业层面的出口额信息, 本文使用的贸易数据来源于 UN Comtrade Database, 该数据包包含该 HS (Harmonize System) 六位代码水平上的商品出口额信息, 由于本文样本期限在 2001—2007 年, 在此期间 HS 编码存在修订, 因此需要将所有年份商品的六位代码统一到 HS2002 标准, 然后将其转为四位国际标准行业分类代码 (ISIC), 并根据 ISIC 与中国行业分类代码对照表, 再将其转为国标 (GB/T 4754—2002) 下四位数行业分类代码 (张川川, 2015), 最后, 在二位数行业分类代码上进行汇总。此外, 将美元按照汇率折算为人民币, 并利用 CPI 价格指数进行消胀, 从而得到分行业实际外部需求。

需要说明的是, 本文构造的 Bartik 工具变量 (Bartik IV) 与制造业集聚具有较强的经济联系, 统计意义上的相关性可以得到检验, 相关性条件易于满足。不过, 外生性条件的满足可能存在一定的挑战。目前, 主要有两种观点对 Bartik IV 的外生性条件满足展开讨论: 一是份额外生性。根据 Bartik IV 估计量的渐进一致性条件, 使用 Bartik IV 的关键是要保证初始年份行业在不同地区比重的外生性 (Goldsmith-Pinkham et al., 2020)。本文将份额 ( $Share$ ) 固定在期初水平 (1998 年), 相对于样本期 (2001—2007 年) 滞后 3 年以上, 本质上是借鉴了滞后变量外生性的思想。然而, 滞后变量作为工具变量的前提是模型中造成内生性问题的不可观测因素不存在序列相关。就本文研究对象而言, 这些不可观测因素可能是地区的固有特征, 如人文环境、商业氛围、经营环境等 (陈建军等, 2009), 地区行业份额比重与这些不可观测因素可能存在正相关。通常认为, 人文环境、商业氛围、经营环境较好, 应该有助于产业发展, 行业份额可能更大, 这会对工具变量外生性造成一定威胁。本文估计的制造业集聚对企业全要素能源效率影响为负, 由于份额外生性条件可能难以满足, 这会导致抑制作用的低估, 即抑制作用更小。不过, 这种潜在作用的低估并不会改变本文的基准结论。二是冲击外生性。Borusyak et al. (2022) 论证了当冲击满足外生性时, 即使份额是内生的, Bartik IV 也能实现因果识别。相对于份额的外生性, 冲击外生性可能更容易满足。中国于 2001 年加入 WTO 这一事件较为外生, 而加入 WTO 直接会带来出口需求的变化, 这在一定程度上使得本文出口变量 ( $Export$ ) 在样本期的变化具有一定的外生性。这一外生性与行业份额产生的偏误并不相关, 外生冲击会使这一偏误平均趋向于零, 因而, 基于冲击外生性的工具变量外生性条件容易得到满足, Bartik IV 不一致估计的可能性较小。

(4) 控制变量<sup>①</sup>。企业层面的控制变量包括: 企业出口 ( $Port$ )、企业性质 ( $State$ )、企业年龄 ( $Age$ )。城市层面的控制变量包括: 政府干预程度 ( $Gov$ ) (以财政支出与 GDP 比值衡量)、人口密度 ( $Pop$ )、地形坡度 ( $Slope$ )。企业层面的控制变量和全要素能源效率测算数据来源于中国工业企业数据库与工业企业污染排放合并数据, 城市层面的控制变量除地形坡度外, 来源于历年《中国城市统计年鉴》, 坡度数据根据 ASTER Global Digital Elevation Model V003 数据计算得到。

### 3. 描述性统计

本文主要变量的描述性统计结果见表 2。从表 2 可以看出, 全要素能源效率的均值为 0.6361, 最大值为 0.8533, 最小值为 0.0832, 企业全要素能源效率的差异较大; 制造业集聚 (对数值) 均值为 0.0508, 标准差为 0.7633。主要控制变量数据, 如政府干预程度 (均值 0.0966)、企业性质 (均值 0.1875)、企业出口 (均值 0.3259) 均在合理范围内。

<sup>①</sup> 变量具体构造方法参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

表2 描述性统计结果

变量	变量描述	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>EE</i>	全要素能源效率	89265	0.6361	0.1317	0.0832	0.8533
<i>MA</i>	制造业集聚的自然对数	89173	0.0508	0.7633	-2.1516	1.4899
<i>EX</i>	外部需求的自然对数	88456	23.7000	1.6085	16.6582	27.3210
<i>Age</i>	企业年龄	89269	18.1042	15.7743	1.0000	98.0000
<i>State</i>	企业性质	89269	0.1875	0.3903	0.0000	1.0000
<i>Port</i>	企业出口	89269	0.3259	0.4687	0.0000	1.0000
<i>Pop</i>	人口密度	89034	604.8043	418.1749	56.3200	2174.8600
<i>Slope</i>	地形坡度	89213	9.4567	5.6837	1.5921	27.1388
<i>Gov</i>	财政支出与GDP比值	89241	0.0966	0.0373	0.0370	0.2670

## 五、实证结果分析

### 1. 基准回归

表3汇报了制造业集聚(*MA*)对企业全要素能源效率(*EE*)的影响。其中,第(1)列控制了企业和年份的固定效应,回归结果显示,制造业集聚对企业全要素能源效率并无显著影响。考虑到不同省份各年实施的产业政策、环境政策对各城市制造业集聚程度有直接影响,这些政策可能同时作用于企业全要素能源效率,因此在第(2)列中加入省份和年份交互的固定效应,结果显示,制造业集聚抑制了企业全要素能源效率的改进,说明仅控制单维固定效应并不能解决内生性问题,模型中存在向上偏误的混杂因素。第(3)列进一步加入行业和年份交互的固定效应,结果显示,估计系数显著为负。需要说明的是,本文通过数据结构的设定在一定程度上缓解反向因果问题,但仍受其干扰,系数估计存在向上偏误的可能,因而基准回归结果可能低估制造业集聚对企业全要素能源效率的抑制作用。造成基准结论的可能原因是,在集聚区内,集聚资源、外部性偏向于企业生产技术的创新,资本体现式技术进步特征明显、绿色属性不足(Zhang et al., 2018),导致能源研发投入不足,无法带来能源体现式技术进步,进而抑制了企业全要素能源效率的改进。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>EE</i>	<i>EE</i>	<i>EE</i>
<i>MA</i>	0.0006 (0.0011)	-0.0036* (0.0021)	-0.0040** (0.0020)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	否	否
行业×年份固定效应	否	否	是
省份×年份固定效应	否	是	是
样本数	72737	72737	72310
R <sup>2</sup>	0.8354	0.8374	0.8652

注:括号内为省份×行业层面的聚类稳健标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著。其中,行业控制到四位数行业层面。以下各表同。

2. 内生性问题的处理

本文将能源效率下沉到企业层面,在一定程度上解决了反向因果的问题。然而,基准回归还存在较大的问题是样本损失,这在一定程度上造成样本选择偏误。具体看,由于企业固定效应的控制会损失样本期内只存续一期的企业,这些样本在系数估计上并未起到实质性的贡献。数据显示,在近39000家企业中约有16000家企业只存续一期,企业固定效应的控制导致损失近40%的企业,这些企业是由于营业收入没有达到统计标准或自然死亡退出工业企业数据库,造成样本非随机损失。现有研究大多并未针对这一问题进行深入考虑,使得样本代表性下降,所得结论具有一定的局限性。实际上,由于本文的核心变量在宏观层面,微观层面的企业固定效应很难对宏观变量产生较大影响,相比于样本损失问题而言,后者产生的估计偏误可能更为严重。考虑到样本选择偏误和遗漏变量偏误等问题,本文通过构造工具变量,提高固定效应的控制层级,在保证样本量的基础上缓解遗漏变量偏误等内生性问题。

表4汇报了工具变量估计的结果。表4第(1)列结果显示,制造业集聚显著抑制了企业全要素能源效率的改进,相对于基准回归结果而言,系数估计的绝对值大小有所上升,说明样本非随机损失可能造成抑制作用的低估,但基本结论并未发生实质性改变。为了验证工具变量的合理性,本文参考Tabellini(2020)对Bartik工具变量识别假设进行证伪检验:①各地区初始制造业比重可能决定其制造业集聚的程度,一方面,初始制造业比重高的地区,往往说明该地区制造业基础设施齐全、门类丰富,企业之间联系比较便利,有利于制造业集聚;另一方面,初始比重高可能说明该地区存在一些不可观测的特征,这些特征很有可能具有独立影响本地区企业能源效率的路径,因此本文通过将制造业比重(1998年各城市制造业比重)与时间效应交乘( $Ind \times Year$ )来尽可能控制这些特征因素的影响。表4第(2)列结果显示,MA系数估计依然显著为负。②外部需求可能并不一定通过制造业集聚进而影响能源效率,即具有独立影响企业能源效率的渠道,此时简约式(Reduced Form)得到的系数估计并非通过促进制造业集聚而产生,而是其他混杂因素所致。为此,本文通过将1998年总的外部需求与时间固定效应交乘( $TEX \times Year$ )来捕捉可能的独立影响渠道,表4第(3)列结果显示,MA系数估计仍然稳健。表4第(4)列同时控制 $Ind \times Year$ 、 $TEX \times Year$ ,结论依然成立。

表4 工具变量估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	EE	EE	EE	EE
MA	-0.0168*** (0.0028)	-0.0214*** (0.0052)	-0.0162*** (0.0028)	-0.0195*** (0.0053)
$Ind \times Year$	否	是	否	是
$TEX \times Year$	否	否	是	是
控制变量	是	是	是	是
行业×年份效应	是	是	是	是
省份×年份效应	是	是	是	是
KP-LM	363.8280	357.6600	348.6130	345.3470
KP-F	2128.3590	871.7870	2115.6530	792.3010
样本数	87916	87916	87916	87916

注:括号内为省份×行业层面的聚类稳健标准误,地区、行业、年份的固定效应和控制变量均已控制。表中报告了工具变量的识别不足KP-LM(Kleibergen-Paap rk LM statistic)和弱识别KP-F(Kleibergen-Paap rk Wald F statistic)的统计量,检验结果表明工具变量是有效的。以下各表同。

### 3. 稳健性检验<sup>①</sup>

稳健性检验如下:①替换变量。在全要素能源效率的测算中只考虑了能源消耗对应的大气污染物(SO<sub>2</sub>),出于稳健性考虑,加入水体污染物(COD)后再次进行测算,得到EE1,并以此对集聚变量进行回归。②只使用2006年之前的数据,以避免2006年节能减排政策的影响(苏丹妮和盛斌,2021)。③考虑到外部需求变量对制造业集聚的影响存在一定的滞后性,以及外部需求变量的外生性,本文将工具变量分别滞后一期、二期。④增加控制变量。环境规制(ER)是影响企业微观效率的重要因素,可能对企业全要素能源效率产生影响,故而加入环境规制变量进行稳健性检验。⑤替换数据。使用城市层面投入产出数据,采用SBM(Slack Based Model)模型进行能源效率测算,样本期为2003—2007年。⑥考虑到集聚指标测度的准确性,本文进行额外七种集聚指标测算,并分别对全要素能源效率进行回归。⑦由于本文基准结论是由2001—2007年企业微观数据得到,所得结论是否具有外部有效性还需进一步验证。限于本文研究对象特殊性和数据可得性,将城市层面的全要素能源效率指标拓展到2019年,进而以宏观层面数据检验本文结论的可靠性。⑧替换工具变量。为了进一步佐证基于本文工具变量所得结果的稳健性,本文还采用1984年城市人口规模、人口密度和土地面积,分别作为工具变量进行回归。上述稳健性检验结果表明,制造业集聚抑制企业全要素能源效率改进的核心结论并未改变。

### 4. 异质性分析

(1)企业性质。前述测算发现,非国有企业的全要素能源效率高于国有企业,两者差异主要集中在低分位上,出口企业全要素能源效率略高于非出口企业,但并不显著,在此特征基础上,进一步探究制造业集聚对企业全要素能源效率的异质性影响。

出口企业和非出口企业的异质性分析结果见表5第(1)、(2)列。回归结果显示,制造业集聚显著降低非出口企业的能源效率,作用强度显著低于出口企业。有研究指出,出口企业可以通过“出口中学”获得国外的先进技术,不过,集聚对出口企业节能减排的作用有限(苏丹妮和盛斌,2021)。事实上,中国一次能源消费结构以煤炭为主,价格低廉,许多出口型跨国公司将部分能源密集型产业转移到中国,国内出口型企业也大量出口高耗能产品,这导致中国工业出口结构不利于能源效率提升。本文进一步实证检验发现<sup>②</sup>,制造业集聚提高了资本产出弹性,并没有改进能源产出弹性,且加剧了

表5 异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非出口	出口	非国有企业	国有企业	≤75%	>75%
	EE	EE	EE	EE	EE	EE
MA	-0.0138*** (0.0031)	-0.0226*** (0.0048)	-0.0160*** (0.0027)	-0.0260*** (0.0096)	-0.0159*** (0.0031)	-0.0270 (0.0300)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业×年份效应	是	是	是	是	是	是
省份×年份效应	是	是	是	是	是	是
KP-LM	272.1970	298.6950	300.9580	340.9030	270.8280	69.8780
KP-F	1735.7780	1029.0360	1867.9200	726.3530	1338.5440	125.6780
样本数	58761	28476	71363	15846	65564	21679

① 稳健性检验结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 异质性分析中关于制造业集聚对技术进步影响的检验参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

资本相对于能源技术进步的偏向,这是制造业集聚抑制出口企业全要素能源效率的重要原因。

(2)集聚程度。新经济地理学派认为,在不同集聚阶段,集聚作用大小可能存在差异。结合本文,在不同集聚水平下,制造业集聚对全要素能源效率的作用是否呈现差异有待进一步检验。为此,本文根据制造业集聚变量第75%分位数进行划分,将大于75%分位上的数值界定为高集聚水平,反之界定为低集聚水平,回归结果见表5第(5)、(6)列。结果显示,在低集聚地区,制造业集聚对企业全要素能源效率具有显著的抑制作用,而在高集聚地区这种抑制作用并不显著。在较低集聚水平下,制造业集聚不仅促进资本产出弹性的上升,推动了技术进步的资本偏向,还显著抑制了能源产出弹性的上升,在一定程度上阻碍企业能源效率的提升。事实上,在集聚发展的早期阶段,以产出为导向的规模扩张特征明显,致使以资本偏向技术为主导,能源体现式技术进步在一定程度上被削弱。随着一个城市经济集聚程度的增强,其可以从经济活动集聚中获得额外的收益,地理外部性提高了企业生产率和长期技术变革,在投入相同的情况下,企业可以获得更多的产出(Wang and Wang, 2019)。在高集聚水平下,聚集效应增强,集聚同时产生正的聚集效应和负的拥挤效应相互抵消(张平淡和屠西伟, 2021),进而导致制造业集聚对能源效率作用不显著。

## 六、机制分析

前文实证发现,样本期内制造业集聚抑制了企业全要素能源效率的改进,在此,进一步讨论技术进步的作用,从中性技术进步、体现式技术进步来揭示制造业集聚对企业全要素能源效率的作用机制。

### 1. 体现式技术进步

Gong(2020)认为,要素产出弹性在某种程度上体现了投入要素的“质量”,在相同投入量的情况下,更大的投入弹性可以增加产出,即要素产出弹性是内嵌于要素中技术创新的直接体现,能够直接反映要素体现式技术进步。本文将资本、能源、劳动产出弹性作为各要素体现式技术进步的代理变量,探究制造业集聚对体现式技术进步的影响。

本文基于随机前沿模型(SFA)分行业估计企业资本、劳动和能源要素的产出弹性。由于超越对数函数考虑了要素之间的交互影响,且对于产出弹性的估计无需任何先验设定,具有一定优势,故将函数设定为超越对数形式:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & b_0 + b_1 \times t + \frac{1}{2} \times b_{tt} \times t^2 + b_{Kt} \times \ln K_{it} + b_{Lt} \times \ln L_{it} + b_{Et} \times \ln E_{it} + b_{KL} \times \ln K_{it} \times \ln L_{it} + \\ & b_{KE} \times \ln K_{it} \times \ln E_{it} + b_{LE} \times \ln L_{it} \times \ln E_{it} + b_{iK} \times t \times \ln K_{it} + b_{iL} \times t \times \ln L_{it} + b_{iE} \times t \times \ln E_{it} + \\ & \frac{1}{2} \times b_{KK} \times (\ln K_{it})^2 + \frac{1}{2} \times b_{LL} \times (\ln L_{it})^2 + \frac{1}{2} \times b_{EE} \times (\ln E_{it})^2 + \nu_{it} - u_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

相关变量含义同第三部分全要素能源效率测算中的含义保持一致。结合式(10)并根据弹性定义,得到资本( $ek$ )、劳动( $el$ )和能源产出弹性( $ee$ )。将要素产出弹性对制造业集聚进行回归,结果列于表6第(1)—(3)列。表6第(1)列显示,制造业集聚对能源要素的产出弹性( $ee$ )具有显著的抑制作用,说明制造业集聚抑制了能源体现式技术进步。内生增长理论认为技术进步是内生的,如果集聚引发资源配置更多流向资本或其他要素质量的改善,那么,集聚对能源体现式技术进步的改进势必被削弱,甚至会抑制能源体现式技术进步。现有研究表明,中国技术进步偏向资本,资本体现式技术进步特征明显(林毅夫和任若恩, 2007),或许集聚在某些经济发展阶段还会加剧这种趋势和特征。为进一步验证制造业集聚对资本体现式技术进步的影响,本文将资本产出弹性对制造业集聚进行回归,表6第(2)列回归结果表明集聚显著促进了资本体现式技术进步。此外,制造业集聚

对劳动要素的质量改善具有显著的抑制作用,表6第(3)列结果同样表明集聚所带来的体现式技术进步具有明显的偏向性。

此外,制造业集聚对要素投入数量的作用也可能存在显著差异。表6第(4)一(6)列分别汇报了制造业集聚对企业固定资产投资( $\ln I$ )、劳动力( $\ln L$ )和能源( $\ln EC$ )投入的影响,结果显示,制造业集聚对企业固定资产投资的影响显著为正,佐证中国主要通过机器设备等投资实现技术升级的特征事实,同时,也发现制造业集聚显著促进企业劳动力、能源投入的增加,集聚的规模效应凸显。

表6 制造业集聚对体现式技术进步的影响估计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$ee$	$ek$	$el$	$\ln I$
$MA$	-0.0031** (0.0015)	0.0507*** (0.0046)	-0.0133*** (0.0031)	0.3598*** (0.0508)
控制变量	是	是	是	是
行业×年份效应	是	是	是	是
省份×年份效应	是	是	是	是
KP-LM	367.5090	367.5090	367.5090	360.3750
KP-F	2082.9440	2082.9440	2082.9440	2108.9430
样本数	86811	86811	86811	86493
变量	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\ln L$	$\ln EC$	$Bias$	$KE$
$MA$	0.0698** (0.0291)	0.1795*** (0.0472)	0.0226** (0.0110)	0.2906** (0.1306)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	否	否	是	是
行业×年份效应	是	是	是	是
省份×年份效应	是	是	否	否
KP-LM	363.7900	367.5090	116.4690	116.4690
KP-F	2127.9710	2082.9440	104.7370	104.7370
样本数	87920	86811	86811	86811

现有研究在体现式技术进步上进一步演化出偏向性技术进步的概念,二者都可以用来阐释技术进步对某种要素( $Z$ )边际产出的影响。体现式技术进步通过改善 $Z$ 要素的质量而提高其边际产出,偏向性技术进步的含义更侧重要素之间边际产出的比较,即更有利于哪种要素边际产出的增加(Acemoglu et al., 2002)。杨振兵等(2016)进一步指出,偏向技术进步重点突出要素边际产出的变化,反映的是要素边际产出增长率的差异,甚至可以认为偏向性技术进步是影响要素替代的重要因素(王班班和齐绍洲, 2014),是体现式技术进步的一个反映。为了进一步验证资本体现式进步的存在,以及结论的稳健性,本文从偏向技术进步角度进行佐证,采用随机前沿分析(SFA)方法测算技术偏向指数( $Bias$ ),同时,用要素投入比例来间接衡量技术进步的偏向性(陈登科, 2020),在此选择资本对能源替代指标( $KE$ )予以反映<sup>①</sup>。表6第(7)列回归结果表明,制造业集聚显著加剧技术偏向,表6第(8)列结果表明制造业集聚显著提高了资本对能源的替代,技术进步具有资本偏向性。

① 相关公式推导以及回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

林伯强和杜克锐(2013)研究发现,2000—2010年中国能源生产率或单要素能源效率的提高主要依赖于资本对能源的替代,劳动能源比的下降阻碍了能源生产率的提升。本文实证同样发现,样本期内在制造业集聚的作用下,企业扩大了资本对能源的替代,由于技术进步长期的资本偏向特征,不利于企业在能源技术进步上的研发投入,阻碍了全要素能源效率改进。

### 2. 中性技术进步

本文基于超越对数函数测算中性技术进步(Shao et al., 2016)。沿用式(10)超越对数函数的设定,得到中性技术进步的测算公式:

$$NA = b_t + b_u \times t \tag{11}$$

表7第(1)列结果显示,制造业集聚对企业中性技术进步并未产生显著影响<sup>①</sup>。理论分析看,集聚应该具有创新的溢出效应,但实证结果却受样本和样本期等因素的影响。唐未兵等(2014)认为在一定时期内和一定条件下,技术创新并不必然导致技术进步,或是从技术创新到生产能力形成的中间环节存在不确定性,或是技术创新本身程度不力。为此,本文进一步从专利质量角度深入剖析制造业集聚对企业中性技术进步的真正影响。

表7 制造业集聚对中性技术进步的影响估计

变量	(1)	(2)	(3)
	NA	专利质量	
		均值法	中位数法
MA	-0.0001 (0.0004)	0.0019 (0.0118)	0.0097 (0.0124)
控制变量	是	是	是
行业×年份效应	否	是	是
省份×年份效应	是	是	是
KP-LM	391.4180	354.7380	354.7380
KP-F	2039.3410	1189.9690	1189.9690
样本数	86811	91289	91289

注:第(1)列已控制行业固定效应。

仅以专利申请量衡量技术创新水平,则中国长期居于世界首位(陈强远等, 2020)。不过,有研究认为,在某些发展阶段这些技术创新只是数量上的激增,在质量上却未跟进,甚至存在以外观设计专利注水等策略性创新行为(龙小宁和张靖, 2021),也就是技术创新整体实力落后,尤其是以发明专利衡量的高质量创新较少(陈强远等, 2020)。制造业集聚对企业中性技术进步未起到显著作用,可能原因是制造业集聚未能从根本上提高企业专利质量,因此有必要进一步考察制造业集聚对企业专利质量的影响。专利质量的测算借鉴已有研究(张杰和郑文平, 2018),采用知识宽度予以测度,其本质是基于专利所含知识复杂性和广泛性来体现质量,专利复杂度越高、广泛性越大、涉及知识面越广,越难以被模仿和替代。具体测算方法参考张杰和郑文平(2018),其中,以均值法为基准,以中位数法作为稳健性检验。将企业专利质量指标对制造业集聚进行回归,结果见表7第(2)、(3)列,回归结果显示,制造业集聚并没有显著提升企业专利质量。可以认为,样本期内制造业集聚并未显著提升企

<sup>①</sup> 考虑结果的稳健性,参考已有研究,将专利授权量作为中性技术进步的代理指标,以进行稳健性检验。研究发现,制造业集聚对以专利授权量表征的中性技术进步并未产生显著影响,回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

业高水平创新,这是集聚对企业中性技术进步无显著作用的关键原因。

机制分析表明,制造业集聚对于企业中性技术进步并没有显著影响,没有带来企业专利质量的实质性改进,同时,制造业集聚促进了资本体现式技术进步,抑制了能源体现式技术进步,加剧了资本相对能源要素技术进步的偏向。综上,制造业集聚未能显著提升企业中性技术进步、抑制企业能源体现式技术进步,加剧资本相对能源要素技术进步的偏向,不利于企业全要素能源效率的改进。

## 七、结论与启示

能源是经济发展的基本动力,中国正处于转向经济高质量发展的关键爬坡阶段,能源消费总量仍会持续增长一段时期,因此,改进企业能源效率是推动经济高质量发展的重要内容。相应地,讨论制造业集聚对企业能源效率的影响,以及技术进步在其中所发挥的作用,对于有序推进“双碳”工作、推动经济高质量发展,具有重要的现实意义。本文改进了两步随机前沿模型,基于2001—2007年中国工业企业数据库与工业企业污染排放数据库合并数据,对企业全要素能源效率进行测算,采用Bartik方法构建城市层面的外部需求作为工具变量,识别了制造业集聚对企业全要素能源效率的影响。实证发现,样本期内制造业集聚抑制了企业全要素能源效率的改进,原因在于制造业集聚并没有带来中性技术进步,还抑制了能源体现式技术进步,本文进一步从专利质量、技术进步偏向性上给出了合理解释。

基于以上结论,本文得到如下政策启示:①重视企业全要素能源效率的提升。长期以来,因其简单直观,单要素能源效率这一指标受到政策青睐,万元GDP能耗(即能源生产率的倒数)被列为经济社会发展的约束性指标,而本文测算并发现了样本期内企业单要素能源效率和全要素能源效率的演变分化,并且,基于全要素能源效率测算能够清晰发现各个行业的节能降碳潜力,便于找寻政策着力方向。应该深刻认识到,单要素能源效率和全要素能源效率显著不同,强化单要素能源效率指标并不必然带来全要素能源效率指标的改进,以及促进企业资源要素配置优化。因此,需要充分认识“双碳”工作对高质量发展的支撑和引领作用,全面认识全要素能源效率改进在有序推进“双碳”工作中的重要性,否则极有可能出现趋势误判、结论相悖、政策建议相左的情况。②夯实高质量发展的企业微观基础。有序推进“双碳”工作,需要夯实高质量发展的企业微观基础,切实改进企业全要素能源效率。本文实证发现,样本期内制造业集聚没有显著带来中性技术进步,也没有带来企业全要素能源效率的提升,而且企业还通过资本对能源的替代,进一步强化了资本体现式技术进步。然而,这会加速资本报酬递减,仍不是内涵式发展,也不是高质量发展。只有经济集聚带来了企业中性技术进步或能源体现式技术进步,才能切实改进企业全要素能源效率,才能最终实现能源消费和经济发展的脱钩,确保“双碳”目标的实现。立足新发展阶段,发挥经济集聚的作用,不能只是关注其对经济增长的带动,还要关注其对企业全要素能源效率的改进,夯实高质量发展的微观基础。③切实推动绿色低碳技术取得重大突破。新发展阶段中国生产函数正在发生变化,经济发展的要素条件、组合方式、配置效率也随之发生改变,技术进步方向也随着要素积累情况而发生变化,要深刻认识推进实现“双碳”目标对中国科技创新和技术进步的重大机遇和推动作用。本文实证发现,样本期内制造业集聚抑制了能源体现式技术进步。从全球看,能源技术突破是破解能源短缺、应对气候变化的关键,各国都在加大研发投入、资金扶持、税收减免甚至财政补贴。近些年,中国在能源技术领域不乏巨额资金投入,然而,能源技术尚没有取得突破性进展,节能技术和设备还需要更多的创新与推广,从而带动更多制造业企业提升全要素能源效率。有序推进“双碳”工作,要立足



富煤贫油少气的基本国情,重视清洁煤技术等化石燃料技术的研发投资,持续加大新能源技术的研发投入,抓住推进“双碳”工作所创造的工业发展新机遇,切实推动绿色低碳技术取得重大突破,抢占全球绿色发展和低碳竞争的制高点。<sup>④</sup>关注实现“双碳”目标的区域差异化路径。转向经济高质量发展阶段,仍然需要鼓励更多经济活动聚集在沿海沿边城市或区域中心城市。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》提出,要保持制造业比重基本稳定,巩固壮大实体经济根基,就需要深入推动制造业的空间集聚。本文异质性分析表明,制造业集聚程度低于一定水平,集聚对企业全要素能源效率的作用显著为负,而当集聚程度越过特定水平,这种负向作用就变得不再显著,因此,需要进一步强化制造业集聚,推动制造业转型升级和高端集聚,尽量降低、减少集聚过程中产生的环境污染、资源紧缺等拥挤效应,充分释放集聚所带来的知识溢出、技术创新、风险分担等集聚效应。

囿于数据可得性,本文只是基于2001—2007年中国微观企业数据实证检验了制造业集聚对企业全要素能源效率的影响,以及两类技术进步所发挥的作用。随着样本期的延长和数据的丰富与扩大,实证检验还会有更多的发现,未来还需要甄别制造业集聚的形成动因和类型,以及深入分析制造业集聚对碳排放效率、绿色全要素生产率等的影响。

#### 〔参考文献〕

- [1] 蔡昉. 生产率、新动能与制造业——中国经济如何提高资源重新配置效率[J]. 中国工业经济, 2021, (5): 5-18.
- [2] 陈登科. 贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据[J]. 经济研究, 2020, (12): 98-114.
- [3] 陈建军, 黄洁, 陈国亮. 产业集聚间分工和地区竞争优势——来自长三角微观数据的实证[J]. 中国工业经济, 2009, (3): 130-139.
- [4] 陈强远, 林思彤, 张醒. 中国技术创新激励政策: 激励了数量还是质量[J]. 中国工业经济, 2020, (4): 79-96.
- [5] 陈钊, 陈乔伊. 中国企业能源利用效率: 异质性、影响因素及政策含义[J]. 中国工业经济, 2019, (12): 78-95.
- [6] 范剑勇, 冯猛, 李方文. 产业集聚与企业全要素生产率[J]. 世界经济, 2014, (5): 51-73.
- [7] 林伯强. 碳中和进程中的中国经济高质量增长[J]. 经济研究, 2022, (1): 56-71.
- [8] 林伯强, 杜克锐. 我国能源生产率增长的动力何在——基于距离函数的分解[J]. 金融研究, 2013, (9): 84-96.
- [9] 林毅夫, 任若恩. 东亚经济增长模式相关争论的再探讨[J]. 经济研究, 2007, (8): 4-12.
- [10] 龙小宁, 张靖. IPO与专利管理: 基于中国企业的实证研究[J]. 经济研究, 2021, (8): 127-142.
- [11] 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.
- [12] 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.
- [13] 宋冬林, 王林辉, 董直庆. 资本体现式技术进步及其对经济增长的贡献率(1981—2007)[J]. 中国社会科学, 2011, (2): 91-106.
- [14] 苏丹妮, 盛斌. 产业集聚、集聚外部性与企业减排——来自中国的微观新证据[J]. 经济学(季刊), 2021, (5): 1793-1816.
- [15] 唐未兵, 傅元海, 王展祥. 技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J]. 经济研究, 2014, (7): 31-43.
- [16] 王班班, 齐绍洲. 有偏技术进步、要素替代与中国工业能源强度[J]. 经济研究, 2014, (2): 115-127.
- [17] 魏楚, 沈满洪. 能源效率及其影响因素: 基于DEA的实证分析[J]. 管理世界, 2007, (8): 66-76.
- [18] 习近平. 习近平谈治国理政(第四卷)[M]. 北京: 外文出版社, 2022.
- [19] 杨振兵, 邵帅, 杨莉莉. 中国绿色工业变革的最优路径选择——基于技术进步要素偏向视角的经验考察[J]. 经济学动态, 2016, (1): 76-89.
- [20] 张川川. “中等教育陷阱”? ——出口扩张、就业增长与个体教育决策[J]. 经济研究, 2015, (12): 115-127.

- [21]张杰,郑文平. 创新追赶战略抑制了中国专利质量么[J]. 经济研究, 2018,(5):28-41.
- [22]张平淡,屠西伟. 制造业集聚对绿色经济效率的双边影响[J]. 经济理论与经济管理, 2021,(11):35-53.
- [23]张勇,古明明. 再谈中国技术进步的特殊性——中国体现式技术进步的重估[J]. 数量经济技术经济研究, 2013,(8):3-19.
- [24]郑江淮,荆晶. 技术差距与中国工业技术进步方向的变迁[J]. 经济研究, 2021,(7):24-40.
- [25]朱沛华,陈林. 工业增加值与全要素生产率估计——基于中国制造业的拟蒙特卡洛实验[J]. 中国工业经济, 2020,(7):24-42.
- [26]Acemoglu, D. Directed Technical Change[J]. *Review of Economic Studies*, 2002, 69(4):781-809.
- [27]Borusyak, K., P. Hull, and X. Jaravel. Quasi-Experimental Shift-Share Research Designs[J]. *Review of Economic Studies*, 2022, 89(1):181-213.
- [28]Ghali, K. H., and M. I. T. El-Sakka. Energy Use and Output Growth in Canada: A Multivariate Cointegration Analysis[J]. *Energy Economics*, 2004, 26(2):225-238.
- [29]Goldsmith-Pinkham, P., I. Sorkin, and H. Swift. Bartik Instruments: What, When, Why, and How[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(8):2586-2624.
- [30]Gong, B. New Growth Accounting[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2020, 102(2):641-661.
- [31]Greenwood, J., Z. Hercowitz, and P. Krusell. Long-Run Implications of Investment-Specific Technological Change[J]. *American Economic Review*, 1997, 87(3):342-362.
- [32]Hailu, A., and T. S. Veeman. Environmentally Sensitive Productivity Analysis of the Canadian Pulp and Paper Industry, 1959-1994: An Input Distance Function Approach [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2000, 40(3):251-274.
- [33]Han, F., R. Xie, and J. Fang. Urban Agglomeration Economics and Industrial Energy Efficiency[J]. *Energy*, 2018, 162:45-59.
- [34]Hu, J. L., and S. C. Wang. Total-Factor Energy Efficiency of Regions in China[J]. *Energy Policy*, 2006, 34(17):3206-3217.
- [35]Li, K., and B. Lin. How to Promote Energy Efficiency through Technological Progress in China[J]. *Energy*, 2018, 143:812-821.
- [36]Liang, T., Y. J. Zhang, and W. Qiang. Does Technological Innovation Benefit Energy Firms' Environmental Performance? The Moderating Effect of Government Subsidies and Media Coverage[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.121728>, 2022.
- [37]Liu, H., Z. Zhang, T. Zhang, and L. Wang. Revisiting China's Provincial Energy Efficiency and its Influencing Factors[J]. *Energy*, <https://doi.org/10.1016/j.energy.2020.118361>, 2020.
- [38]Proskuryakova, L., and A. Kovalev. Measuring Energy Efficiency: Is Energy Intensity a Good Evidence Base[J]. *Applied Energy*, 2015, 138:450-459.
- [39]Shao, S., R. Luan, Z. Yang, and C. Li. Does Directed Technological Change Get Greener: Empirical Evidence from Shanghai's Industrial Green Development Transformation[J]. *Ecological Indicators*, 2016, 69:758-770.
- [40]Tabellini, M. Gifts of the Immigrants, Woes of the Natives: Lessons from the Age of Mass Migration[J]. *Review of Economic Studies*, 2020, 87(1):454-486.
- [41]Tanaka, K., and S. Managi. Industrial Agglomeration Effect for Energy Efficiency in Japanese Production Plants[J]. *Energy Policy*, <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2021.112442>, 2021.
- [42]Wang, Y., and J. Wang. Does Industrial Agglomeration Facilitate Environmental Performance: New Evidence from

- Urban China[J]. *Journal of Environmental Management*, <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2019.07.015>, 2019.
- [43] You, J., and W. Zhang. How Heterogeneous Technological Progress Promotes Industrial Structure Upgrading and Industrial Carbon Efficiency? Evidence from China's Industries[J]. *Energy*, <https://doi.org/10.1016/j.energy.2022.123386>, 2022.
- [44] Young, A. Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period[J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111(6):1220–1261.
- [45] Zhang, J., Y. Chang, L. Zhang, and D. Li. Do Technological Innovations Promote Urban Green Development? A Spatial Econometric Analysis of 105 Cities in China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 182:395–403.
- [46] Zhang, N., and M. Zhou. The Inequality of City-Level Energy Efficiency for China[J]. *Journal of Environmental Management*, <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2019.109843>, 2020.
- [47] Zhao, H., and B. Lin. Will Agglomeration Improve the Energy Efficiency in China's Textile Industry: Evidence and Policy Implications[J]. *Applied Energy*, 2019, 237:326–337.
- [48] Zhou, P., B. W. Ang, and D. Q. Zhou. Measuring Economy-Wide Energy Efficiency Performance: A Parametric Frontier Approach[J]. *Applied Energy*, 2012, 90(1):196–200.

## Manufacturing Agglomeration, Technological Progress and Enterprise Total Factor Energy Efficiency

ZHANG Ping-dan, TU Xi-wei

(Business School, Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

**Abstract:** Improving enterprise total factor energy efficiency (TFEE) is an important way to solve the problem of energy shortage and environmental pollution, and to achieve carbon peak and carbon neutrality targets. This paper improves the double stochastic meta-frontier model, calculates the TFEE of enterprises based on the combined data of China's industrial enterprises and pollution emissions from 2001 to 2007, uses the Bartik method to construct the external demand at the urban level as an instrumental variable, and carefully discriminates the impact of manufacturing agglomeration on the TFEE of enterprises. It is found that manufacturing agglomeration inhibits the TFEE of enterprises in the sample period, and this conclusion is still valid after a series of robustness tests. Heterogeneity analysis shows that manufacturing agglomeration has a stronger inhibitory effect on the energy efficiency of export enterprises, state-owned enterprises and enterprises in low agglomeration level areas. Mechanism analysis shows that manufacturing agglomeration does not bring enterprise neutral technological progress, nor will it bring significant improvement in the quality of enterprise patents. Moreover, manufacturing agglomeration inhibits the energy-embodied technological progress, promotes the capital-embodied technological progress, and intensifies the technology-progress bias of capital relative to energy. This study has important practical significance for steadily and orderly promoting the “double carbon” work in the process of high-quality economic development, effectively improving the TFEE of enterprises, and consolidating the micro foundation of high-quality development.

**Keywords:** total factor energy efficiency; manufacturing agglomeration; technological progress; double stochastic meta-frontier model; carbon peak and neutrality targets

**JEL Classification:** O13 R11 D21

[责任编辑:李鹏]