

引用格式:孙可弼,周冯琦,尚勇敏.技术进步对中国火力发电部门要素偏向与能源强度的影响[J].资源科学,2022,44(6):1119-1137. [Sun K G, Zhou F Q, Shang Y M. Impact of technological progress on factor bias and energy intensity of China's thermal power generation sector[J]. Resources Science, 2022, 44(6): 1119-1137.] DOI: 10.18402/resci.2022.06.03

技术进步对中国火力发电部门要素偏向与能源强度的影响

孙可弼,周冯琦,尚勇敏

(上海社会科学院生态与可持续发展研究所,上海 200020)

摘要:在碳达峰、碳中和的背景下,中国电力部门的碳减排一方面依赖于能源结构的优化,另一方面也需要火力发电部门能源强度的降低。本文基于中国火力发电企业层面数据,在超越对数成本函数的框架中纳入企业研发投入、外商直接投资、环境规制3种技术进步来源,采用似不相关回归法估计成本函数系数,进而估算要素替代弹性,分析不同来源技术进步对要素投入及能源强度的影响,讨论技术进步的要​​素偏向性。研究结论发现:①企业研发投入、外商直接投资的技术溢出效应带来显著的中性技术进步和要素节约,均对能源强度下降有显著贡献;相较于东部企业和大型企业,中西部企业、小型企业的技术进步效应较弱。②环境规制主要通过设备更新等直接效应实现能源偏向性技术进步,而通过企业研发投入的间接机制实现技术进步的影响并不显著。因此,有必要通过促进创新成果推广应用、建设区域间企业交流合作平台、完善环境规制政策组合等措施,激励不同来源技术进步对中国火力发电行业能源要素节约、能源强度下降的作用。

关键词:火力发电部门;中性技术进步;有偏技术进步;要素偏向;能源强度;似不相关回归

DOI: 10.18402/resci.2022.06.03

1 引言

自2002年中国电力部门打破垂直一体化结构以来,发电与输配电环节分离、发电侧引入竞争机制,中国发电部门规模迅速增长,2020年发电装机容量达到220万MW,总发电量为77.79亿MW·h,其中火力发电机组装机容量和发电量分别占总量的56.58%和68.52%。发电部门化石能源消费总量大,是中国碳排放的主要源头之一,根据IPCC碳排放清单估算,2019年中国电力、热力生产和供应业碳排放总量约占全国碳排放总量的47%。2020年12月气候雄心峰会上,中国承诺2030年碳排放强度较2005年下降65%以上,该目标的完成有赖于能源结构调整、可再生能源比例提升,其中传统火力发电部门能源强度的下降也是关键^[1]。

技术进步是发电能源强度下降、能源效率提升的关键。对于技术进步的来源,首先,学术界和电力工业部门长期关注企业研发的重要性,2002—2019年,中国电力部门规模以上工业企业年度R&D内部支出从25.46亿元上升到113.05亿元,但同期内工业销售产值增长近10倍,表明电力行业的研发投入力度仍然不足^①。其次,随着经济全球化发展,中国发电部门逐步对外开放,外商直接投资也成为发电企业技术进步来源之一。为了应对早期的电力短缺,自1985年中国放开发电投资,允许私有部门和外商投资者进入发电市场,2002年电力、热力生产和供应业(规模以上企业)中国港澳台地区 and 外商资本金占行业实收资本的8.4%,2002—2019年间中国港澳台地区 and 外商资金规模以年均4.79%的

收稿日期:2021-12-24;修订日期:2022-04-29

基金项目:上海市哲学社会科学规划青年课题(2021EJL001);上海社会科学院重大系列课题(2022ZD021)。

作者简介:孙可弼,女,江苏泰州人,助理研究员,研究方向为能源与环境经济学。E-mail: sunkege@126.com

① 根据《中国科技统计年鉴》《中国统计年鉴》电力、热力生产和供应业(规模以上工业企业)R&D内部支出、工业销售产值数据计算。

速度上升^②。最后,环境规制倒逼企业提升效率,也是发电企业技术进步的潜在来源之一。火力发电作为中国污染物排放的主要工业部门之一,是大气污染物、温室气体源头控制的重点对象,针对火力发电部门的环境规制政策丰富,如“十一五”期间环保部等部门针对火力发电行业发布了污染物排放标准、二氧化硫治理规划;“十三五”期间国家发改委着力建立旨在控制发电部门碳排放总量的全国发电行业碳市场,等。

那么中国火力发电部门不同来源的技术进步是否引起了生产要素的节约、是否偏向于节约能源要素和降低能源强度,是一个值得研究的问题。中国电力部门自2002年开始体制改革,但电价市场化程度仍然较低,上游化石能源价格上涨导致的一部分成本提高不能及时传导至下游电价,必须由发电企业内部消化,因此火力发电企业存在通过研发投入等渠道实现节约能源的动机。其次,环境规制强度的提升也增加了火力发电企业使用化石能源的成本,存在倒逼企业降低能源强度、以资本等其他要素替代化石能源要素投入的机制。从2007年国务院发布《关于加快关停小火电机组若干意见的通知》至今,各级政府部门坚持“上大压小、增优汰劣”的原则,引导发电厂以能效相对较高的大机组替代高耗能、高排放的小机组,以资本投入替代能源投入,实现节能减排目标,因此火力发电企业随时间趋势将趋向于资本密集型、能源节约的要素投入结构。

鉴于此,本文基于中国火力发电部门的历史数据,研究企业研发投入、外商直接投资、环境规制3种不同来源技术进步效应对中国发电企业的能源要素节约偏向与能源强度的影响,并区分中性技术进步与有偏技术进步对能源强度的影响,判断不同来源技术进步的能源要素偏向性。本文可能的创新点与边际贡献在于:基于企业层面数据,分析不同来源技术进步效应对中国发电部门能源强度的影响,尤其考虑了环境规制的有偏技术进步效应,拓展了技术进步对中国发电部门能源强度影响的实证研究;在“碳达峰、碳中和”背景下,研究不同来源技术进步对中国电力部门能源强度下降的影响、判别不同来源技术进步的能源要素节约偏向性,对

于电力部门的能源节约、低碳发展政策制定具有参考意义。

2 文献综述

在技术进步对能源强度的影响方面,多数研究通过指数或结构分解模型分析技术进步对能源强度变化的贡献程度^[2,3],或基于计量回归研究技术进步指标对能源强度的影响^[4,5]。上述研究均没有细究技术进步影响能源强度的内在机制。事实上,技术进步通过两种渠道影响能源强度:①技术进步引起单位产出资本、劳动力、能源要素投入的同比例下降,称为中性技术进步;②偏向能源的技术进步引起其他要素对能源要素投入的替代,称为有偏技术进步。Atkinson等^[6]指出在一种要素价格相对上升的非均衡状态下,企业将有动机通过研发投入等途径实现其他要素对该要素的替代,从而产生偏向该要素节约的技术进步;反之,技术进步将只能引起边际要素生产率的同步提升,即产生中性技术进步。中国工业部门通过价格体制改革以实现资源配置效率提升是一个不断打破均衡、再回到均衡状态的过程,一些实证研究表明中国工业部门存在偏向能源节约的技术进步^[7]。

现有文献关于中性技术进步效应对能源强度影响的研究通常基于在传统中性技术进步模型中纳入能源要素展开。陈诗一等^[8]将能源要素纳入全要素生产率估计的框架,基于“反事实”研究法的结果表明,如果按照传统中性技术进步模型,仅考虑资本和劳动力要素,将会低估中国资源配置的扭曲程度,从而强调能源要素在中性技术进步效应评估中的重要性。Guo等^[9]也基于这一思想,在纳入能源要素的生产技术框架中估计全要素生产率,进而分析中性技术进步效应的影响。Pan等^[10]则基于面板平滑过渡回归(PSTR)方法研究研发投入强度等因素对中国省级能源强度的影响。这类研究的前提假设是技术进步引起能源要素与资本、劳动力等其他要素生产率的同比例上升,相对于有偏技术进步框架的研究是一个较强的约束条件。

关于有偏技术进步效应对能源强度的影响的研究按照研究方法可以分为两类:①基于计量回归模型直接分析偏向能源要素节约的技术进步变量对能源强度的影响^[11],但这类研究对于技术进步的

② 根据《中国统计年鉴》电力、热力生产和供应业(规模以上工业企业)实收资本金计算。

2022年6月

要素偏向性大多基于先验假设。②基于生产函数或对偶成本函数的参数估计,在要素替代弹性分析框架下,分解中性技术进步效应和有偏技术进步效应对能源强度的影响。许多研究利用这一方法,基于行业或省级层面数据分析中国工业或区域的有偏技术进步。例如,Lin等^[12]基于省级面板数据,在超越对数生产函数和非参数DEA模型框架下,分析中国有色金属行业的有偏技术进步;张意翔等^[13]基于省级层面数据,在CES生产函数的框架下,分析了产权结构对中国能源强度影响的区域异质性;余东华等^[14]基于企业层面数据,在CES生产函数的框架下,分析中国制造业的有偏技术进步及其与全要素生产率的关系;李太龙等^[15]基于行业面板数据,在超越对数成本函数的框架下,分析中国制造业的有偏技术进步及其对能源强度的影响。这些研究基于生产函数或成本函数框架进行估计,Fisher-Vanden等^[16]指出选择生产函数或成本函数的区别在于,前者假设要素投入为外生,而后者假设要素价格为外生。对于企业层面的研究,要素投入内生、要素价格外生是较为合理的假设,因此本文基于超越对数成本函数,分析中国发电企业不同来源技术进步的要 素偏向性,及其对能源强度的影响。

在企业技术进步的来源方面,现有研究通常考虑企业内部研发创新和技术引进、国际贸易或外商直接投资的技术溢出效应等渠道^[17,18]。一些关于有偏技术进步的研究也考虑了多种技术进步来源,如R&D投资、FDI与进出口贸易的技术溢出效应^[19-21],但较少研究在有偏技术进步框架下考虑环境规制的影响。在实证研究方面,环境规制的技术进步效应是不可忽视的^[22,23]。在理论研究方面,波特假说指出环境规制通过激励企业创新产生技术进步效应^[24],Ambec等^[25]则进一步指出波特假说效应的内在机制在于倒逼企业克服组织惰性、从而提升效率。另一些学者则认为环境规制通过更为直接的途径产生技术进步效应:①环境规制激励企业资本周转率提升、设备更新,从而提升生产效率^[26];②环境规制激励企业投资并引进国外先进环保技术,从而获得技术溢出效应^[27]。此外,环境规制还可能存 在偏向于能源节约的技术进步效应。Quevedo等^[28]的研究表明,命令控制型、经济激励型的环境规制政策能够通过促进能源节约型技术的使用,实现能

源偏向型技术进步。王林辉等^[29]基于中国省级层面的实证研究表明,严格的环境规制能够促进技术进步偏向于能源节约。在发电行业,Hancevic等^[30]、吴力波等^[31]的研究分别表明环境规制激励了美国、中国发电企业降低煤耗率。鉴于此,本文考虑研发投入、外商直接投资、环境规制3种不同渠道技术进步来源对中国发电企业的中性技术进步和有偏技术进步的影响,分析各种技术进步来源的要素偏向性。

3 理论模型

本文分析不同来源技术进步对中国火力发电企业要素投入、能源强度的影响,首先需要厘清火力发电企业技术进步的来源。企业技术进步的实现有两种主要途径:①企业自主创新行为引起的技术进步,包括通过研发支出实现的发明和创新应用、通过购买行为引进的外部创新技术;②企业非自主创新行为引起的技术进步,例如引进外资、进出口贸易过程中获得的技术溢出效应,环境规制下设备优化升级产生的效率提升和技术进步,以及企业 管理和生产经验积累带来的技术进步。前者通过R&D经费支出实现,而后者则不涉及研发创新支出。中国火力发电企业的技术进步主要来自于企业内部通过研发投入进行的基础、应用、试验研究,但通过其他非自主创新渠道获得的技术进步也是不可忽略的。首先,已有文献证明,企业引进外商投资和进出口过程中能够接触到外部技术,通过学习和模仿获得技术溢出效应^[32],中国发电部门较少参与国际贸易活动,近年来电力与热力供给行业的出口交货值均不到当年工业销售产值的1%,因此在模型中仅考虑FDI的技术溢出效应。其次,基于前文的综述,环境规制对企业存在直接的技术进步效应(通过设备更新、引进环保设施等途径实现)和间接的技术进步效应(通过激励企业研发创新等中介途径实现)。此外,Acemoglu等^[33]还指出环境规制不仅引起企业技术进步,而且在要素替代性足够强的前提下,这种技术进步是偏向于能源节约、环境可持续发展的。最后,中国火力发电企业非自主技术进步还有可能来自企业随时间积累的生产和管理经验,本文也在模型中加入时间变量,控制这一效应对企业技术进步和能源强度的影响。

在图1所示的理论框架下构建模型。其中,企

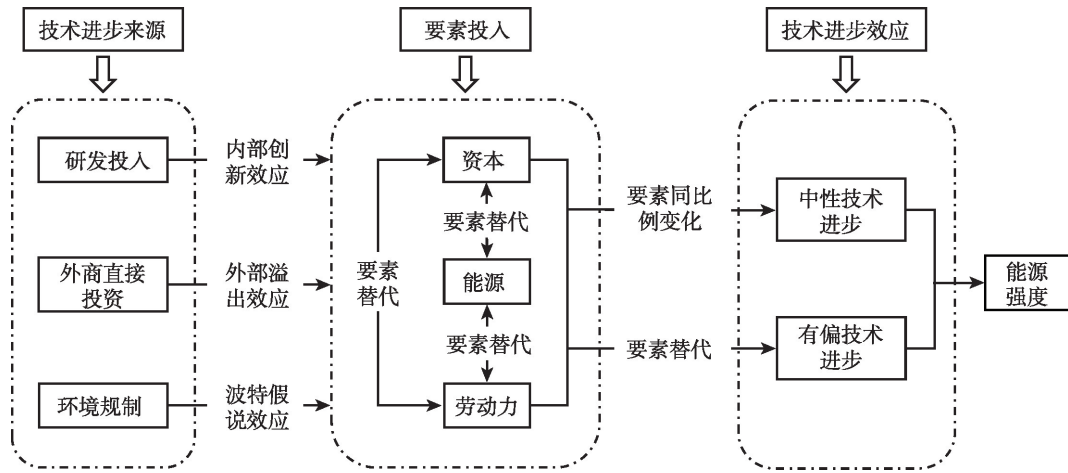


图1 技术进步对火力发电企业能源强度的影响渠道

Figure 1 Influencing channels of technological progress on energy intensity of thermal power generation enterprises

业研发投入(R&D)、外商直接投资(FDI)、环境规制分别发挥企业内部创新效应、外部技术溢出效应、波特假说效应,通过中性技术进步和有偏技术进步两种渠道实现对能源强度的影响。

3.1 有偏技术进步超越对数成本函数

超越对数成本函数具有较高灵活性,对要素替代弹性没有约束性假设,且能够分解中性技术进步和有偏技术进步的影响,因此,本文构建包含中性技术进步、有偏技术进步的超越对数成本函数,要素投入包括资本、劳动力、能源,考虑R&D、FDI和环境规制3种技术进步来源。模型构成如下:

$$\ln TC = \alpha_0 + A(\ln p_i, \ln y) + B(\ln x_m, t) + C(\ln p_i, \ln x_m) + D(\ln p_i, t) \quad (1)$$

式中: TC 为总成本; p_i 为要素投入 i 的价格, $i=k, l, f$ 分别为资本、劳动力、能源要素; x_m 为技术进步来源 m ($m=rd, fdi, ds$) 的程度值,其中, x_{rd} 表示R&D; x_{fdi} 表示FDI; x_{ds} 表示环境规制; t 为时间趋势项; y 为发电量; α_0 为常数项; $A(\cdot)$ 为超越对数成本函数的基本部分; $B(\cdot)$ 为中性技术进步对总成本的影响; $C(\cdot)$ 为R&D、FDI、环境规制带来的有偏技术进步影响; $D(\cdot)$ 为时间趋势项带来的有偏技术进步影响。 $A(\cdot)$ 、 $B(\cdot)$ 、 $C(\cdot)$ 、 $D(\cdot)$ 的具体形式为:

$$A(\cdot) = \sum_i \alpha_i \ln p_i + \sum_j \sum_i \frac{1}{2} \alpha_{ij} \ln p_i \ln p_j + \alpha_y \ln y + \sum_i \gamma_{yi} \ln y \ln p_i \quad (2)$$

$$B(\cdot) = \sum_m \beta_m \ln x_m + \beta_t t + \sum_m \beta_{tm} \cdot t \cdot \ln x_m \quad (3)$$

$$C(\cdot) = \sum_m \sum_i \gamma_{mi} \cdot \ln x_m \cdot \ln p_i \quad (4)$$

$$D(\cdot) = \sum_i \theta_{ti} \cdot t \cdot \ln p_i \quad (5)$$

式中: 下标 $i, j=k, l, f$; α_i 、 α_{ij} 、 α_y 、 γ_{yi} 、 β_m 、 β_t 、 β_{tm} 、 γ_{mi} 、 θ_{ti} 为超越对数成本函数的待估计参数。根据谢泼德引理 (Sheppard's Lemma), 由式(1)–(5)可得要素比例方程为:

$$s_i = \frac{\partial \ln TC}{\partial \ln p_i} = \alpha_i + \sum_j \alpha_{ij} \ln p_j + \gamma_{yi} \ln y + \sum_m \gamma_{mi} \ln x_m + \theta_{ti} \cdot t \quad (6)$$

式中: 当 $i=k, l, f$ 时, s_i 分别为资本、劳动力、能源要素投入比例。成本超越对数函数的对称性和一次齐次性质要求式(1)、(2)中的系数满足一定条件: $\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$, $\sum_i \alpha_i = 1$, $\sum_i \alpha_{ij} = 0$, 且 $\sum_i \alpha_{yi} = 0$ 。

式(1)–(6)、对称性条件和齐次性条件共同组成了超越对数形式的成本函数方程体系,在式(1)–(6)后加入白噪声项后,通过似不相关回归 (Seemingly-unrelated Regression, SUR) 方法估计参数。式(6)中资本、劳动力、能源要素比例方程的因变量总和为1,估计参数时需要删除一个要素比例方程,本文删除资本要素比例方程进行估计。此外,由于Hausman检验的结果表明,企业面板数据存在固定效应,因此在似不相关回归中通过增加个体虚拟变量控制个体固定效应。

现有基于中国工业企业层面的研究表明,企业效率、技术进步随企业规模、所在地区、所有制不同而呈现异质性^[34,35]。因此,将对分组样本作敏感性

2022年6月

分析,分组标准如下:①企业规模:以样本中火力发电企业总装机容量50%分位点100 MW作为界限,规模<100 MW归类为小型,≥100 MW归类为大中型;②企业所在地区:参考国家统计局和“国民经济和社会发展第七个五年规划纲要”^③,划分为东、中、西部地区;③企业所有制:将国有投资占比>50%的企业归类为国有企业,将私人或集体投资占比>50%的企业归类为私营与集体企业,将中国港澳台地区与国外投资占比>50%的企业归类为外资企业,其他企业按照3类资本占比最大的类型判定。

对分组模型进行回归,比较不同类型的技术进步特征。在此之前,基于邹检验(Chow Test)方法进行组间系数差异显著性检验,在式(1)中加入规模、地区、所有制分类的虚拟变量,及其与技术进步来源 m 的交互项,检验不同规模、地区、所有制企业的中性技术进步和有偏技术进步回归系数结果是否有显著差异。回归方程如下:

$$\ln TC = \alpha_0 + A(\ln p_i, \ln y) + B(\ln x_m, t) + C(\ln p_i, \ln x_m) + D(\ln p_i, t) + E(D_n, \ln p_i, \ln x_m) \quad (7)$$

$$E(\cdot) = \sum_n \left(\sum_m \delta_{nm} \cdot D_n \cdot \ln x_m + \sum_m \delta_{nmi} \cdot D_n \cdot \ln x_m \cdot \ln p_i + \delta_n \cdot D_n \right) \quad (8)$$

式中: D_n 为虚拟变量(下标 $n=\text{large, east, central, soe, private}$), 分别当企业为100 MW以上规模($n=\text{large}$), 位于东部($n=\text{east}$)、中部($n=\text{central}$), 属于国有($n=\text{soe}$)、私营与集体($n=\text{private}$)时取1, 否则取0; δ_{nm} 、 δ_{nmi} 为虚拟变量与待检验变量交互项的待估计参数; δ_n 为虚拟变量的待估计参数。不同类型的企业的回归系数组间差异显著性取决于虚拟变量与待检验变量交互项的系数 δ 是否显著不等于0。

3.2 技术进步的影响分析

3.2.1 技术进步对要素投入与能源强度的影响

首先,根据谢泼德引理可得,要素投入需求 q_i 与总成本 TC 、要素投入比例 s_i 、要素价格 p_i 的关系式为:

$$\ln q_i = \ln TC + \ln s_i - \ln p_i \quad (9)$$

进而将式(1)–(5)代入式(9),并将 $\ln q_i$ 对 $\ln x_m$ 求导,得到不同来源的技术进步对要素投入需求 q_i 的影响为:

$$\frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln x_m} = \beta_m + \gamma_{mi}/s_i + \sum_j \gamma_{mj} \cdot \ln p_j + \beta_{im} \cdot t \quad (10)$$

式(10)表示 x_m 增加1%所带来的 q_i 变动的百分比。此外,将 $\ln q_i$ 对时间 t 求导得到要素需求随时间趋势而产生的变化:

$$\frac{\partial \ln q_i}{\partial t} = \beta_t + \theta_{ti}/s_i + \sum_j \theta_{ij} \cdot \ln p_j + \sum_m \beta_{im} \cdot \ln x_m \quad (11)$$

此外,由于模型中发电企业上网电量可以视为外生给定的变量,因此技术进步对能源强度的影响等同于技术进步对能源要素投入的影响,即当 $i=f$ 时,式(10)、(11)也表示技术进步对能源强度的影响: $\frac{\partial \ln(q_f/y)}{\partial \ln x_m} = \frac{\partial \ln q_f}{\partial \ln x_m}$, $\frac{\partial \ln(q_f/y)}{\partial t} = \frac{\partial \ln q_f}{\partial t}$ 。

根据式(9),不同来源的技术进步对要素投入需求的影响由总成本变化、要素价格变化、要素需求份额变化共同决定。这里假设要素价格由市场外生决定,因而要素价格变化的影响为0。因此,式(10)中 $\beta_m + \sum_j \gamma_{mj} \cdot \ln p_j + \beta_{im} \cdot t$ 是由总成本变化引起的要素投入需求变化;而 γ_{mi}/s_i 是由要素投入比例变化引起的要素投入需求变化。进而可以将式(10)分解为中性技术进步和有偏技术进步对要素投入需求的影响。其中, β_m 表示中性技术进步对要素投入需求的影响程度, $\gamma_{mi}/s_i + \sum_j \gamma_{mj} \cdot \ln p_j$ 则表示有偏技术进步对要素投入需求的影响程度。在式(11)要素投入对数值对时间趋势项求导的结果中, β_t 表示企业随时间累积的中性技术进步带来的要素投入需求变化, $\theta_{ti}/s_i + \sum_j \theta_{ij} \cdot \ln p_j$ 则表示企业随时间积累的有偏技术进步带来的要素投入需求变化。

3.2.2 技术进步的要 素偏向

当两种要素互为替代关系,且技术进步引起一种要素相对于另一种要素投入的下降,则称技术进步是偏向于前者的。根据 Morishima 替代弹性 (Morishima Elasticity of Substitution, MES) 的符号判断要素之间的替代与互补关系。

$$MES_{ij} = \frac{\partial \ln(q_i/q_j)}{\partial \ln p_j} = \eta_{ij} - \eta_{ji}, \text{ 且 } i \neq j \quad (12)$$

式中: η_{ij} 为要素 i 相对于要素 j 的交叉价格弹性,而

③ 东部包括北京、天津、辽宁、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部包括黑龙江、吉林、山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南;西部包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

η_{ij} 为要素 j 的自价格弹性。 $MES_{ij} > 0$ 表明要素 j 价格的上升会导致要素 i 投入的提高,表明要素 i 是要素 j 的替代品;相反, $MES_{ij} < 0$ 则表明要素 i 是要素 j 的互补品。根据式(9)对要素价格的对数求导可得 Morishima 替代弹性 MES_{ij} 为:

$$MES_{ij} = \alpha_{ij}/s_i - \alpha_{ji}/s_j + 1 \tag{13}$$

进而,根据式(10)、(11)可得不同来源技术进步对要素 i 与要素 j 的相对投入变化的影响为:

$$\frac{\partial \ln(q_i/q_j)}{\partial \ln x_m} = \gamma_{mi}/s_i - \gamma_{mj}/s_j \tag{14}$$

$$\frac{\partial \ln(q_i/q_j)}{\partial t} = \theta_{ti}/s_i - \theta_{tj}/s_j \tag{15}$$

如果两种要素之间为相互替代的关系,并且技术进步带来了要素 i 相对于要素 j 需求的下降($\frac{\partial \ln(q_i/q_j)}{\partial \ln x_m} < 0$, 或 $\frac{\partial \ln(q_i/q_j)}{\partial t} < 0$),则表明技术进步带来了要素 i 相对于要素 j 的节约,即技术进步是偏向前者的。

4 数据来源与统计描述

4.1 数据来源

基于工业企业数据库和《电力工业统计资料汇编》(以下简称《汇编》)数据匹配获得 2002—2012

年^④中国火力发电企业面板数据,共计 5508 个观测值。选择这一样本区间,一方面是由于两套相关数据的交集截至 2012 年;另一方面则是由于 2002—2012 年间中国火力发电部门的环境规制强度逐步提升,且以解决“酸雨”问题、脱硫脱硝为主要目标,在环境规制代理变量的选择上可以避免其他环境政策的影响。基于 2002—2012 年历史数据分析不同来源技术进步对中国火力发电企业要素偏向与能源强度影响的研究对现阶段仍有实践意义:一方面,2002 年电力市场改革后,中国发电行业尚未发生系统性变革,制度环境稳定,研究结论具有一定可持续性;另一方面,研究 R&D、FDI 和环境规制如何引起中国火力发电行业能源要素节约、能源强度变化,对于“双碳”背景下进一步优化政策组合、引导发电低碳转型具有一定政策借鉴意义。此外,为避免数据匹配造成样本损失从而影响结果,以及在更长时间区间内检验结果,整理了 2002—2019 年发电行业省级面板数据,对微观企业和宏观行业层面数据结果进行对比分析。数据来源详见表 1、表 2。

企业微观层面模型的变量构建和数据来源详见表 1。工业企业数据库中按照国民经济行业分类标准将企业细分到四位数行业代码,其中四位数代码 4411 为火力发电,包含企业基本信息和财务数

表 1 企业层面模型变量及数据来源

Table 1 Variable construction and data source of firm-level data model

变量符号	变量名称(单位)	指标/含义	数据来源
TC	总成本/万元	企业主营业务成本	工业企业数据库
p_k	资本价格	固定资产投资价格指数 \times (企业负债利息率+资本折旧率-固定资产投资价格指数变动率)	《中国统计年鉴》、工业企业数据库
p_l	劳动力价格/万元	电力、燃气及水的生产和供应业城镇单位就业人员年度平均工资	《中国统计年鉴》
p_f	能源价格	工业企业原料、燃料、动力购进价格指数	Wind 数据库
y	总产出/万 kW·h	企业年度总发电量	《电力工业统计资料汇编》
x_{rd}	研发投入/(万元/件)	研究开发费/当年获得、累计获得专利数	工业企业数据库、国泰安数据库/中国专利数据库
x_{fdi}	外商直接投资/万元	企业年度外商资本金与中国港澳台地区资本金之和	工业企业数据库
x_{ds}	环境规制/MW	企业脱硫设施装机容量	《全国投运燃煤机组脱硫设施清单》
t	时间趋势项	$t = \text{年份} - 2001$	—
s_k	资本要素份额/%	(工业增加值-本年应付工资总额-本年应付福利总额)/(工业增加值+中间投入)	工业企业数据库
s_l	劳动力要素份额/%	(本年应付工资额+本年应付福利总额)/(工业增加值+中间投入)	工业企业数据库
s_f	能源要素份额/%	100%-资本要素份额-劳动力要素份额	工业企业数据库

④ 工业企业数据库目前仅公布了 1998—2014 年期间的数据,而《中国电力工业统计资料汇编》2013 年未发布企业层面数据。

2022年6月

表2 省级层面模型变量及数据来源

Table 2 Variable construction and data source of provincial-level data model

变量符号	变量名称(单位)	指标/含义	数据来源
TC	总成本/亿元	省级电力、热力生产和供应业产品销售成本	《中国工业统计年鉴》
p_k	资本价格	固定资产投资价格指数 \times (省级电力行业负债利息率+资本折旧率-固定资产投资价格指数变动率)	《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》
p_l	劳动力价格/万元	省级电力、燃气及水的生产和供应业城镇单位就业人员年度平均工资	《中国统计年鉴》
p_f	能源价格	工业企业原料、燃料、动力购进价格指数	Wind数据库
y	总产出/亿kW·h	省级年度总发电量	《中国电力年鉴》
x_{rd}	研发投入/亿元	省级电力行业研究试验经费支出	《中国科技统计年鉴》
x_{fdi}	外商直接投资/亿元	省级电力、热力生产和供应业年度外商资本金与中国港澳台地区资本金之和	《中国工业统计年鉴》
x_{ds}	环境规制/%	省级火力发电SO ₂ 和NO _x 去除量/(SO ₂ 和NO _x 排放量+SO ₂ 和NO _x 去除量)	《中国环境统计年报》
t	时间趋势项	$t = \text{年份} - 2001$	—
s_k	资本要素份额/%	(利息支出+折旧)/总成本	《中国工业统计年鉴》
s_l	劳动力要素份额/%	省级电力、燃气及水的生产和供应业工资总额/总成本	《中国工业统计年鉴》
s_f	能源要素份额/%	100%-资本要素份额-劳动力要素份额	《中国工业统计年鉴》

据。本文剔除样本中职工人数小于8、销售额低于500万元的异常记录。《汇编》记载了全国6000 kW以上电厂的年度实物产出和要素投入。按照Brandt等^[36]的方法匹配形成工业企业面板数据,再依据企业名称匹配《汇编》和工业企业数据库中的火力发电企业数据。对于两个数据来源中企业名称的差异,通过拆分企业名称,实现将文本不同但实质为同一企业的数据匹配。

省级面板模型变量构建及数据来源详见表2。其中,由于对应的省级层面发电企业脱硫设施安装率数据缺失,而SO₂、NO_x减排率是一个反映发电行业环境规制强度的较好指标,因此本文以各省火力发电SO₂、NO_x减排率作为环境规制强度代理变量。西藏、港澳台地区由于数据缺失较为严重,而未包含。

4.2 数据统计描述

如图2所示,样本中火力发电企业机组容量取值范围在6~4800 MW之间,中位数从2002年的49 MW上升到2012年的300 MW,平均值从2002年的204 MW上升到2012年的602 MW,2006年后规模最大的电厂机组容量达到4800 MW。机组规模对发电企业生产技术和效率有显著的影响^[39],本文以平均装机容量100 MW(50%百分位)、250 MW(61%百分位)、1000 MW(87%百分位)作为分界点将发电企业分为小型、中型、次大型、大型。

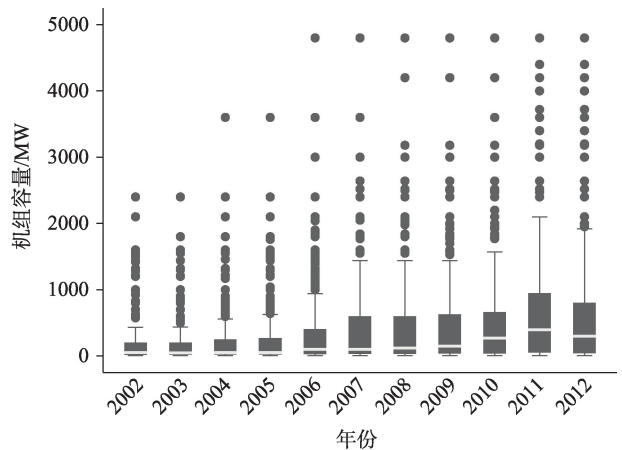


图2 2002—2012年企业机组容量箱线图

Figure 2 Boxplot of plant annual generation capacity, 2002-2012

注:箱体下限为机组容量下四分位数,箱体上限为机组容量上四分位数,箱体中白线为机组容量中位数;上边线、下边线范围分别由上四分位数加1.5倍四分位距、下四分位数减1.5倍四分位距确定;散点表示超出上边线、下边线的个体。

图3为不同规模发电企业研发投入比例、平均持有专利数、FDI份额、安装脱硫装置机组比例的年度变化趋势。首先,大规模发电企业相对于小规模企业会更多地进行研发投入,且平均获得专利数更多(图3a、3b)。2002年总装机容量达到1000 MW以上的企业数量较少,50%以上的大型火力发电企业进行了研发投入,而小型火力发电企业中仅有2.21%进行研发投入。随着火力发电企业规模不断扩大,大型、次大型企业数量逐渐超过中小型企业

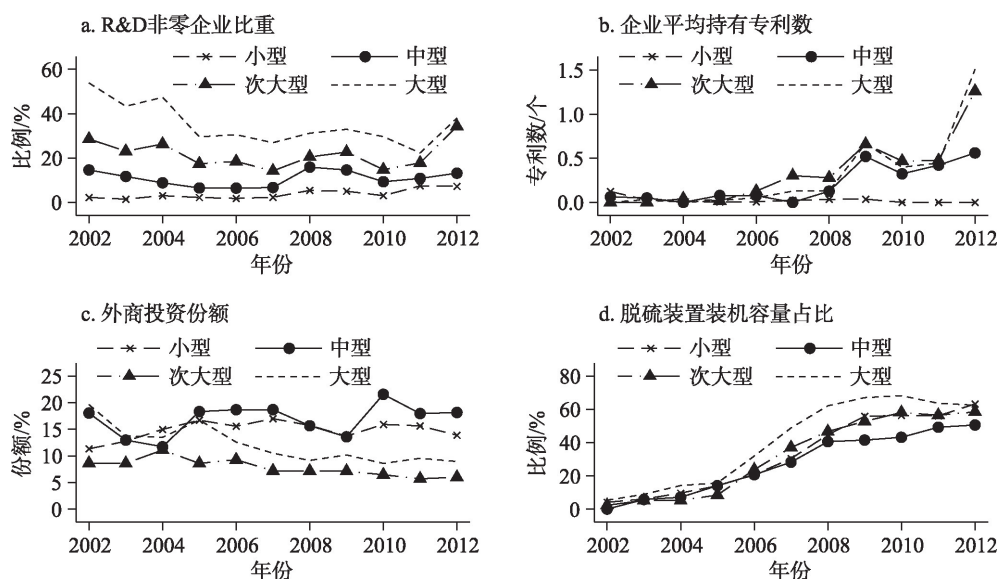


图3 2002—2012年按规模发电企业研发投入非零比例、专利持有数、外资份额、脱硫装置安装率平均值

Figure 3 Average R&D participation rate, number of patents, FDI share, and desulfurization unit installation rate of power generation enterprises by scale, 2002-2012

数量,不同规模发电企业进行研发投入的比率趋于收敛,但规模较大的企业仍然更多地进行研发投入。其次,2003年以前FDI更多进入大型火力发电企业,而较少进入小型火力发电企业,但2005年后大型、次大型火力发电企业的平均FDI占比低于中型、小型火力发电企业(图3c)。最后,2005年后中国火力发电企业脱硫装置安装比率呈现加速上升的趋势,大型发电企业脱硫装置平均安装比率高于其他规模的企业(图3d)。

5 结果与分析

5.1 基准模型回归结果分析

表3中列(1)–(3)是基准模型回归结果,其中模型(1)仅包含式(3)的中性技术进步变量,模型(2)在模型(1)的基础上纳入了式(4)的有偏技术进步变量,模型(3)则进一步纳入了由时间趋势项表示的企业自发经验积累带来的有偏技术进步,模型(1)–(3)在逐步添加变量的过程中系数符号和显著性基本保持一致,表明模型具有一定稳健性。表3中模型(4)、(5)分别以企业当年获得和累计获得专利数表示企业创新强度指标。

从中性技术进步的角度来看,模型(1)–(3)的结果均表明R&D、FDI对总成本有显著的负面影响,存在显著的中性技术进步效应;脱硫装机容量

系数不显著,表明环境规制强度没有显著的中性技术进步效应。此外,模型中时间趋势项的系数显著为正,表明中国火力发电企业没有随时间趋势的中性技术进步。从有偏技术进步的角度来看,R&D、FDI、环境规制强度、企业随时间积累的技术进步对要素投入偏向有不同方向的影响。其中,R&D、劳动力价格对数的交互项系数显著为正,而R&D对数与其他要素价格对数的交互项系数不显著,表明R&D偏向于资本和能源节约;FDI的技术溢出效应偏向于劳动力要素节约、能源要素消耗;环境规制则显著地偏向于能源要素节约;由时间趋势项控制的企业经验积累偏向于能源要素节约。模型(4)、(5)结果均不显著,表明火力发电企业的专利成果数量与技术进步并没有显著关系。从数据来看,样本中R&D与专利成果数量相关系数较低(仅为0.01),R&D转化为专利成果效率不高。Chen等^[40]的研究也表明,中国企业研发投入47.8%~67.0%的收益来自于非专利研发活动。因此,火力发电企业需要进一步加强R&D转化为专利创新成果,发挥其技术进步效应。此外,细究样本中企业的持有专利情况,大量专利属于非发明型专利,一些专利与火力发电核心技术关联度较低,存在专利质量低、难以与实际生产过程中的技术需求相结合的问题。一

2022年6月

表3 基准模型回归结果

Table 3 Regression results of the benchmark model

变量	R&D			Patent	Patent_CUM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
中性技术进步					
$\ln x_{rd}$	-0.054*** (-2.69)	-0.057*** (-2.66)	-0.058*** (-2.71)	0.142 (0.72)	0.219 (1.57)
$\ln x_{fdi}$	-0.025** (-2.43)	-0.023** (-2.17)	-0.024** (-2.20)	-0.024** (-2.20)	-0.023** (-2.16)
$\ln x_{ds}$	-0.024 (-1.32)	-0.008 (-0.44)	-0.018 (-0.93)	-0.020 (-1.05)	-0.022 (-1.12)
t	0.050*** (6.26)	0.050*** (6.22)	0.095*** (8.64)	0.101*** (9.46)	0.103*** (9.58)
$t \times \ln x_{rd}$	0.007*** (3.82)	0.007*** (3.79)	0.007*** (3.69)	-0.012 (-0.61)	-0.025* (-1.71)
$t \times \ln x_{fdi}$	-0.001 (-1.16)	-0.001 (-1.27)	-0.001 (-1.41)	-0.002 (-1.51)	-0.002 (-1.54)
$t \times \ln x_{ds}$	0.001 (0.20)	0.001 (0.47)	0.001 (0.43)	0.002 (0.72)	0.002 (0.80)
有偏技术进步					
$\ln x_{rd} \times \ln p_k$		-0.037 (-0.60)	-0.024 (-0.39)	0.481 (0.83)	0.453 (1.04)
$\ln x_{rd} \times \ln p_l$		0.002*** (4.92)	0.002*** (4.99)	-0.000 (-0.09)	0.004* (1.90)
$\ln x_{rd} \times \ln p_e$		-0.001 (-1.41)	-0.001 (-1.10)	-0.007* (-1.66)	-0.001 (-0.16)
$\ln x_{fdi} \times \ln p_k$		0.037 (1.39)	0.048* (1.70)	0.049* (1.76)	0.048* (1.71)
$\ln x_{fdi} \times \ln p_l$		-0.002*** (-12.34)	-0.002*** (-12.02)	-0.002*** (-12.13)	-0.002*** (-12.07)
$\ln x_{fdi} \times \ln p_e$		0.002*** (5.52)	0.002*** (5.16)	0.002*** (5.17)	0.002*** (5.21)
$\ln x_{ds} \times \ln p_k$		-0.053 (-1.08)	-0.013 (-0.20)	-0.017 (-0.26)	-0.020 (-0.32)
$\ln x_{ds} \times \ln p_l$		0.000 (0.16)	-0.000 (-0.19)	-0.000 (-0.09)	-0.000 (-0.04)
$\ln x_{ds} \times \ln p_e$		-0.002*** (-3.89)	-0.001** (-2.24)	-0.002** (-2.31)	-0.002** (-2.27)
$t \times \ln p_k$			-0.021 (-0.79)	-0.026 (-0.99)	-0.024 (-0.90)
$t \times \ln p_l$			-0.000 (-0.22)	-0.000 (-0.26)	-0.000 (-0.31)
$t \times \ln p_e$			-0.008*** (-7.93)	-0.008*** (-7.76)	-0.008*** (-7.85)
N	5508	5508	5508	5508	5508

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,下同。

些研究指出,由于产业政策设计偏差、信息不对称等原因,部分企业存在通过增加非发明型专利数量获得补贴的动机^[41,42],这将导致企业获得专利数量不能真实反映创新投入和创新能力,因此发电企业专利成果的技术进步效应发挥也有赖于产业政策、专利制度的改进。

5.2 稳健性检验

5.2.1 工业总产值作为产出变量

为检验模型的稳健性,以企业工业总产值替代基准模型中的发电量作为产出代理变量,表4中模型(1)的结果显示,R&D、FDI、环境规制变量对总成本的影响方向和显著性与基准模型完全一致,技术进步偏向性结果也基本一致。

5.2.2 企业研发投入的中介效应

环境规制倒逼企业技术进步可能通过激励企业增加创新投入等途径实现,那么R&D可能是环境

规制引致技术进步中介效应,从而产生内生性问题,因此需要进行内生性检验。首先,在不包含创新投入变量的模型中分析环境规制是否引起了企业技术进步,表4模型(2)的结果表明,在排除企业创新投入因素的前提下,环境规制依然不存在显著的中性技术进步效应,仅有显著的能源要素偏向型技术进步效应。其次,为检验R&D是否是引起环境规制有偏技术进步效应的中介因素,基于固定效应模型进行企业创新投入对环境规制变量的回归,结果表明,环境规制强度增加显著引起了R&D增加,但在包含环境规制和R&D变量的表3基准模型(3)中,R&D本身并没有显著的能源偏向性技术进步效应,因此,不能证明R&D是环境规制技术进步效应的中介变量。最后,基于Sobel检验进一步判断R&D是否是环境规制偏向性技术进步中介效应,结果显示,在针对中性技术进步变量和有偏技术进

表4 稳健性检验及省级面板数据回归结果

Table 4 Robustness check and regression results of provincial panel data

变量	工业总产值 (1)	中介效应 (2)	省级数据 2002—2012 年 (3)	省级数据 2002—2019 年 (4)
中性技术进步				
$\ln x_{rd}$	-0.072*** (-3.52)		-0.451*** (-19.46)	-0.594*** (-26.11)
$\ln x_{fdi}$	-0.040*** (-3.94)	-0.023** (-2.16)	-0.014** (-2.08)	-0.024*** (-3.47)
$\ln x_{ds}$	0.007 (0.37)	-0.022 (-1.16)	0.057*** (3.94)	0.047*** (3.63)
t	0.023** (2.20)	0.102*** (9.52)	-0.039** (-2.40)	0.081*** (7.66)
$t \times \ln x_{rd}$	0.009*** (5.02)		-0.000 (-0.11)	-0.001* (-1.89)
$t \times \ln x_{fdi}$	0.002 (1.64)	-0.002 (-1.56)	-0.001 (-1.24)	-0.001*** (-3.35)
$t \times \ln x_{ds}$	0.001 (0.54)	0.002 (0.81)	0.007*** (6.31)	0.000 (0.30)
有偏技术进步				
$\ln x_{rd} \times \ln p_k$	0.008 (0.13)		0.006** (2.39)	0.003 (1.16)
$\ln x_{rd} \times \ln p_l$	0.003*** (7.29)		-0.002*** (-4.07)	-0.001 (-1.07)
$\ln x_{rd} \times \ln p_t$	-0.003*** (-4.55)		0.001 (0.29)	0.001 (0.28)
$\ln x_{fdi} \times \ln p_k$	-0.024 (-0.92)	0.049* (1.73)	0.005** (2.55)	0.008*** (3.64)
$\ln x_{fdi} \times \ln p_l$	-0.002*** (-10.82)	-0.002*** (-12.13)	-0.001 (-1.57)	-0.001*** (-2.85)
$\ln x_{fdi} \times \ln p_t$	0.002*** (4.79)	0.002*** (5.22)	0.003** (2.15)	0.004*** (2.91)
$\ln x_{ds} \times \ln p_k$	-0.074 (-1.24)	-0.011 (-0.18)	-0.012*** (-3.48)	-0.013*** (-3.82)
$\ln x_{ds} \times \ln p_l$	0.000 (0.14)	-0.000 (-0.09)	-0.000 (-0.15)	-0.001 (-1.21)
$\ln x_{ds} \times \ln p_t$	-0.004*** (-5.65)	-0.002** (-2.27)	-0.008** (-2.21)	-0.004 (-1.02)
$t \times \ln p_k$	-0.131*** (-5.17)	-0.026 (-1.00)	0.008*** (3.28)	0.009*** (6.66)
$t \times \ln p_l$	0.001*** (2.99)	-0.000 (-0.26)	-0.002*** (-3.19)	0.002*** (5.71)
$t \times \ln p_t$	-0.008*** (-7.38)	-0.008*** (-7.86)	0.007*** (4.06)	-0.002** (-2.32)
N	5508	5508	330	540

步变量的检验中,Sobel统计量均在10%的置信度下不显著(p 值分别为0.70、0.61),由此可见,企业创新不是环境规制引致技术进步的中介效应,模型不存在内生性问题。

5.3 省级面板数据及样本区间扩展结果分析

从表4模型(3)的结果来看,2002—2012年发电行业层面数据回归结果与基准模型的火力发电企业层面数据基本一致,R&D、FDI均有显著的成本节约和中性技术进步效应,FDI显著地偏向于劳动力要素节约,而环境规制有显著的能源要素节约效应。但有所不同的是,省级层面数据分析结果表明R&D偏向于节约劳动力,与基于企业层面数据研究结果中R&D偏向于节约资本和能源相反;此外,基于省级面板数据的结果表明环境规制强度显著提升成本,而企业微观层面数据结果则不显著。造成这种偏差的原因在于两方面:①两个数据样本覆盖

行业范围有所差别,企业微观层面数据仅覆盖火力发电,而省级数据则覆盖整体发电行业;②企业微观尺度的研究与区域宏观尺度的研究在样本极值、方差方面存在差异,微观层面数据能够更大程度反映样本间的差异。对于R&D的技术进步偏向,从宏观层面来看,中国发电部门总体上有通过资本要素替代劳动力要素的趋势,但从微观层面来看,部分规模较小的企业仍然偏向于劳动力替代资本的生产方式。对于环境规制的中性技术进步效应,从宏观层面来看,环境规制增加发电行业的成本投入、造成总体效率下降,但从微观企业来看,环境规制的中性技术进步效应则显著性较低。

从表4模型(4)延长研究期至2019年的宏观层面结果来看,2002—2019年与2002—2012年区间,中国发电行业R&D、FDI、环境规制的中性技术进步效应趋势一致,但R&D、环境规制的有偏技术进步

2022年6月

效应显著性有所下降,其中R&D主要表现为中性技术进步效应,而环境规制对能源技术进步的偏向性消失。事实上,在“十二五”中期,中国火力发电企业脱硫、脱硝设施安装率均已达到90%以上,因此,2013年后设备更替带来的成本增加、偏向能源节约的技术进步效应下降具有合理性。

5.4 敏感性分析

分组回归组间系数差异显著性检验结果如表5所示。首先,不同来源技术进步变量(R&D、FDI、环境规制)与企业分类虚拟变量的交互项大多数显著不为0,因此分组回归具有统计意义。其次,按照不同类型分类,企业异质性程度有一定差异。其中,

按企业规模分类的回归中,企业规模虚拟变量与R&D、FDI、环境规制变量的交互项系数均显著,且企业规模虚拟变量与技术进步来源变量、价格变量的交互项系数也存在显著不为0的结果,表明大中型与小型企业在中性技术进步和有偏技术进步方面均有显著差异;按企业所在地区分类的结果中,东部与西部企业的回归系数差异显著性较高,而中部与西部企业的差异显著性相对较低,表明东部和西部企业的技术进步效应差异较大,而中部和西部企业的差异相对较小;按企业所有制分类的结果中,国有企业与外资企业的技术进步效应差异更为显著,而私营与集体企业、外资企业的技术进步效

表5 分组回归组间系数差异显著性检验

Table 5 Significance test for coefficients difference between groups

按企业规模		按企业所在地区		按企业所有制	
变量	系数(<i>t</i> 统计量)	变量	系数(<i>t</i> 统计量)	变量	系数(<i>t</i> 统计量)
$D_{large} \times \ln x_{rd}$	-0.719** (-2.15)	$D_{east} \times \ln x_{rd}$	-1.312*** (-4.07)	$D_{soc} \times \ln x_{rd}$	-2.567*** (-5.67)
$D_{large} \times \ln x_{rd} \times \ln p_k$	0.071 (0.38)	$D_{east} \times \ln x_{rd} \times \ln p_k$	0.026 (0.15)	$D_{soc} \times \ln x_{rd} \times \ln p_k$	0.143 (0.81)
$D_{large} \times \ln x_{rd} \times \ln p_l$	-0.047 (-1.16)	$D_{east} \times \ln x_{rd} \times \ln p_l$	-0.089* (-1.75)	$D_{soc} \times \ln x_{rd} \times \ln p_l$	-0.305*** (-3.82)
$D_{large} \times \ln x_{rd} \times \ln p_f$	0.172** (2.26)	$D_{east} \times \ln x_{rd} \times \ln p_f$	0.316*** (3.74)	$D_{soc} \times \ln x_{rd} \times \ln p_f$	0.707*** (5.38)
$D_{large} \times \ln x_{fdi}$	-0.799*** (-5.69)	$D_{east} \times \ln x_{fdi}$	-0.063 (-0.11)	$D_{soc} \times \ln x_{fdi}$	-4.847*** (-12.81)
$D_{large} \times \ln x_{fdi} \times \ln p_k$	0.037 (0.66)	$D_{east} \times \ln x_{fdi} \times \ln p_k$	0.021 (0.13)	$D_{soc} \times \ln x_{fdi} \times \ln p_k$	-0.043 (-0.20)
$D_{large} \times \ln x_{fdi} \times \ln p_l$	-0.121*** (-4.63)	$D_{east} \times \ln x_{fdi} \times \ln p_l$	-0.046 (-1.62)	$D_{soc} \times \ln x_{fdi} \times \ln p_l$	-0.458*** (-7.52)
$D_{large} \times \ln x_{fdi} \times \ln p_f$	0.228*** (5.56)	$D_{east} \times \ln x_{fdi} \times \ln p_f$	0.084** (2.09)	$D_{soc} \times \ln x_{fdi} \times \ln p_f$	1.249*** (11.37)
$D_{large} \times \ln x_{ds}$	0.682** (2.42)	$D_{east} \times \ln x_{ds}$	0.950*** (2.92)	$D_{soc} \times \ln x_{ds}$	1.096*** (2.71)
$D_{large} \times \ln x_{ds} \times \ln p_k$	0.009 (0.09)	$D_{east} \times \ln x_{ds} \times \ln p_k$	-0.043 (-0.27)	$D_{soc} \times \ln x_{ds} \times \ln p_k$	-0.200 (-1.31)
$D_{large} \times \ln x_{ds} \times \ln p_l$	0.043 (1.43)	$D_{east} \times \ln x_{ds} \times \ln p_l$	-0.020 (-0.53)	$D_{soc} \times \ln x_{ds} \times \ln p_l$	0.097* (1.77)
$D_{large} \times \ln x_{ds} \times \ln p_f$	-0.172*** (-2.83)	$D_{east} \times \ln x_{ds} \times \ln p_f$	-0.180** (-2.45)	$D_{soc} \times \ln x_{ds} \times \ln p_f$	-0.284*** (-2.87)
D_{large}	1.984*** (3.48)	D_{east}	0.801 (1.12)	D_{soc}	4.728*** (7.30)
		$D_{central} \times \ln x_{rd}$	0.589 (1.02)	$D_{private} \times \ln x_{rd}$	0.189 (0.58)
		$D_{central} \times \ln x_{rd} \times \ln p_k$	-0.017 (-0.08)	$D_{private} \times \ln x_{rd} \times \ln p_k$	-0.102 (-0.60)
		$D_{central} \times \ln x_{rd} \times \ln p_l$	0.053 (0.55)	$D_{private} \times \ln x_{rd} \times \ln p_l$	-0.001 (-0.02)
		$D_{central} \times \ln x_{rd} \times \ln p_f$	-0.148 (-0.89)	$D_{private} \times \ln x_{rd} \times \ln p_f$	-0.030 (-0.36)
		$D_{central} \times \ln x_{fdi}$	-0.440 (-0.73)	$D_{private} \times \ln x_{fdi}$	-0.575*** (-2.75)
		$D_{central} \times \ln x_{fdi} \times \ln p_k$	0.046 (0.26)	$D_{private} \times \ln x_{fdi} \times \ln p_k$	0.099 (1.25)
		$D_{central} \times \ln x_{fdi} \times \ln p_l$	-0.126** (-2.37)	$D_{private} \times \ln x_{fdi} \times \ln p_l$	-0.043 (-1.11)
		$D_{central} \times \ln x_{fdi} \times \ln p_f$	0.211** (2.47)	$D_{private} \times \ln x_{fdi} \times \ln p_f$	0.137** (2.20)
		$D_{central} \times \ln x_{ds}$	1.895*** (4.55)	$D_{private} \times \ln x_{ds}$	0.697** (2.33)
		$D_{central} \times \ln x_{ds} \times \ln p_k$	-0.058 (-0.33)	$D_{private} \times \ln x_{ds} \times \ln p_k$	-0.016 (-0.11)
		$D_{central} \times \ln x_{ds} \times \ln p_l$	0.304*** (4.69)	$D_{private} \times \ln x_{ds} \times \ln p_l$	0.005 (0.16)
		$D_{central} \times \ln x_{ds} \times \ln p_f$	-0.574*** (-5.29)	$D_{private} \times \ln x_{ds} \times \ln p_f$	-0.143** (-2.13)
		$D_{central}$	1.054 (1.53)	$D_{private}$	2.874*** (4.48)
<i>N</i>	5508	<i>N</i>	5508	<i>N</i>	5508

应差异显著性则相对较低。

分组模型系数估计结果如表6所示。从不同规模企业回归结果来看,R&D、FDI、环境规制对企业要素投入的中性技术进步和有偏技术进步影响存

在异质性。从中性技术进步角度来看,R&D、FDI对大中型火力发电企业有显著的中性技术进步效应,但对小型火力发电企业不存在中性技术进步效应;环境规制、企业随时间趋势积累的经验对不同规模

表6 分组样本回归结果

Table 6 Regression results by sample groups

	按企业规模		按企业所在地区			按企业所有制		
	小型	大中型	东部	中部	西部	国有	私营与集体	外资
中性技术进步								
$\ln x_{rd}$	0.027 (0.80)	-0.072** (-2.38)	-0.113*** (-5.33)	0.031 (0.48)	0.025 (0.67)	-0.204*** (-3.57)	0.006 (0.25)	0.018 (0.48)
$\ln x_{fdi}$	0.028*** (3.09)	-0.064*** (-3.47)	-0.038*** (-4.03)	-0.004 (-0.12)	-0.032 (-0.08)	-0.339*** (-5.97)	-0.024 (-1.34)	0.053*** (3.26)
$\ln x_{ds}$	0.029 (1.12)	-0.037 (-1.32)	0.001 (0.02)	-0.062 (-1.26)	-0.029 (-0.76)	-0.034 (-0.64)	-0.027 (-1.21)	-0.003 (-0.10)
t	0.066*** (6.52)	0.114*** (5.65)	0.069*** (6.19)	0.083*** (3.03)	0.196*** (7.14)	0.147*** (5.95)	0.082*** (6.15)	0.111*** (4.27)
$t \times \ln x_{rd}$	-0.003 (-0.80)	0.008*** (2.90)	0.014*** (7.23)	-0.002 (-0.27)	-0.003 (-0.88)	0.020*** (3.72)	0.002 (0.69)	-0.002 (-0.64)
$t \times \ln x_{fdi}$	-0.004*** (-3.82)	0.000 (0.16)	0.001 (0.50)	-0.002 (-0.71)	-0.004 (-1.40)	0.039*** (6.59)	-0.001 (-0.36)	-0.006*** (-3.51)
$t \times \ln x_{ds}$	0.001 (0.28)	0.000 (0.10)	-0.006*** (-2.80)	0.009 (1.41)	0.009* (1.81)	0.002 (0.23)	0.001 (0.20)	0.003 (0.79)
有偏技术进步								
$\ln x_{rd} \times \ln p_k$	-0.056 (-0.58)	-0.003 (-0.04)	-0.015 (-0.28)	-0.044 (-0.18)	-0.024 (-0.21)	0.098 (0.73)	-0.108 (-1.38)	0.037 (0.32)
$\ln x_{rd} \times \ln p_l$	0.001 (1.16)	0.002*** (5.69)	0.002*** (5.12)	0.001 (1.15)	0.002 (1.29)	0.001 (1.41)	0.003*** (5.36)	0.000 (0.70)
$\ln x_{rd} \times \ln p_f$	-0.002 (-0.97)	-0.000 (-0.32)	-0.002*** (-2.68)	-0.001 (-0.39)	-0.001 (-0.48)	0.003* (1.87)	-0.002** (-2.28)	-0.002 (-1.22)
$\ln x_{fdi} \times \ln p_k$	0.053*** (2.71)	0.043 (0.71)	0.052** (2.20)	0.053 (0.52)	0.004 (0.03)	-0.550* (-1.93)	0.118* (1.82)	0.051 (1.33)
$\ln x_{fdi} \times \ln p_l$	-0.002*** (-7.35)	-0.002*** (-9.22)	-0.002*** (-9.00)	-0.002*** (-5.38)	-0.004*** (-3.86)	-0.004*** (-3.65)	-0.001*** (-3.99)	-0.004*** (-11.45)
$\ln x_{fdi} \times \ln p_f$	-0.000 (-0.02)	0.002*** (5.91)	0.000 (0.17)	0.002*** (2.70)	0.005*** (3.15)	-0.002 (-1.19)	0.002*** (2.76)	0.002*** (2.79)
$\ln x_{ds} \times \ln p_k$	-0.079 (-1.22)	0.005 (0.05)	0.009 (0.14)	-0.058 (-0.34)	0.002 (0.01)	-0.198 (-1.33)	0.096 (1.21)	0.054 (0.51)
$\ln x_{ds} \times \ln p_l$	0.002** (2.17)	0.000 (0.27)	0.001 (1.13)	0.001 (1.07)	-0.003** (-2.05)	0.000 (0.34)	-0.000 (-0.70)	-0.000 (-0.18)
$\ln x_{ds} \times \ln p_f$	-0.001 (-0.46)	-0.001 (-1.46)	0.002* (1.92)	-0.003** (-2.32)	-0.002 (-0.92)	-0.002* (-1.71)	-0.001 (-0.53)	-0.003** (-2.27)
$t \times \ln p_k$	-0.020 (-0.96)	-0.051 (-0.91)	-0.040 (-1.56)	-0.007 (-0.10)	-0.030 (-0.48)	0.007 (0.11)	-0.045 (-1.42)	-0.030 (-0.48)
$t \times \ln p_l$	0.004*** (5.26)	-0.003*** (-4.97)	0.001 (1.29)	-0.003** (-2.43)	0.002 (0.73)	-0.002* (-1.94)	0.000 (0.59)	0.000 (0.34)
$t \times \ln p_f$	-0.009*** (-6.75)	-0.006*** (-3.94)	-0.005*** (-4.14)	-0.004* (-1.85)	-0.024*** (-7.23)	-0.014*** (-6.91)	-0.005*** (-3.75)	-0.007*** (-3.14)
N	2678	2830	3221	1591	696	1436	2921	1151

2022年6月

的火力发电企业均没有显著的中性技术进步效应。从有偏技术进步效应角度来看,大中型火力发电企业的R&D偏向于劳动力要素的增加,相对节约资本、能源要素投入,而小型火力发电企业的R&D没有显著的技术进步偏向。不同规模火力发电企业的FDI均偏向于劳动力要素的节约,其中,小型火力发电企业主要通过资本要素投入的增加替代劳动力,而大中型火力发电企业主要通过能源要素替代劳动力。按规模分类回归后,环境规制偏向能源要素节约的有偏技术进步效应显著性降低,可能是样本量变小引起的。其中,环境规制对小型发电企业的技术进步显著偏向于提高劳动力要素投入,但幅度较小。不同规模发电企业随时间趋势变化的技术进步偏向也有所不同,其中,大中型发电企业显著偏向于劳动力要素、能源要素节约,而小型火力发电企业则偏向于增加劳动力要素、节约能源要素。此外,为了检验结果的稳健性,分别以200 MW和300 MW作为规模分类界限,不同类型企业中性技术进步、有偏技术进步的方向均与100 MW界限的结果一致。

按企业所在地区分类的结果表明,不同来源技术进步对东、中、西部地区火力发电企业的中性技术进步、有偏技术进步影响存在差异。从中性技术进步视角来看,R&D、FDI均引起东部地区火力发电企业的成本显著下降,存在显著的中性技术进步效应,而中部、西部地区则没有显著的中性技术进步。与总体回归结果相同,分地区样本随时间趋势的成本显著上升,没有中性技术进步。从技术进步的偏向性来看,东部地区火力发电企业R&D偏向于能源节约,中部、西部地区企业R&D没有显著的技术偏向性;而FDI的技术进步偏向性在区域间没有差异,均偏向于劳动力要素的节约,东部地区主要通过增加资本要素投入替代劳动力要素投入,而中部、西部地区则主要通过增加能源要素投入替代劳动力。环境规制的技术进步偏向在区域间存在差异性,东部地区环境规制偏向于能源消耗,但中部地区的环境规制偏向于能源节约,西部地区环境规制则偏向于劳动力要素的节约;对于不同区域火力发电企业,随时间趋势的技术进步均偏向于能源要

素的节约,其中,中部地区还存在一定劳动力要素节约。

从按企业所有制分类的模型结果来看,中性技术进步、有偏技术进步也具有一定异质性。从中性技术进步的角度来看,R&D、FDI对国有企业具有显著的中性技术进步效应,对私营与集体企业没有显著的中性技术进步效应,对于外资企业FDI不仅没有技术溢出效应,反而带来总成本的上升。与总样本结果一致,不同所有制企业随时间趋势的成本是上升的。从有偏技术进步角度来看,不同所有制企业也存在一定异质性。其中,R&D对于国有企业偏向于增加能源要素投入,而带来资本和劳动力要素的节约,对于私营与集体企业则偏向于节约能源、增加劳动力要素投入,对外资企业不存在有偏技术进步。FDI的技术溢出效应则对国有企业偏向于节约资本和劳动力投入,对于私营与集体企业、外资企业偏向于节约劳动力要素、增加能源要素投入。环境规制对于国有企业、外资企业则显著地偏向于节约能源。国有企业随时间趋势的技术进步偏向于节约劳动力和能源,而私营与集体企业、外资企业随时间趋势的技术进步均偏向于节约能源。

5.5 不同来源技术进步影响的分析与讨论

根据理论模型部分的分析,判断技术进步偏向于要素 i 相对于要素 j 的节约需要满足两个条件:要素 i 与 j 互为替代关系;技术进步引起要素 i 相对于 j 的投入下降。因此,首先估算资本、劳动力、能源之间的要素替代弹性,进而将第5.2节中的估计系数结果代入式(10)–(11),估算不同来源技术进步变动引起的要素投入变动,判断不同来源技术进步引起的要素偏向。表7展示了根据全样本与分类样本模型估计结果计算的要素替代弹性,结果表明资本、劳动力、能源要素两两之间的要素替代弹性均大于0,三者之间互为替代关系。例如,全样本结果中资本对劳动的替代弹性为1.515,表明劳动力要素价格每上升1%,资本要素投入增加1.515%。

根据式(10)、(11)估算不同来源技术进步对资本、劳动力、能源要素投入(能源强度)的中性技术进步效应和有偏技术进步效应的影响,并结合系数的显著性,基于式(12)–(15)判断各类技术进步的

表7 要素替代弹性

Table 7 Elasticity of substitution of factors

要素替代弹性	全样本	小型	大中型	东部	中部	西部	国有	私营与集体	外资
<i>MES_kl</i>	1.515	1.909	1.081	1.056	1.3089	1.150	0.969	1.024	0.960
<i>MES_kf</i>	0.666	0.149	1.006	0.668	0.579	0.147	0.417	0.967	0.328
<i>MES_lk</i>	0.252	0.328	0.124	0.751	1.079	0.801	0.608	0.564	0.504
<i>MES_lf</i>	1.929	1.730	1.963	1.721	0.405	1.445	1.649	1.984	2.202
<i>MES_fk</i>	0.450	0.111	0.731	0.872	0.789	0.656	0.790	0.877	0.846
<i>MES_fl</i>	1.731	1.947	1.355	1.195	1.143	1.260	1.252	1.246	1.228

偏向,结果如表8。根据全样本回归系数的结果,R&D存在显著的技术进步效应,带来火力发电企业一定产出下的生产成本和要素投入的下降,促进能源强度下降、提高能源效率,技术进步偏向于资本、能源要素的节约。如表8中第3列所示,R&D每提高1%,资本和能源要素投入均分别下降0.058%,劳动力要素投入下降0.034%,同时意味着能源强度下降0.058%。对于按企业规模分类的火力发电企业,R&D对于大中型规模企业有显著的中性技术进步和有偏技术进步效应,带来成本和要素节约、能源强度下降,但对于小型规模企业则没有显著的技术进步效应。对于按企业所在地区分类的火力发电企业,R&D则主要对东部地区企业带来显著的技术进步效应,带来成本和要素节约、能源强度下降。在按企业所有制分类的企业中,R&D对非外资企业有显著的技术进步效应,其中,国有企业存在显著的中性技术进步,R&D引起显著的总成本和要素节约,并主要偏向于资本和劳动力节约;私营与集体企业则出现显著的能源要素节约、能源强度下降和能源效率提升,但劳动力要素需求有所上升,表明私营与集体企业的R&D偏向于以劳动力要素替代能源要素投入。

FDI的技术溢出效应也存在显著的成本节约和要素偏向性影响,与企业的研发投入不同,FDI主要偏向于劳动力要素的节约,同时也带来能源要素的节约、能源强度下降和能源效率提升,但引起资本投入的显著提升、偏向于资本密集型的生产模式。对于不同规模的发电企业,FDI的技术进步效应也有所不同:大中型企业存在显著的中性技术进步效应和要素成本节约,并且有偏技术进步效应主要偏

向于劳动力要素的节约;而对于小型发电企业,外商直接投资则增加了成本和要素投入,主要是引起资本要素需求上升、偏向于资本密集的生产模式。由此可见,外资进入小型发电企业主要用于机组投建或更新,引起资本成本上升,而大中型火力发电企业则更能够从外资引入中获得技术溢出效应带来的效率提升。对于不同地区的发电企业,FDI的影响也有所不同:东部地区火力发电企业能够从FDI中获得技术溢出效应,并带来中性技术进步和成本节约;而中、西部地区均未能获得显著的溢出效应,仅出现了以能源要素增加替代劳动力要素投入的现象,这符合中西部地区煤炭等化石能源资源较为丰富、人力资本较为不足的情况。在按企业所有制分类的样本中,FDI的影响也有所不同:对于国有企业,有显著的中性技术进步效应和成本要素节约效应,对能源强度下降也有积极作用;对于外资企业,则显著地引起成本上升,偏向于资本密集、劳动节约;对于私营与集体企业,没有显著的中性技术进步,且偏向于资本密集、劳动节约。由此可见,国有企业引入一定比例的外商直接投资能够产生显著的技术溢出效应。

环境规制对各类型发电企业都没有显著的中性技术进步和成本节约效应,但总体上带来能源强度的下降和能源要素的节约,表明环境规制是偏向能源要素节约的。此外,由时间趋势项控制因素带来的技术进步方向与R&D、FDI有所不同,总体而言各类火力发电企业趋向于成本上升、资本密集、能源节约的生产方式,这与2007年后中国火力发电部门激励以大型机组替代小型机组,从而提升能源资源利用效率的政策有关。

2022年6月

表8 技术进步对要素投入需求的影响

技术进步来源	技术进步类型	全样本	按企业规模分类			按企业所在地区分类			按企业所有制分类		
			小型	大中型		东部	中部	西部	国有	私营与集体	外资
R&D	中性	-0.058***	0.027	-0.072**		-0.113***	0.031	0.025	-0.204***	0.006	0.018
	资本(有偏)	-0.145↓	-0.429	-0.011↓		-0.106↓	-0.252	-0.115	0.647↓	-0.647	0.221
	劳动力(有偏)	0.024***↓	-0.000	0.041***↓		0.025***↓	0.006	0.017	0.044↓	0.022***↑	0.006
	能源(有偏)	-0.002↓	-0.015	0.006↓		-0.008***↓	-0.007	-0.003	0.036*↓	-0.019**↓	-0.004
FDI	偏向	资本、能源节约	—	资本、能源节约		能源节约	—	—	资本、劳动节约	能源节约	—
	中性	-0.024**	0.028***	-0.064***		-0.038***	-0.004	-0.032	-0.339***	-0.024	0.053***
	资本(有偏)	0.294*↑	0.391***↑	0.230↓		0.346**↑	0.302	0.028	-3.546*↓	0.710*↑	0.318↑
	劳动力(有偏)	-0.020***↓	-0.023***↑	-0.020***↓		-0.021***↓	-0.015***↓	-0.034***↓	-0.135***↓	-0.000***↓	-0.062***↓
环境 规制	能源(有偏)	0.010***↓	0.001↑	0.015***↓		0.003↓	0.012***↑	0.017***↑	-0.103↓	0.023***↑	0.008***↑
	偏向	资本密集	资本密集	劳动节约		资本密集	劳动节约	劳动节约	资本节约	资本密集	资本密集
	中性	-0.018	0.029	-0.037		0.001	-0.062	-0.029	-0.034	-0.027	-0.003
	资本(有偏)	-0.085	-0.597	0.022		0.070	-0.341	-0.011	-1.280	0.570	0.317
时间 趋势 项	劳动力(有偏)	-0.011	0.013**↑	-0.003		0.018	-0.011	-0.047**↓	-0.034	0.006	-0.012
	能源(有偏)	-0.012**↓	-0.010	-0.006		0.013*↑	-0.025**↓	-0.020	-0.043*↓	0.010	-0.014**↓
	偏向	能源节约	劳动密集	—		能源密集	能源节约	劳动节约	能源节约	—	能源节约
	中性	0.095***	0.066***	0.114***		0.069***	0.083***	0.196***	0.147***	0.082***	0.111***
时间 趋势 项	资本(有偏)	-0.172↑	-0.179↑	-0.312↑		-0.293↑	-0.072↑	-0.263↑	-0.031↑	-0.292↑	-0.223↑
	劳动力(有偏)	-0.046↑	0.008***↑	-0.105***↑		-0.018↑	-0.070**↑	-0.099↑	-0.097*↑	-0.026↑	-0.035↑
	能源(有偏)	-0.055***↑	-0.046***↑	-0.059***↑		-0.035***↑	-0.038*↑	-0.153***↑	-0.094***↑	-0.038***↑	-0.049***↑
	偏向	资本密集	劳动密集	资本密集		资本密集	资本密集	资本密集	资本密集	资本密集	资本密集

注: ↑表示技术进步(中性技术进步和有偏技术进步的加总)带来相应要素投入的增加, ↓表示技术进步(中性技术进步和有偏技术进步的加总)带来相应要素投入的下降。

6 讨论与展望

本文结果表明,企业研发投入、外商投资对火力发电部门节约总成本和降低能源强度具有重要意义,这与现有文献关于中国工业部门、制造业部门研究的主要结论一致。但本文从以下几个方面对现有文献的主要结论存在补充:首先,“十三五”以前中国火力发电部门以脱硫脱硝为重点的环境规制带来了显著偏向于能源要素节约的技术进步、引起能源强度下降,但环境规制没有引起显著的中性技术进步;其次,中介效应检验结果表明企业研发投入不是环境规制有偏技术进步效应发生的中介变量,即不能证明“波特假说”的存在,环境规制通过促进设备更新、煤炭质量提升等更为直接的路径实现火力发电部门的能源强度下降。

然而,本文仍然存在一些不足,有待在未来的研究中进一步深入。首先,本文分析了不同来源技术进步对中国火力发电部门的影响,考虑了中性技术进步与有偏技术进步,如果在要素投入与价格数据进一步精细化、样本覆盖范围进一步扩大的情况下,考虑发电部门煤炭、燃油、燃气、可再生能源等异质性能量要素的替代与互补关系,则能够进一步分析不同来源技术进步对中国发电部门能源结构变化的影响,从而为“双碳”目标下的电力绿色转型提供更有意义的参考。其次,寻找有效的环境规制代理变量一直是实证研究中的难点。本文考虑样本区间范围内中国火力发电部门的环境规制以脱硫脱硝、解决酸雨问题为主,因此以脱硫设施安装容量作为环境规制的代理变量,这一变量基本能够反映当时火力发电部门的环境规制强度。但如果能够进一步考虑以治理雾霾、减少温室气体排放为目标的环境规制政策的影响,或许会进一步将环境规制产生的技术进步效应从时间趋势项控制的技术进步趋势中剔除。此外,考虑并比较不同类型环境规制政策的影响也是未来进一步研究的方向。

7 结论与政策建议

7.1 结论

在电气化程度提升的背景下,发电部门能源结构清洁化、传统火力部门能源强度下降对于各行各业碳达峰、碳中和目标实现的重要性凸显。研究火力发电企业的技术进步来源,对于节能减排、资源

节约具有重要意义。本文构建包含资本、劳动力、能源要素投入的超越对数成本函数,基于中国火力发电企业2002—2012年面板数据,分析企业研发投入、外商直接投资、环境规制的中性技术进步和有偏技术进步效应,比较不同来源技术进步的偏向性,及其对能源强度的影响。研究结论如下:

(1)企业研发投入、外商直接投资对火力发电企业存在显著的中性技术进步效应,带来要素和成本的节约,并且对能源强度下降有显著贡献,但两者的技术进步偏向性有所区别。研发投入偏向于资本、能源要素的节约,而外商直接投资则偏向于以资本要素投入替代劳动力和能源。这与国内外企业要素禀赋特征一致,中国劳动力供给量大、劳动力要素价格相对较低,而资本要素相对稀缺、资本价格相对较高,外资企业则与之相反。此外,以企业专利数作为企业创新强度代理变量的技术进步效应不显著,表明专利质量有待提升、专利成果推广和应用有待加强。

(2)环境规制没有引起显著的中性技术进步,但具有显著的能源要素偏向性,带来能源要素节约、能源强度下降。在影响机制方面,环境规制主要通过设备更新等直接效应带来偏向于能源节约的技术进步,但并没有通过研发投入的中介效应带来技术进步,即不能证实环境规制波特效应的存在。

(3)企业随时间趋势的技术进步偏向于资本密集、能源节约。时间趋势项控制了研发投入、外商直接投资、环境规制所没有能够解释的技术进步效应。中国火力发电企业随时间趋势出现成本上升,且偏向于资本要素的密集使用、能源要素节约,这与火力发电部门“上大压小”,以大机组替代小机组、降低煤耗率、提升能源效率的趋势有关。

(4)基于发电行业宏观层面数据的研究与微观企业层面的研究结论基本一致。进而基于2002—2019年和2002—2012年样本的对比发现,两阶段研发投入、外商投资、环境规制的技术进步效应及偏向基本一致,但2002—2019年期间研发投入、环境规制的有偏技术进步效应显著下降。

(5)基于分样本模型的敏感性检验表明,大中型规模火力发电企业与小型火力发电企业的技术进步效应有显著差异,东部地区与中、西部地区企

2022年6月

业,以及国有、私营与集体、外资企业的技术进步效应也有显著差异。其中,研发投入、外商投资的中性技术效应对于小型企业、中西部地区企业、非国有企业并不显著,而大中型企业、东部地区企业、国有企业能够从中获得显著的中性技术进步。

7.2 政策建议

基于以上结论,本文提出如下政策建议:

(1)加强发电行业研发创新平台建设和财政支持,促进创新质量提升、创新成果推广和应用。对于中国火力发电企业创新质量不高、创新技术进步效应区域不平衡的问题,需要通过完善专利申请、转让制度,提升创新成果质量及其推广应用,促进企业研发创新投入转化为技术进步,实现能源节约目标;为小型企业、中西部地区企业等自身研发能力不足的企业提供购买引进创新技术成果的财政支持和平台支持。

(2)优化发电行业营商环境,提升发电侧市场开放程度,建设招商引资平台,促进国内外、省间同行企业交流与合作。发电部门是电力行业的非垄断环节,具有开放市场、建立企业竞争环境的可能性,适度提升外资引入有利于促进外部技术溢出效应的获取。尤其在“双碳”背景下,中国在化石能源清洁利用、碳捕捉与封存等技术的研发方面仍然有获得国外先进技术支持的需要。此外,中西部企业、小型企业在引进外资、获取技术进步溢出效应方面的不足,则需要通过国际合作平台、省间同行企业的交流合作弥补。

(3)完善发电行业环境规制政策体系,通过经济激励型、命令控制型、引导示范型政策工具的组合运用,激励发电行业环境规制政策在引导企业创新、引致能源偏向性技术进步中的作用。

参考文献(References):

- [1] 赵建安, 钟帅, 沈镭, 等. 中国主要耗能行业技术进步对节能减排的影响与展望[J]. 资源科学, 2017, 39(12): 2211-2222. [Zhao J A, Zhong S, Shen L, et al. Impact and prospect of technical progress in China's major energy intensive industries on energy conservation and emission reduction[J]. Resources Science, 2017, 39(12): 2211-2222.]
- [2] 李玲, 张俊荣, 汤铃, 等. 我国能源强度变动的影响因素分析: 基于SDA分解技术[J]. 中国管理科学, 2017, 25(9): 125-132. [Li L, Zhang J R, Tang L, et al. Analysis on factors of China's energy

intensity changes for 1997-2012: Based on structural decomposition analysis[J]. Chinese Journal of Management Science, 2017, 25(9): 125-132.]

- [3] 李虹, 王帅. 中国行业隐含能源消费及其强度的变动与影响因素[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(5): 47-57. [Li H, Wang S. Changes and influencing factors of embodied energy consumption and intensity in China's industries[J]. China Population, Resources and Environment, 2021, 31(5): 47-57]
- [4] 王宪恩, 段志远, 王培博, 等. 1990-2014年典型国家技术变革与结构调整的碳排放驱动效应测度[J]. 资源科学, 2018, 40(11): 2317-2327. [Wang X E, Duan Z Y, Wang P B, et al. Study on measurement of carbon-driving effects from technological change and structural adjustment in typical countries from 1990 to 2014[J]. Resources Science, 2018, 40(11): 2317-2327.]
- [5] 孙可弼. 中国电力部门的研发创新与能源效率提升研究[J]. 中国市场, 2021, (14): 172-174. [Sun K G. Innovation and energy efficiency improvement of China's electricity sector[J]. China Market, 2021, (14): 172-179.]
- [6] Atkinson A B, Stiglitz J E. A new view of technological change[J]. Economic Journal, 1969, 79 (315): 573-578.
- [7] Chen Y F, Liu Y N. How biased technological progress sustainably improve the energy efficiency: An empirical research of manufacturing industry in China[J]. Energy, 2021, DOI: 10.1016/j.energy.2021.120823.
- [8] 陈诗一, 陈登科. 中国资源配置效率动态演化: 纳入能源要素的新视角[J]. 中国社会科学, 2017, (4): 67-83. [Chen S Y, Chen D K. Dynamic evolution of resource allocation efficiency in China: A new approach incorporating energy factors[J]. Social Sciences in China, 2017, (4): 67-83.]
- [9] Guo R, Yuan Y. Different types of environmental regulations and heterogeneous influence on energy efficiency in the industrial sector: Evidence from Chinese provincial data[J]. Energy Policy, 2020, DOI: 10.1016/j.enpol.2020.111747.
- [10] Pan X, Wei Z, Han B, et al. The heterogeneous impacts of interregional green technology spillover on energy intensity in China[J]. Energy Economics, 2021, DOI: 10.1016/j.eneco.2021.105133.
- [11] Liao M, Ren Y. The 'double-edged effect' of progress in energy-biased technology on energy efficiency: A comparison between the manufacturing sector of China and Japan[J]. Journal of Environmental Management, 2020, DOI: 10.1016/j.jenvman.2020.110794.
- [12] Lin B, Chen X. How technological progress affects input substitution and energy efficiency in China? A case of the non-ferrous metals industry[J]. Energy, 2020, DOI: 10.1016/j.energy.2020.118152.
- [13] 张意翔, 成金华, 汤尚颖, 等. 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, 2021, 34(8): 72-88. [Zhang Y X, Cheng J H, Tang S Y, et al. Directed technology change, poverty right structure and the Chinese regional energy efficiency[J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2021, 34(8): 72-88.]

- [14] 余东华, 张鑫宇, 孙婷. 资本深化、有偏技术进步与全要素生产率增长[J]. 世界经济, 2019, 42(8): 50–71. [Yu D H, Zhang X Y, Sun T. Capital deepening, biased technological progress and total factor productivity growth[J]. The Journal of World Economy, 2019, 42(8): 50–71.]
- [15] 李太龙, 陆敏辉, 朱曼. 制造业技术进步的要素偏向及其对能源强度的影响[J]. 统计与决策, 2019, 35(10): 138–141. [Li T L, Lu M H, Zhu M. Technological progress bias of the manufacturing sector and its impact on energy intensity[J]. Statistics & Decision, 2019, 35(10): 138–141.]
- [16] Fisher-Vanden K, Jefferson G H. Technology diversity and development: Evidence from China's industrial enterprises[J]. Journal of Comparative Economics, 2008, 36(4): 658–672.
- [17] 沈小波, 陈语, 林伯强. 技术进步和产业结构扭曲对中国能源强度的影响[J]. 经济研究, 2021, 56(2): 157–173. [Shen X B, Chen Y, Lin B Q. The impacts of technological progress and industrial structure distortion on China's energy intensity[J]. Economic Research Journal, 2021, 56(2): 157–173.]
- [18] 孟望生, 张扬. 自然资源禀赋、技术进步方式与绿色经济增长: 基于中国省级面板数据的经验研究[J]. 资源科学, 2020, 42(12): 2314–2327. [Meng W S, Zhang Y. Natural resource endowment, path selection of technological progress, and green economic growth: An empirical research based on China's provincial panel data[J]. Resources Science, 2020, 42(12): 2314–2327.]
- [19] Zhen W, Zhao X G, Zhou Y. Biased technological progress and total factor productivity growth: From the perspective of China's renewable energy industry[J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2021, DOI: 10.1016/j.rser.2021.111136.
- [20] 董直庆, 赵景. 不同技术来源技术进步偏向性与能源强度[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版), 2021, 19(5): 102–111. [Dong Z Q, Zhao J. Biased technical progress, ownership structure and energy efficiency[J]. Journal of Southeast University (Philosophy and Social Science), 2021, 19(5): 102–111.]
- [21] Wei Z X, Han B T, Han L, et al. Factor substitution, diversified sources on biased technological progress and decomposition of energy intensity in China's high-tech industry[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 231(10): 87–97.
- [22] 熊航, 静峥, 展进涛. 不同环境规制政策对中国规模以上工业企业技术创新的影响[J]. 资源科学, 2020, 42(7): 1348–1360. [Xiong H, Jing Z, Zhan J T. Impact of different environmental regulatory tools on technological innovation of Chinese industrial enterprises above designated size[J]. Resources Science, 2020, 42(7): 1348–1360.]
- [23] 李凡, 朱缤绮, 孙颖. 环境政策、制度质量和可再生能源技术创新: 基于32个国家的实证分析[J]. 资源科学, 2021, 43(12): 2514–2525. [Li F, Zhu B Q, Sun Y. Environmental policy, institutional quality and renewable energy technology innovation: An empirical analysis of 32 countries[J]. Resources Science, 2021, 43(12): 2514–2525.]
- [24] Porter M E, Linde C. Towards a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 4(4): 97–118.
- [25] Ambec S, Barlac P. A theoretical foundation of the Porter Hypothesis[J]. Economics Letters, 2002, 75(3): 355–360.
- [26] Zhang N, Jiang X F. The effect of environmental policy on Chinese firm's green productivity and shadow price: A metafrontier input distance function approach[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2019, 144: 129–136.
- [27] Liu L, Zhao Z, Zhang M, et al. The effects of environmental regulation on outward foreign direct investment's reverse green technology spillover: Crowding out or facilitation?[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, DOI: 10.1016/j.jclepro.2020.124689.
- [28] Quevedo J G, Llopis E. Environmental policies and energy efficiency investments. An industry-level analysis[J]. Energy Policy, 2021, DOI: 10.1016/j.enpol.2021.112461.
- [29] 王林辉, 杨洒洒, 刘备. 技术进步能源偏向性、能源消费结构与中国能源强度[J]. 东北师大学报(哲学社会科学版), 2022, (1): 75–87. [Wang L H, Yang S S, Liu B. Energy-biased technological progress, energy consumption structure and China's energy intensity[J]. Journal of Northeast Normal University (Philosophy and Social Sciences), 2022, (1): 75–87.]
- [30] Hancevic, Ignacio P. Environmental regulation and productivity: The case of electricity generation under the CAAA-1990[J]. Energy Economics, 2016, 60: 131–143.
- [31] 吴力波, 孙可驾, 时志雄. 环境规制下中国煤炭发电企业成本技术效率研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(8): 31–38. [Wu L B, Sun K G, Shi Z X. Research on cost technical efficiency of coal power generation enterprises in China under environmental regulation[J]. China Population, Resources and Environment, 2018, 28(8): 31–38.]
- [32] Lu Y, Tao Z, Zhu L. Identifying FDI spillovers[J]. Journal of International Economics, 2017, 107(7): 75–90.
- [33] Acemoglu D, Aghion P, Bursztyn L, et al. Environment and directed technical change[J]. American Economic Review, 2012, 102(1): 131–166.
- [34] 王丽萍, 姚子婷, 李创. 新环保法对上市工业企业绩效影响的准自然实验研究[J]. 产业经济研究, 2021, (4): 115–128. [Wang L P, Yao Z T, Li C. Quasi-natural experimental study on new environmental protection law on the performance of listed industrial enterprise[J]. Industrial Economics Research, 2021, (4): 115–128.]
- [35] 李伟, 贺灿飞. 企业所有制结构与中国区域产业演化路径[J]. 地理研究, 2021, 40(5): 1295–1319. [Li W, He C F. Firm ownership structure and regional industrial development paths in China[J]. Geographical Research, 2021, 40(5): 1295–1319.]
- [36] Brandt L, Biesebroeck J V, Zhang Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 2012, 97(2): 339–351.
- [37] 马红旗, 黄桂田, 王韧, 等. 我国钢铁企业产能过剩的成因及所有制差异分析[J]. 经济研究, 2018, 53(3): 94–109. [Ma H Q,

2022年6月

- Huang G T, Wang R, et al. Over-capacity in China's iron and steel enterprises: Causes and differences across ownership[J]. *Economic Research Journal*, 2018: 94-109.]
- [38] Han X, Zhu D, Lei M, et al. R&D trend analysis based on patent mining: An integrated use of patent applications and invalidation data[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2021, DOI: 10.1016/j.techfore.2021.120691.
- [39] Nakaishi T, Takayabu H, Eguchi S. Environmental efficiency analysis of China's coal-fired power plants considering heterogeneity in power generation company groups[J]. *Energy Economics*, 2021, DOI: 10.1016/j.eneco.2021.105511.
- [40] Chen Z, Zhang J, Zi Y. A cost-benefit analysis of R&D and patents: Firm-level evidence from China[J]. *European Economic Review*, 2020, DOI: 10.1016/j.euroecorev.2020.103633.
- [41] 李宏, 王云廷, 吴东松. 专利质量对企业出口竞争力的影响机制: 基于知识宽度视角的探究[J]. *世界经济研究*, 2021, (1): 32-46. [Li H, Wang Y T, Wu D S. Research on patent quality's impact mechanism on the competitiveness of enterprises for Export: The exploration from the perspective of knowledge width[J]. *World Economy Studies*, 2021, (1): 32-46.]
- [42] 孙艺璇, 程钰, 刘娜. 中国经济高质量发展时空演变及其科技创新驱动机制[J]. *资源科学*, 2021, 43(1): 82-93. [Sun Y X, Cheng Y, Liu N. Spatiotemporal evolution of China's high quality economic development and its driving mechanism of scientific and technological innovation[J]. *Resources Science*, 2021, 43(1): 82-93.]

Impact of technological progress on factor bias and energy intensity of China's thermal power generation sector

SUN Kege, ZHOU Fengqi, SHANG Yongmin

(Institute of Ecology and Sustainable Development, Shanghai Academy of Social Sciences, Shanghai 200020, China)

Abstract: In the context of carbon peaking and neutralization, the carbon emission reduction of China's power sector depends not only on the optimization of energy structure, but also on the reduction of energy intensity. Based on the enterprise level data of China thermal power generation sector, this paper analyzed the impact of different sources of technological progress, including R&D investment, FDI and environmental regulation, on factor input and energy intensity using a SURE regression method and discussed about biased technological progress direction under the framework of translog cost function. The paper had the following findings. Firstly, R&D investment and FDI have significant neutral technological progress effect and both lead to factor input reduction and energy intensity reduction. However, compared to large enterprises and enterprises in Eastern China, the technological progress effect is weaker for small enterprises and enterprises in Central and Western China. Secondly, environmental regulation has significant biased technological progress effect on energy conservation and energy intensity through direct channel caused by equipment replacement instead of the indirect channel caused by innovation. Therefore, it is necessary for the government to stimulate the technological progress effect of different channels through encouraging the promotion and application of innovative achievements, establishing regional cooperation platform for enterprises, and adopting reasonable environmental regulation policy mix, thus reducing the energy input and energy intensity of the thermal power generation sector in China.

Key words: thermal power generation sector; neutral technological progress; biased technological progress; factor bias; energy intensity; Seemingly-unrelated Regression