

绿电供给如何影响企业区位选择*

——来自A股制造业上市公司的证据

李倩文 黄莉苓 龙如银

摘要:在联合国可持续发展目标与我国“双碳”战略的约束下,碳配额成为了企业发展过程中的关键因素,企业区位选择的动因正经历从交通需求、费用考量、供应链配套等基础条件逐步转向对清洁低碳的偏好。本文基于2011—2022年中国A股制造业上市公司设立生产型子公司地理区位的面板数据,采用高维固定效应泊松伪极大似然估计方法,系统检验绿电供给对企业区位选择的影响机制。研究发现:绿电供给水平与企业生产型子公司的选址显著正相关,绿电供给水平高的地区对企业布局表现出更强的吸引力;环境规制对绿电供给与企业区位选择之间的关系存在负向调节作用,即较强的环境规制会削弱绿电供给对企业区位选择的影响;路径检验结果表明,绿电供给可能通过影响区域开放程度作用于企业区位选择;进一步分析发现,绿电供给对企业区位选择的影响在不同企业治理结构、行业特征及区域属性下存在明显差异。绿电的区位吸引力主要体现为本地效应,尚未观察到邻近地区绿电供给存在空间溢出效应。本文将绿电供给纳入企业区位选择分析框架,拓展了绿色低碳转型背景下企业区位决策研究,并为优化区域绿色能源配置与引导产业合理布局提供了经验证据。

关键词:绿电供给;企业区位选择;环境规制;区域开放程度

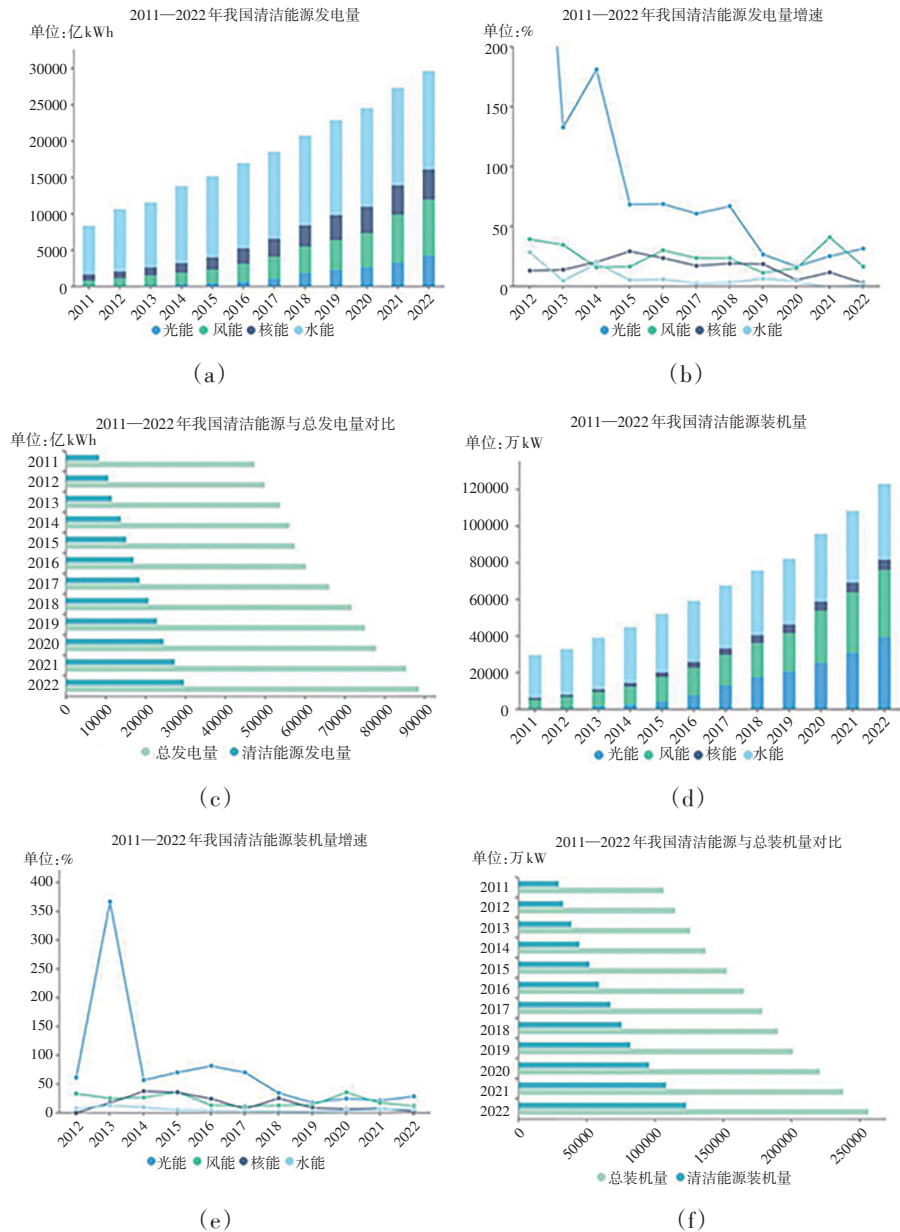
一、引言

发展清洁能源已成为“双碳”目标约束下的必然趋势(Li et al., 2023)。作为清洁能源利用的主要形式,绿色电力在能源结构调整和低碳转型中发挥着关键作用(Kong et al., 2025)。自“十二五”规划以来,中国持续加大风电、光伏等新能源开发力度,通过政策激励推动装机规

*李倩文,江南大学商学院,江南大学国家安全与绿色发展研究院,邮政编码:214122,电子邮箱:zzxhlqw@163.com;黄莉苓,江南大学商学院,邮政编码:214122,电子邮箱:huangliling2002@163.com;龙如银(通讯作者),江南大学商学院,江南大学国家安全与绿色发展研究院,邮政编码:214122,电子邮箱:longruyin@163.com。

本文系国家自然科学基金面上项目“建筑分布式光伏项目多源风险应对与投资运营决策的协同优化研究”(72574085)的阶段性成果。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见及中央高校基本科研业务费的支持。文责自负。

模快速增长并实现其平价上网,逐步建立和完善绿证、绿电交易等市场化机制^①。至2022年,我国已形成以水电、风电、光伏、核电为重要组成部分的多元清洁能源体系(图1),这为能源安全与绿色低碳发展奠定了坚实基础。



注:数据来源于《中国电力统计年鉴》《中国核能年鉴》。

图1 2011—2022年间中国各类清洁能源发展情况

①国家发展改革委、财政部、国家能源局:《关于试行可再生能源绿色电力证书核发及自愿认购交易制度的通知》(2017)。国家发展改革委、国家能源局:《关于加快建设全国统一电力市场体系的指导意见》(2022)。

企业区位选择是对外部环境变化与内部资源重构的应对,其动因包括交通与基础设施影响下的可达需求(Champagne & Dubé, 2023; Melo et al., 2010; Mejia-Dorantes et al., 2012),谋求利润最大化的成本决策(Tsai & Urmetzer, 2024; Mitze & Kreutzer, 2023),供应链配套带来的便捷等(Zeng et al., 2023)。在气候政策收紧、市场对绿色产品需求激增的情况下,清洁能源的地域差异正重塑产业布局,并催生“绿色选择”的趋势(Samadi et al., 2023)。在此背景下,绿电供应的稳定性与成本直接影响企业的能源使用结构及其绩效表现(Sitompul et al., 2024; Shin et al., 2018),成为了决定着企业的投资与生产活动的重要驱动力。

在研究对象的选取上,本文以制造业上市公司设立的生产型子公司的数量作为企业区位选择的度量方式。相较于销售、管理或研发类子公司,生产型子公司与地区能源供给体系联系更为紧密,其生产运营过程对电力供给规模、稳定性的依赖程度也更高。随着制造业绿色转型不断推进,绿电供给逐渐成为影响企业生产布局的重要因素,生产型子公司的设立行为更容易受到地区能源供给条件的影响,从而更适合用于识别绿电供给与企业区位选择之间的关系。而同属工业的采矿业以及电力、热力等行业往往具有较强的资源锁定或规划主导特征,其区位布局更多受到资源禀赋和行政规划约束。因此制造业生产型子公司的区位选择更具市场化特征,也更契合本文关于绿电供给影响企业区位选择的研究主题。

本文聚焦绿电供给对企业区位选择的影响,研究创新主要体现在以下三个方面:(1)现有企业区位选择的研究更多关注市场规模、劳动力成本、基础设施及环境规制等传统区位因素,而本文从清洁能源利用的视角出发,将绿电供给纳入企业区位选择分析框架,拓展了低碳转型背景下企业扩张决策研究。(2)区别于宏观产业转移或区域层面的研究,本文使用制造业上市公司新设生产型子公司的微观数据刻画企业区位选择,更能够反映企业实际投资布局过程,从而为研究绿电供给与企业区位行为之间的关系提供了新的经验证据。(3)系统考察不同制度情景、开放条件及区域关联下绿电供给对企业区位选择的影响边界与作用路径,丰富了绿色能源与企业区位行为相关研究。

二、文献综述与研究假说

(一)绿电供给与企业区位选择行为

资源依赖理论(Resource Dependence Theory, RDT)指出,组织的生存与发展依赖于外部环境中的关键资源,但传统理论并未将自然环境纳入资源体系(López-Gamero et al., 2011)。随后,Tashman(2011)提出自然资源依赖理论(Natural Resource Dependence Theory, NRDT),将自然环境视为企业外部环境的重要组成部分,强调其对企业可持续发展的关键影响。

绿色电力资源的可得性是企业绿色转型的重要支撑。充足且低成本的绿色电力可降低

制造企业的生产能耗与碳排放,提高在当地布局绿色生产的经济可行性。可再生能源具有“拉力”效应,清洁能源的供给差异是产业迁移的重要驱动力(Samadi et al., 2023)。因此,在其他条件相近的情况下,绿电供给越充足的地区越有可能形成能源要素优势,进而增强对生产型企业的区位吸引力。而随着企业减碳责任和绿色经营要求不断强化,绿电的价值已不再局限于生产投入,其环境属性也日益成为企业实现减排目标和提升绿色绩效的重要资源。如今,以RE100为代表的企业气候治理新范式,正通过可再生电力采购重构全球生产网络(Egli et al., 2023)。

清洁能源,尤其是绿色电力,已成为兼具生产投入与环境合规价值的战略性资源,不仅满足企业的成本与能效要求,也符合“双碳”战略下的可持续发展目标,从而在区域竞争中形成显著的区位吸引力。基于此,本文提出以下假说:

H1:绿电供给水平越高的地区,越容易吸引企业在该地设立生产型子公司。

(二)绿电供给、环境规制与企业区位选择行为

早期文献认为,发展中国家可能因环境规制相对宽松而成为污染产业转移的承接地(Walter & Ugelow, 1979; Copeland & Taylor, 1994)。随后,相关研究逐渐由国际贸易层面细分至区域、城市及园区层面,开始关注不同地区制度环境差异对企业进入、产业布局及区位选择的影响(Wang & Zhu, 2021; 王军等, 2024)。

在具体作用机制方面,现有研究尚未形成一致结论。一部分研究认为,合理且严格的环境规制能够通过激励技术创新、推动生产流程优化等方式提升企业竞争力,从而产生“波特效应”(Peng & Zhang, 2022)。另一部分研究则指出,环境规制趋严可能提高企业运营成本,进而促使部分污染密集型企业向规制相对宽松地区转移(Wu et al., 2017; Shen et al., 2019; Tu et al., 2023)。“波特效应”和“污染避难所效应”可能并存,其结果取决于行业特征、地区差异以及政策执行方式(蔡宏波等, 2022)。

已有研究表明,环境规制不仅影响企业生产行为,也会在一定程度上影响企业空间布局决策。然而,现有文献更多聚焦于环境规制本身对企业扩张或区位选择的直接影响,鲜有将其作为重要的调节变量,研究绿电供给对企业区位选址的影响。作为企业面临的重要制度环境,环境规制强度差异可能会改变地区绿色能源优势形成的区位吸引力。环境规制较强地区通常伴随着更严格的环保要求、更高的环境治理成本以及更强的制度约束。对于企业而言,即使地区具有较高绿电供给水平,严格环境规制所带来的额外合规压力仍可能降低企业进入意愿,从而削弱绿电供给对企业区位选择的促进作用。因此,环境规制可能作为一种制度环境因素,对绿电供给与企业区位选择之间的关系产生调节作用。据此,本文提出以下假说:

H2:环境规制会削弱绿电供给对企业区位选择的促进作用。

(三)绿电供给、区域开放程度与企业区位选择行为

绿电供给水平较高地区通常具备更好的绿色能源基础与低碳发展条件,能够为企业参与绿色生产和国际市场竞争提供能源要素支撑。随着全球绿色供应链重构以及ESG理念持续深化,国际市场对企业生产过程中的环境表现和低碳属性提出了更高要求。在此背景下,良好的绿电供给条件有助于增强地区对外向型企业及国际资本的吸引力,进而为区域开放程度的提升创造有利条件。现有研究表明,对外开放程度能够通过改善市场环境、增强国际经济联系以及提升资源配置效率等方式影响企业投资布局与区位选择(Li & Park, 2006;吴新生、梁琦,2017)。开放程度较高地区通常具备更完善的基础设施、更成熟的市场体系以及更紧密的国际贸易联系,从而更容易吸引企业进入与资本集聚(余官胜、林俐,2015)。

因此,绿电供给除直接形成能源要素优势外,还可能通过改善区域开放程度进一步影响企业生产型子公司的布局决策。基于此,本文提出如下假说:

H3:绿电供给可能通过影响区域开放程度,从而增强对企业区位选择的吸引力。

三、研究设计

(一)数据收集与清洗

1.时间选择与数据收集

自2011年我国相继出台《能源发展“十二五”规划》及配套政策,绿电建设加速推进,到2022年风电、光伏大规模并网,绿电交易市场初步建立,这一发展历程覆盖了“双碳”目标前后关键阶段。结合统计年鉴及上市公司相关数据,本文选取2011—2022年作为研究时间跨度。

本研究中企业层面数据来自CSMAR数据库;绿电供给数据来自EPS数据库以及《中国电力统计年鉴》《中国能源统计年鉴》和《中国核能统计年鉴》;其余省级数据来自国家统计局以及各类相关统计年鉴。因港澳台及西藏数据缺失,故予以剔除。

2.数据清洗

以2011—2022年制造业上市公司为研究样本,剔除存在财务数据缺失或处于ST、*ST、PT及退市状态的条目。再对连续变量做双侧1%缩尾处理,最终保留2748家企业每年在各省扩张的情况,共计557130条样本。需要指出的是,在企业区位选择数据获取方面,本文利用CSMAR数据库中上市公司财务报表附注的子公司情况表,根据子公司名称及注册地信息并清洗出子公司所在地省份。对无法有效提取的样本,辅以“天眼查”“爱企查”进行补充。数据处理流程如图2所示。

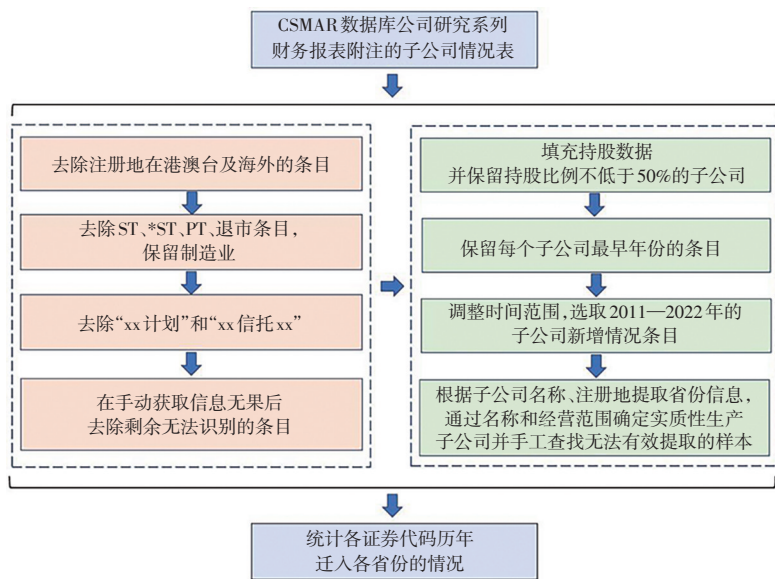


图2 数据处理流程

为确保研究的准确性和有效性,仅保留制造业母公司因生产经营与发展需要设立、且持股比例不低于50%的生产型子公司相关数据。在样本构建过程中,将2010年纳入考察区间以识别子公司首次出现的基准年份,从而能够在后续年度准确界定企业新增设立的子公司,而避免将既有存量子公司误计为新增。具体而言,样本区间设定为2010年1月1日至2022年12月31日,首先保留子公司首次出现的年份信息,然后剔除2010年的相关条目,以此衡量2011年起各上市公司在不同省份每年新设立生产型子公司的情况。

(二)模型设定

为研究不同区域绿电供给对上市公司区位选择的影响,区位选择的度量采用企业按年度和省份设立生产型子公司的数量作为被解释变量。鉴于该指标属于计数型变量,且零值占比高,为避免传统线性回归的偏误,本文采用带有高维固定效应的泊松伪最大似然估计(Poisson Pseudo Maximum Likelihood, PPML)方法进行分析。传统的泊松回归需要假设均值等于方差,PPML通过放松因变量分布的假设,使泊松回归不再局限于计数数据,无需为因变量指定分布假设(Gourieroux et al., 1984),且能够在存在大量零值和异方差的情境下仍然获得一致无偏的估计结果,被广泛应用于贸易数据分析。进一步地,Correia等(2020)对PPML方法进行了拓展,提出了能够在引入高维固定效应下实施的高维固定效应泊松伪极大似然估计(PPMLHDFE)。与PPML估计法相比,PPMLHDFE估计法可以更为稳健地检验伪极大似然估计。基于此,本研究基准模型设定如下:

$$E(MR_{i,c,t}|X) = \exp(\beta_0 + \beta_1 GE_{c,t} + F_{i,t}'\gamma + P_{c,t}'\delta + \lambda_i + \mu_t) \quad (1)$$

其中 $MR_{i,c,t}$ 表示第 t 年 i 企业在 c 省份设立生产型子公司的数量, $GE_{c,t}$ 表示第 t 年 c 省

份的绿电供给水平, $F_{i,t}$ 、 $P_{c,t}$ 包含的是企业和省份控制变量, λ_i 是企业层面不随时间改变的个体固定效应, μ_t 是时间固定效应, β_1 是核心待估系数。

在基准回归模型基础上,为考察不同环境规制强度下绿电供给对企业区位选择影响的差异,本文引入环境规制作为调节变量,构建绿电供给与环境规制的交互项模型,具体形式如下:

$$E(MR_{i,c,t}|X)=\exp\left[\beta_0+\beta_1GE_{c,t}^c+\beta_2RG_{c,t}^c+\beta_3\left(GE_{c,t}^c\times RG_{c,t}^c\right)+F'_{i,t}\gamma+P'_{c,t}\delta+\lambda_i+\mu_t\right] \quad (2)$$

其中, $GE_{c,t}^c$ 和 $RG_{c,t}^c$ 分别表示经过中心化处理后的绿电供给和环境规制, β_3 是交互项待估参数。

除直接影响外,绿电供给对企业区位选择的影响可能并非完全通过直接作用实现,还可以通过改变地区经济发展环境间接影响企业布局决策。基于前文的理论分析,区域开放程度可能是绿电供给影响企业区位选择的重要作用路径。为检验这一潜在路径,本文进一步将区域开放程度纳入路径机制分析,探究绿电供给是否会通过影响地区开放型经济发展进而作用于企业区位选择,相应的模型设定如下:

$$OPEN_{c,t}=\beta_0+\beta_1GE_{c,t}+P_{c,t}'\delta+v_c+\mu_t+\varepsilon_{c,t} \quad (3)$$

其中 $OPEN_{c,t}$ 是第 t 年 c 省份的区域开放程度, v_c 是省份固定效应, $\varepsilon_{c,t}$ 是随机扰动项。式(1)检验绿电供给对制造业上市公司区位选择的影响,式(3)检验绿电供给对机制变量区域开放程度的影响。

(三)主要变量指标

1.核心解释变量

绿色电力是清洁能源利用的直接体现,来源于风、光、水等可再生能源以及核电等近零碳能源。Xia等(2023)在探究可再生能源发电时空分布格局及驱动因素分析时,使用到了可再生能源总发电量、光伏发电量、风力发电量。Chen等(2023)从空气污染和碳排放的角度评估可再生能源的环境影响,将可再生能源在总能源消费中的占比作为主要的变量。此外,水电占总发电量的比例(Liu et al., 2024)、可再生能源发电量占总发电量的比例(Yang et al., 2024)、各省份每年新安装的风能设备发电能力(Zhang, 2019)、可再生能源发电量(Ren et al., 2021)、城市和省级电力消费量以及省级清洁能源发电装机容量(Chen & Dagestani, 2023)都是研究能源转型与发展问题重要标准。

发电量是地区资源禀赋、产业基础与政策投入长期积累形成的存量指标,反映的是绿色电力的中长期供给潜力与稳定性,这与企业长期战略性选址决策高度匹配。选择绿电富集地区,企业能够在生产过程中降低产品碳足迹、获取地方政府提供的电价补贴与税收优惠以及提前储备碳排放额度,同时提升环境绩效表现与品牌形象,而这些机制的实现均以充足的绿

电供应为前提。与消费端指标不同的是,发电量反映的是区域的绿色电力生产能力,是企业进行区位决策时能够观察到的前端信号。在清洁能源与可再生能源的相关研究中,使用发电量指标衡量地区能源清洁程度已形成较为成熟的方法共识(Liu et al., 2023; Destek & Aslan, 2017; Chen, 2018; Wang et al., 2021)。因此,本文采用风、光、水、核能分年度分省的发电量(单位为万亿千瓦时)作为绿电供给水平的度量方式。

2. 被解释变量

企业跨区域布局通常可以通过不同形式实现,既包括总部的整体搬迁,也包括通过在异地设立子公司实现业务扩张与产能布局调整。既有研究中,有学者利用六位行政区划代码变更识别企业整体区位变动(如蔡宏波等, 2022),也有研究基于工商注册数据刻画企业空间布局调整行为(唐哲等, 2025)。但在现实情境下,由于整体搬迁涉及高沉没成本和资产损失,实际发生较少,学界通常以企业设立子公司作为区位选择的主要表现形式(Pan & Yu, 2024; Zhao et al., 2025; 谢贞发等, 2023; 王伊攀、袁月媚, 2023)。这种方式既能获取新地区的政策与资源优势,又能保持母公司原有业务的连续性。因此,本文选择制造业上市公司历年在各省新设立生产型子公司的数量作为被解释变量。

3. 机制变量

(1)环境规制。环境规制是政府制约企业生产过程中的污染物排放,推动生态可持续的一种有效方式。目前学界主要从三个方面来衡量:一是投入强度。用工业污染治理投资完成额与工业增加值的比例(李胜兰等, 2014; 唐将伟等, 2024; 李四海、马文琪, 2025)、工业污染治理投资完成额与第二产业增加值的比值(刘荣增、何春, 2021)或是环境污染治理投资总额占地区生产总值的比例(杨永聪等, 2023)。二是政策文本。选取省级政府工作报告中与环境相关词汇出现频数及其比重作为环境治理的代理变量(Chen et al., 2018; 陈诗一、陈登科, 2018)。也有文献从命令控制型、市场激励型等方面的法规构建指标(Zhao et al., 2018; 王玉爽, 2023; 许文立、孙磊, 2023; 孙晓华等, 2024)。三是实施效果。采用工业废水排放达标率、二氧化硫去除率、工业烟尘去除率等单项指标或同时采用多项指标建立综合指数衡量环境规制效果(徐佳、崔静波, 2020; Chen et al., 2024)。本文从环境规制投入强度的角度出发,采用工业污染治理投资完成额占工业增加值的比重衡量环境规制,参考王国印和王动(2011)对该变量的处理,将环境规制变量扩大100倍,以减少估计系数偏大的现象。

(2)区域开放程度。关于该指标的测度主要有指标体系法与模型构造法,前者包括以贸易依存度、关税税率、有效保护率、非关税壁垒覆盖率、价格扭曲度等为代表的单一指标,以及Sachs-Warner开放指标、经济自由度、国际化与全球化程度等综合指数;后者则运用Heckscher-Ohlin模型、引力模型等计量方法,通过比较贸易流量的实际值与理论预测值之差来测

算开放程度(赵伟等,2005;王冠男等;2022;王晓芳、杨永健,2023)。本文聚焦于中国省际层面的比较分析,参考李杰义(2022)、刘争等(2022)的做法,采用最为广泛使用的贸易依存度这一经典指标进行测度。

4.控制变量

为控制相关企业特征及宏观环境因素对区位选择的影响,参考张饶(2024)、任广乾(2024)、Li(2024)、Zhou 和 Guo(2024)等的做法依据现实情境在企业层面与省级层面选取共计14个控制变量,表1展示了包括解释变量和被解释变量在内的所有变量。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业区位选择	<i>MR</i>	企业分省份、分年度设立的子公司数量
解释变量	绿电供给	<i>GE</i>	风、光、水、核发电量
机制变量	环境规制	<i>RG</i>	工业污染治理投资完成额占工业增加值的比重
	区域开放程度	<i>OPEN</i>	(货物进出口总额×美元对人民币汇率)/地区生产总值
企业控制变量	企业规模	<i>SIZE</i>	企业总资产的自然对数
	公司成立年限	<i>AGE</i>	企业年龄
	董事规模	<i>BOARD</i>	董事会人数的自然对数
	营业收入增长率	<i>GROWTH</i>	营业收入增长率
	资产负债率	<i>LEV</i>	总负债/总资产
	大股东资金占用	<i>OCCUPY</i>	其他应收款/总资产
	管理层持股比例	<i>MHOLD</i>	董事、监事及高管持股总数/总股数
	托宾 Q 值	<i>TobinQ</i>	企业的托宾 Q 值
地区控制变量	负税水平	<i>TAX</i>	税收收入/地区生产总值
	经济发展水平	<i>PGDP</i>	人均 GDP 的自然对数
	政府干预程度	<i>GOV</i>	财政支出/地区生产总值
	技术市场发展水平	<i>TECH</i>	技术市场成交额/地区生产总值
	能源结构	<i>ENERGY</i>	地区用电量/总用电量
	交通便利程度	<i>TRAN</i>	公路、铁路及水路货运量的自然对数

上述控制变量从企业层面与地区层面两个维度加以构建,以尽可能缓解遗漏变量偏误。企业层面变量主要控制企业规模特征、企业年龄、治理结构与财务状况等因素,这些因素可能影响企业扩张能力与异地设立子公司的决策倾向。地区层面变量则用于刻画负税水平、宏观经济发展水平、政府干预程度、技术市场成熟度、能源结构及交通便利程度等区域特征,以控制不同地区在制度环境方面的系统性差异。

变量的描述性统计结果如表2所示。

表 2 描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>MR</i>	0.046	0.440	0.000	0.000	151.000
<i>GE</i>	0.068	0.075	0.001	0.046	0.365
<i>RG</i>	0.241	0.218	0.011	0.175	1.067
<i>OPEN</i>	0.262	0.259	0.011	0.146	1.178
<i>SIZE</i>	22.127	1.154	20.065	21.968	25.675
<i>AGE</i>	18.289	5.641	6.000	18.000	33.000
<i>BOARD</i>	2.113	0.185	1.609	2.197	2.565
<i>GROWTH</i>	0.162	0.318	-0.432	0.113	1.757
<i>LEV</i>	0.394	0.188	0.056	0.386	0.854
<i>OCCUPY</i>	0.010	0.014	0.000	0.005	0.090
<i>MHOLD</i>	0.163	0.206	0.000	0.040	0.690
<i>TobinQ</i>	2.047	1.204	0.876	1.657	7.726
<i>TAX</i>	0.078	0.029	0.041	0.072	0.191
<i>PGDP</i>	10.411	0.429	9.671	10.302	11.511
<i>GOV</i>	0.248	0.100	0.110	0.224	0.612
<i>TECH</i>	0.020	0.032	0.000	0.009	0.174
<i>ENERGY</i>	0.033	0.023	0.005	0.026	0.094
<i>TRAN</i>	11.665	0.835	9.591	11.949	12.908

企业区位选择(*MR*)的均值仅为0.046,中位数为0,但最大值高达151,说明多数企业设立子公司频率低,极少数企业扩张活跃,分布右偏,验证了采用PPML模型的合理性。从表2的结果看,核心解释变量绿电供给(*GE*)的区域发展水平存在较大差异。

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

为检验目标地区绿电供给(*GE*)对企业设立生产型子公司数量(*MR*)的影响,本文引入个体固定效应和年份固定效应。先仅使用核心解释变量*GE*对被解释变量*MR*回归,再加入固定效应以及企业特征与地区宏观控制变量,最后展示同时纳入控制变量与双固定效应的全模型,回归的具体结果如表3所示。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	MR	MR	MR	MR
GE	1.896*** (0.110)	1.746*** (0.108)	1.127*** (0.166)	1.137*** (0.172)
SIZE			0.496*** (0.011)	0.610*** (0.040)
AGE			-0.028*** (0.003)	-0.149*** (0.039)
BOARD			-0.326*** (0.055)	0.015 (0.125)
GROWTH			0.558*** (0.035)	0.414*** (0.047)
LEV			0.715*** (0.098)	-0.105 (0.154)
OCCUPY			7.846*** (0.586)	-0.250 (1.547)
MHOLD			0.903*** (0.089)	-0.024 (0.154)
TobinQ			0.013 (0.009)	-0.001 (0.018)
TAX			5.393*** (0.655)	5.223*** (0.712)
GDP			0.253*** (0.058)	0.248*** (0.063)
GOV			-2.289*** (0.314)	-2.533*** (0.354)
TECH			3.331*** (0.465)	3.424*** (0.544)
ENERGY			11.889*** (0.789)	11.684*** (0.805)
TRAN			0.452*** (0.036)	0.442*** (0.041)
控制变量	否	否	是	是
个体固定效应	否	是	否	是
年份固定效应	否	是	否	是
Pseudo R ²	0.003	0.156	0.124	0.228
样本量	557130	532140	557130	532140

注:①*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内为标准误;②GE为绿电供给,其余变量的名称和含义见表1;③在采用PPMLHDFE估计时模型会因固定效应吸收及分离问题而自动删除部分无法识别的观测值,从而导致有效样本量低于原始样本规模(下述表格中的样本量阐释同此)。

表3报告了绿电供给影响企业区位选择的基准回归结果。列(1)首先考察绿电供给与企

业区位选择之间的基本关系,结果显示,绿电供给的系数为正,初步表明绿电供给水平较高的地区更容易成为企业生产布局的目标地。列(2)控制了个体与年份固定效应,列(3)加入了控制变量,列(4)为全模型设定。引入固定效应和控制变量后,绿电供给的估计系数仍保持显著为正,且在1%的水平上高度显著,这表明目标地区较高的绿电供给水平与企业更强的区位进入倾向显著相关,即绿电供给能够增强地区对企业生产布局的吸引力,支持了研究假说H1。

(二)稳健性检验

为了进一步验证基准回归结果的稳健性,本文从变量替换、样本范围调整以及模型设定修改等多个角度进行了稳健性检验,具体检验结果见表4。

表4 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	替换 解释变量	替换 被解释变量	更改 时间范围	去除 直辖市	高维 固定回归	负二项 回归	零膨胀 负二项回归	构造 滞后项
<i>CAPACITY</i>	0.382*** (0.080)							
<i>GE</i>		1.347*** (0.114)	1.134*** (0.190)	1.072*** (0.178)	0.023*** (0.003)	1.325*** (0.149)	1.332*** (0.149)	1.223*** (0.188)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	否	否	是
行业固定效应	否	否	否	否	否	是	是	否
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²					0.073			
Pseudo R ²	0.228	0.153	0.228	0.241		0.091		0.235
样本量	532140	532140	472170	450736	557130	557130	557130	423270

注:① *CAPACITY* 绿电供给的替代变量;②其余注释同表3。

列(1)选取“清洁能源装机容量”(*CAPACITY*)作为绿电供给的替代变量。列(2)将被解释变量替换为二值变量。列(3)、(4)分别展示了剔除疫情年份2020年和去除直辖市样本后的结果。列(5)将因变量+1再取自然对数处理,使其适用高维线性回归模型,列(6)、(7)在采用负二项回归与零膨胀负二项回归时未引入个体固定效应,而是控制了行业固定效应。一方面,该类模型在引入大量企业固定效应时容易产生估计偏差和收敛问题;另一方面,行业层面的固定效应能够吸收不同产业在设立子公司行为上的系统差异,从而避免结果受到行业特征的干扰。列(8)构造滞后项。

此外,本研究进行了三项补充检验(见附录)。一是绿电消纳量替换发电量:考虑到发电量可能与本地实际利用情况的偏离,本文引入《全国可再生能源电力发展监测评价报告》中2015—2022年各省份绿电消纳量数据,替代原有的发电量指标进行回归分析;二是电价控制变量的引入:针对工业电价遗漏变量问题,引入《中国电力统计年鉴》中的各省份平均销售电

价数据(2013—2018年)作为控制变量。三是剔除绿电外输大省:受西电东送、北电南送工程影响,四川、云南以及内蒙古等省份生产的绿电有相当部分被输送至省外负荷中心,本地企业未必能够实质消纳,可能会造成系数显著的伪信号,因此本文剔除相关大省重新回归。结果表明,核心结论在符号方向、统计显著性和经济含义上与基准结果高度一致。

(三)内生性检验

为缓解潜在的内生性问题,本文采用工具变量法对绿电供给进行处理,选取来自ERA5-land以及Terraclimate的数据,使用平均风速(m/s)、太阳辐射(W/m²)和降水量(mm)等反映区域自然资源禀赋的气象变量。这类气象变量在物理机制上直接且根本性地决定了一个区域清洁能源的开发潜力,但其本身是气候与地理条件的产物,并不直接影响企业设立子公司的区位选择决策,从而在理论上更符合工具变量的要求。

进一步地,运用主成分分析法对上述标准化后的气象变量进行了降维处理,合成为一个反映区域清洁能源自然条件的综合指数,并将其与地形起伏度相乘,构造出最终的交互项工具变量。该变量刻画了“自然资源禀赋×地形适宜性”这一概念:优越的自然禀赋只有在地形适宜的区域才更可能被转化为实际的可开发资源。通过上述方法完成两阶段回归检验,结果如表5所示。

表 5 内生性检验	
变量	(1)
	MR
<i>GE_hat</i>	2.039*** (0.284)
控制变量	是
个体固定效应	是
年份固定效应	是
第一阶段F统计量	138321
Pseudo R ²	0.228
样本量	532140

注:① *GE_hat* 为由工具变量解释的那部分环境规制和绿电供给;②其余注释同表3。

五、进一步分析

(一)环境规制的调节效应

前文基准回归证实了绿电供给对企业扩张的促进作用,但未触及制度环境如何塑造这一关系。本节引入地区环境规制强度作为调节变量,以发掘环境规制在绿电吸引企业区位选择过程中的角色,具体做法是先对两者去中心化,再构建交互项模型进行检验。这有助于揭示在能源转型背景下,制度压力与能源要素如何共同作用于企业的区位决策,结果如表6所示。

表 6 环境规制的调节效应	
变量	(1)
	<i>MR</i>
<i>c_GE</i>	0.509** (0.232)
<i>c_RG</i>	-0.722*** (0.082)
<i>c_GE</i> × <i>c_RG</i>	-2.702** (1.333)
控制变量	是
个体固定效应	是
年份固定效应	是
Pseudo R ²	0.229
样本量	532140

注:①*c_GE*和*c_RG*分别表示去中心化后的绿电供给和环境规制;②其余注释同表3。

从*c_GE*系数来看,在环境规制处于平均水平时,绿电供给对企业跨区域扩张具有显著促进作用,这表明在常态监管环境下,绿电仍是企业区位选择的重要吸引力。调节变量环境规制(*c_RG*)本身对企业扩张存在显著抑制效应,交互项(*c_GE*×*c_RG*)系数显著为负,说明环境规制对绿电供给与企业区位选择之间的关系具有负向调节作用。当地区环境规制趋严时,企业面临的环境治理要求和合规成本相应提高,从而可能部分抵消绿电供给所形成的区位吸引力。因此,绿电供给的区位效应具有一定的制度环境依赖性,其对企业生产布局的吸引作用会随环境规制强度的变化而发生调整。上述结果与研究假设H2一致。

(二)不同环境规制水平的企业区位选择

为进一步考察不同环境规制水平下绿电供给对企业区位选择的影响,本文根据环境规制强度的中位数将样本划分为低规制组与高规制组进行分组回归。该策略有助于直观识别在不同制度压力下,绿电对企业扩张的边际效应是否存在差别,结果如表7所示。

表 7 不同环境规制地区的效应对比		
变量	(1)	(2)
	低规制地区	高规制地区
<i>GE</i>	1.126*** (0.212)	1.062*** (0.326)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Pseudo R ²	0.231	0.237
样本量	242661	228657

注:注释同表3。

回归结果显示,绿电供给在低规制地区和高规制地区均显著为正,但其促进效应在高规制地区有所减弱。这一发现与前文交互项模型的结论相互印证,表明随着环境规制强度的提升,绿电的边际引资效应确实呈现出递减趋势,进一步证实了环境规制对绿电效应的稀释作用。

(三)区域开放程度的路径检验

考虑到绿电供给可能通过提升区域开放程度,进而降低企业出口成本与贸易壁垒,从而吸引企业设立子公司,本文借鉴江艇(2022)提出的分析框架,对区域开放程度(*OPEN*)这一潜在机制进行检验,采用贸易依存度计算区域开放程度,具体公式如下:

$$OPEN = \frac{\text{货物进出口总额}}{GDP} \tag{4}$$

区域开放程度衡量了地区的贸易活力与融入全球价值链的水平。随着全球供应链绿色化以及国际市场对产品碳足迹关注程度不断提高,具备良好绿电供给条件的地区更有利于承接具有绿色生产需求的外向型产业,并促进地区与国际市场之间的经贸联系,故绿电供给水平的提高可能有助于优化区域开放程度。

对于具有跨区域布局需求的制造企业而言,开放程度较高的地区通常能够提供更便捷的国际市场连接和更丰富的贸易机会,有助于企业拓展海外市场、融入全球生产网络,并降低跨区域生产布局所面临的市场进入与交易成本。因此,区域开放程度的提高能够增强其对企业生产布局的区位吸引力。

由此,绿电供给可能通过改善区域开放条件,进一步影响企业的区位选择。基于上述分析,本文首先确认绿电供给对企业扩张的总效应,随后检验绿电供给对机制变量的作用,结果如表8所示。

表 8 区域开放程度的机制检验		
变量	(1)	(2)
	<i>MR</i>	<i>OPEN</i>
<i>GE</i>	1.137*** (0.172)	0.239*** (0.005)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	否
省份固定效应	否	是
年份固定效应	是	是
<i>R</i> ²		0.955
Pseudo <i>R</i> ²	0.228	
样本量	532140	557130

注:① *OPEN* 为区域开放程度;②其余同表3。

路径检验结果表明,绿电供给对区域开放程度的回归系数为 0.239,且在 1% 水平上显

著,这表明绿电供给的增加显著提升了区域开放程度。区域开放程度是绿电促进企业扩张的重要传导渠道。其经济学逻辑在于,绿电作为低碳能源,有效缓解了出口导向型企业面临的碳关税压力和国际绿色贸易壁垒,从而增强了地区的贸易竞争力和投资吸引力,研究假说 H3 得到支持。

(四)异质性分析

为揭示绿电供给对企业区位选择的作用差异,本文从企业治理结构、行业特征以及区域属性维度使用交乘项开展异质性分析。首先,从董事长和总经理是否为同一人,研究企业治理结构对区位选择决策的影响。其次,根据行业特征是否为高污染行业、是否为高能耗产业划分样本,以检验行业属性是否会导致区位选择行为产生差异。最后,从地理空间角度出发,将目标地划分为东北和非东北地区,考察区域特征对企业区位选择的作用,结果如表 9 所示。其中, *DUAL* (是否为两职合一企业), *POLLU* (是否为高污染行业), *ENERGY* (是否为高能耗行业), *REGION* (是否为东北地区)都是二分类变量,取值为零就是基准组(非高污染行业、非两职合一、非国有企业和非东北地区为基准组),取值为 1 就是非基准组。交乘项的显著性表示两组之间是否有差异。

表 9 异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	企业治理结构	行业特征		区域属性
	是否两职合一	是否高污染行业	是否高能耗行业	是否东北地区
<i>GE</i> (基准组)	1.335*** (0.209)	0.946*** (0.195)	0.966*** (0.183)	1.099*** (0.173)
<i>GE</i> × <i>DUAL</i>	-0.563** (0.286)			
<i>GE</i> × <i>POLLU</i>		0.587* (0.307)		
<i>GE</i> × <i>ENERGY</i>			0.842** (0.369)	
<i>GE</i> × <i>REGION</i>				-7.584*** (1.901)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.228	0.228	0.228	0.228
样本量	532140	532140	532140	532140

注:①非高污染行业、非两职合一、非国有企业和非东北地区为基准组;②其余注释同表 3。

列(1)结果显示,在两职合一企业中,绿电供给水平的正向作用明显减弱,表现为管理权高度集中的企业在设立子公司时并未将绿电供给水平作为核心参考依据。列(2)表明高污染行业对绿电供给水平的响应更为敏感,绿电是其生存的有效通行证,具有更强的缓冲合规成

本、降低合规压力的作用。列(3)表明能耗行业的能源成本占生产成本比重极高,对能源绿色化更为敏感。绿电供给不仅提供了清洁能源,更通过降低企业的隐性碳成本,显著提升了高能耗企业的边际收益。列(4)结果显示,而绿电供给效应存在明显的区域异质性,东北地区作为传统重工业基地,其产业结构偏重、能源消费路径依赖性强,以传统能源为基础的供能体系转型相对缓慢,即便区域具备一定的绿电资源或发展潜力,其在短期内也难以迅速、有效地转化为吸引企业落户的显著比较优势。企业的区位决策可能更受制于该区域整体的产业生态、运营成本结构及转型预期,而非绿电要素。

(五)绿电供给的空间溢出效应检验

考虑到企业的区位扩张决策可能同时受到本地条件与邻近地区能源供给状况的共同影响,本文进一步引入空间滞后解释变量模型(Spatial Lag of X, SLX),在基准模型中纳入绿电供给的邻近地区均值项(W_GE),以识别相邻地区条件的外溢效应,结果如表 10 所示。

表 10 空间溢出效应检验	
变量	(1)
	MR
GE	1.193*** (0.183)
W_GE	-0.586 (0.443)
控制变量	是
个体固定效应	是
年份固定效应	是
Pseudo R ²	0.228
样本量	532140

注:① W_GE 为邻近地区绿电供给的空间滞后项;②其余注释同表 3。

回归结果显示,核心解释变量绿电供给(GE)的系数为 1.193,且在 1% 水平上高度显著。这表明即使在控制邻近地区竞争后,本地绿电供给对企业扩张的吸引力依然强劲,进一步证实了基准结论的可靠性。邻近地区绿电变量(W_GE)的系数在统计学上并不显著,可能是因为绿电的区位吸引力具有较强的地域锁定特征。企业扩张决策主要受本地绿电驱动,尚未观察到邻近地区绿电供给显著改变企业对本地区的区位选择,也未发现邻近绿电对本地区构成显著的虹吸效应。

六、结论和建议

(一)结论

本文以 2011—2022 年中国 A 股制造业上市公司为样本,系统考察了绿电供给水平对企

业区位选择的影响及其作用机制,得出以下结论:

第一,绿电供给显著促进了企业生产型子公司的区位选择。绿电资源丰富的地区通过降低能源约束与碳合规成本,构建起低碳且具竞争力的营商环境,使其成为区别于传统劳动力、市场及交通等要素的新兴区位引力源。

第二,环境规制对绿电的引资效应具有负向调节作用。尽管绿电能降低成本,但强有力的环境规制带来的环保投入与治理压力,会削弱企业的选址意愿。这表明绿电的区位吸引力具有一定的制度情景依赖性,绿色能源优势难以完全抵消高规制带来的制度约束。

第三,区域开放程度是绿电供给影响企业布局的潜在路径。绿电优势有助于优化绿色生产根基,吸引国际资本与外向型产业,并顺应全球绿色供应链调整及ESG趋势,通过强化全球化链接提升地区对企业的吸引力。

第四,绿电的区位效应存在明显的异质性与本地化特征。从企业和行业视角看,治理结构完善的企业及高污染高能耗行业对绿电的响应更为敏感。从空间视角看,该效应呈现强本地化特征,邻近地区的绿电供给对本地区企业布局影响有限;在传统能源依赖较重的区域,绿电的潜力尚待进一步释放。

(二)政策建议

第一,强化绿色能源供给体系,构建低碳驱动的产业集聚硬支撑。政府应当持续提升绿电供给的稳定性与普惠性,将其打造为区域招商引资的底色资源,加速构建以新能源为主体的新型电力系统。这不仅要求在储能技术、电网智能调峰等硬件基础设施上持续投入,更要通过市场化改革,优化绿电交易机制,降低企业参与绿电市场的制度性门槛与交易成本。当清洁、稳定且价格可控的绿色能源成为区域普遍性的资源要素时,企业自然会形成绿电集聚的选址偏好,从而推动区域产业空间布局从传统要素导向向绿色要素导向的范式转型。

第二,统筹环境规制与产业联动,实现制度压力向协同效应的转化。地方政府要摒弃一刀切的强硬手段,建立“环境规制-绿色支撑”的协同机制,即在执行严格环保标准的同时,配套精细化的绿色赋能工具。例如,针对高规制地区,政府可通过建立企业环保表现与绿电配额挂钩的激励模型,给予绿色技术创新补贴、绿电直供通道优惠以及碳交易减免等支持,通过这些政策对冲高环保投入带来的额外负担。通过这种硬约束加软激励的组合策略,使严格的环境监管转变为倒逼产业升级的动力,让绿色能源优势在高规制环境下依然能转化为企业的扩张引力。

第三,依托绿色能源红利,构建高质量对外开放的绿色协同机制。重点推进“绿色能源+产业链”的深度融合,通过打造绿色低碳产业园区、建立国际标准的绿色认证体系,吸引那些高度依赖能源转型指标、对碳足迹有严苛要求的高端制造业及外向型国际资本。同时,要积极对接国际绿色贸易规则,完善绿色金融服务体系,通过绿色信贷、绿色债券等工具,降低企

业绿色生产的融资门槛。这些措施不仅能强化本地产业链与全球价值链的高效衔接,更能形成绿电驱动产业、产业赋能出口、出口反哺绿色创新的良性闭环,使区域经济在高质量开放中获得可持续发展的动能。

第四,坚持区域差异化与空间本地化,精准施策破解能源路径依赖。对于传统能源路径依赖较强、产业结构偏重、转型压力大的地区,不能急于求成,而应采取能源转换先行、产业结构重塑的渐进路径。要重点通过重大项目投资加快当地能源结构转型,在保障能源供应安全的基础上,稳步降低传统能源比重。对于高能耗、高污染行业高度集聚的重点区域,政策重点应转向绿色存量改造。应通过强制性的绿色技术标准提升,引导企业向绿色生产转型,并同步加大绿电供给保障,为这些企业提供低碳转型的缓冲区和跳板。同时,鉴于绿电供给的本地化效应显著,各地区应立足自身资源禀赋,避免跨区域资源争夺中的内耗式竞争,而是通过提升目标地区自身绿色能源的可获取性,确立各具特色的区域绿色竞争优势,从而在更大范围内实现产业布局优化与环境协同发展。

参考文献:

- [1] 蔡宏波,韩金镛,钟腾龙.企业迁移的减排效应——兼论“污染天堂假说”与“波特假说”[J]. 经济学动态,2022(11):90-106.
- [2] 陈诗一,陈登科.雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究,2018,53(02):20-34.
- [3] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(05):100-120.
- [4] 李杰义.技术引进、技术努力与创新赶超[J]. 社会科学家,2022(09):14-18.
- [5] 李胜兰,初善冰,申晨.地方政府竞争、环境规制与区域生态效率[J]. 世界经济,2014,37(04):88-110.
- [6] 李四海,马文琪.环境规制压力与企业“多言寡行”的“漂绿”行为[J]. 环境经济研究,2025,10(01):46-73.
- [7] 刘荣增,何春.环境规制对城镇居民收入不平等的门槛效应研究[J]. 中国软科学,2021(08):41-52.
- [8] 刘争,黄浩,邓秀月.人口规模、产业结构与能源效率——基于空间面板计量模型的实证[J]. 宏观经济研究,2022(08):117-130+175.
- [9] 任广乾,赖浣峰,赵乐凡.环境规制、数字化转型与绿色技术创新——来自中国工业企业的数据分析[J]. 北京理工大学学报(社会科学版),2024,26(03):28-42.
- [10] 孙晓华,张竣喃,李佳璇.市场型环境规制与制造企业转型升级——来自“排污权交易”的微观证据[J]. 数量经济技术经济研究,2024,41(01):90-109.
- [11] 唐将伟,黄燕芬,陈钰洁.环境规制助力高质量发展:理论机制与实证检验[J]. 价格理论与实践,2024(07):72-76.
- [12] 唐哲,张清俊,魏修建.低碳转型下的企业进入退出——来自低碳城市试点政策的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究,2025,42(04):157-175.
- [13] 王冠男,吴非,曹铭.对外开放对企业数字化转型驱动效应研究[J]. 亚太经济,2022(01):102-110.
- [14] 王军,高玮浓,张健.“双碳”目标下城市群环境规制的减排效应——兼论“波特假设”与“污染天堂假说”[J]. 湖南师范大学自然科学学报,2024,47(03):102-110.
- [15] 王国印,王动.波特假说、环境规制与企业技术创新:对中东地区地区的比较分析[J]. 中国软科学,2011

(01):100–112.

[16] 王晓芳,杨永健. “一带一路”沿线国家对外开放程度测度及影响因素研究[J]. 亚太经济, 2023(04): 15–23.

[17] 王伊攀,袁月媚. 土地招商竞争对污染源跨区域转移的影响——基于重污染企业异地迁移的经验证据[J]. 中央财经大学学报, 2023(01):115–128.

[18] 王玉爽. 环境规制对绿色全要素生产率的影响——基于环境分权和空间溢出视角[J]. 中国流通经济, 2023, 37(09):63–79.

[19] 吴新生,梁琦. 贸易自由化与FDI区位选择——来自“一带一路”沿线国家的经验证据[J]. 东北大学学报(社会科学版), 2017, 19(06):571–579+586.

[20] 谢贞发,陈芳敏,陈卓恒. 非意图的结果:环保税率省际差异与污染企业迁移策略[J]. 财贸经济, 2023, 44(03):24–39.

[21] 徐佳,崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济, 2020(12):178–196.

[22] 许文立,孙磊. 市场激励型环境规制与能源消费结构转型——来自中国碳排放权交易试点的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(07):133–155.

[23] 杨永聪,刘丽冰,刘慧婷. 环境规制与制造业企业投资效率——基于中央环保督察的准自然实验[J]. 环境经济研究, 2023, 8(02):67–87.

[24] 余官胜,林俐. 企业海外集群与新晋企业对外直接投资区位选择——基于浙江省微观企业数据[J]. 地理研究, 2015, 34(02):364–372.

[25] 张饶,郭晓旭. 低碳城市试点政策引发重污染企业异地迁移吗?——基于企业设立异地子公司的经验证据[J]. 产业经济研究, 2024(02):73–87.

[26] 赵伟,何元庆,徐朝晖. 对外开放程度度量方法的研究综述[J]. 国际贸易问题, 2005(06):32–35.

[27] Champagne, M. P., J. Dub é . The Impact of Transport Infrastructure on Firms’ Location Decision: A Meta-analysis Based on a Systematic Literature Review[J]. Transport Policy, 2023, 131: 139–155.

[28] Chen, L., U. Kenjayeva, G. Mu, et al. Evaluating the Influence of Environmental Regulations on Green Economic Growth in China: A Focus on Renewable Energy and Energy Efficiency Guidelines[J]. Energy Strategy Reviews, 2024, 56: 101544.

[29] Chen, P., A. A. Dagestani. Urban Planning Policy and Clean Energy Development Harmony—Evidence from Smart City Pilot Policy in China[J]. Renewable Energy, 2023, 210: 251–257.

[30] Chen, X. H., K. Tee, M. Elnahass, et al. Assessing the Environmental Impacts of Renewable Energy Sources: A Case Study on Air Pollution and Carbon Emissions in China[J]. Journal of Environmental Management, 2023, 345: 118525.

[31] Chen, Y. Factors Influencing Renewable Energy Consumption in China: An Empirical Analysis Based on Provincial Panel Data[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 174: 605–615.

[32] Chen, Z., M. E. Kahn, Y. Liu, et al. The Consequences of Spatially Differentiated Water Pollution Regulation in China[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2018, 88: 468–485.

[33] Copeland, B. R., M. S. Taylor. North–South Trade and the Environment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1994, 109(3): 755–787.

[34] Correia, S., P. Guimarães, T. Zylkin. Fast Poisson Estimation with High–Dimensional Fixed Effects[J]. The Stata Journal, 2020, 20(1): 95–115.

[35] Destek, M. A., A. Aslan. Renewable and Non–Renewable Energy Consumption and Economic Growth in Emerging Economies: Evidence from Bootstrap Panel Causality[J]. Renewable Energy, 2017, 111: 757–763.

[36] Egli, F., R. Zhang, V. Hopo, et al. The Contribution of Corporate Initiatives to Global Renewable Electricity

Deployment[J]. *Nature Communications*, 2023, 14(1): 4678.

[37] Gouriéroux, C., A. Monfort, A. Trognon. Pseudo Maximum Likelihood Methods: Theory[J]. *Econometrica*, 1984, 52(3): 681–700.

[38] Kong, J. J., T. T. Feng, M. L. Cui, et al. Mechanisms and Motivations: Green Electricity Trading in China's High-Energy-Consuming Industries[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2025, 210: 115212.

[39] Li, S., S. H. Park. Determinants of Locations of Foreign Direct Investment in China[J]. *Management and Organization Review*, 2006, 2(1): 95–119.

[40] Li, X., L. Pan, J. Zhang. Development Status Evaluation and Path Analysis of Regional Clean Energy Power Generation in China[J]. *Energy Strategy Reviews*, 2023, 49: 101139.

[41] Li, X., R. Wang, Z. Shen, et al. Government Environmental Signals, Government-Enterprise Collusion and Corporate Pollution Transfer[J]. *Energy Economics*, 2024, 139: 107935.

[42] Liu, G., W. Xu, Q. M. Nguyen. Can the Energy Transition Drive Economic Development? Empirical Analysis of China's Provincial Panel Data[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2024, 206: 123541.

[43] Liu, X., Q. Niu, S. Dong, et al. How Does Renewable Energy Consumption Affect Carbon Emission Intensity? Temporal-Spatial Impact Analysis in China[J]. *Energy*, 2023, 284: 128690.

[44] López-Gamero, M. D., J. F. Molina-Azorín, E. Claver-Cortés. Environmental Uncertainty and Environmental Management Perception: A Multiple Case Study[J]. *Journal of Business Research*, 2011, 64(4): 427–435.

[45] Mejía-Dorantes, L., A. Paez, J. M. Vassallo. Transportation Infrastructure Impacts on Firm Location: The Effect of a New Metro Line in the Suburbs of Madrid[J]. *Journal of Transport Geography*, 2012, 22: 236–250.

[46] Melo, P. C., D. J. Graham, R. B. Noland. Impact of Transport Infrastructure on Firm Formation: Evidence from Portuguese Municipalities[J]. *Transportation Research Record*, 2010, 2163(1): 133–143.

[47] Mitze, T., F. Kreutzer. Relocation, Innovation, and the Difference That Firm Size Makes: Insights for Global Sourcing Strategies of SMEs[J]. *Journal of International Entrepreneurship*, 2023, 21(3): 354–384.

[48] Pan, X., L. Yu. Do China's Pilot Emissions Trading Schemes Lead to Domestic Carbon Leakage? Perspective from the Firm Relocation[J]. *Energy Economics*, 2024, 132: 107334.

[49] Peng, N., X. Zhang. The Impact of Environmental Regulations on the Location Choice of Newly Built Polluting Firms: Based on the Perspective of New Economic Geography[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2022, 29(39): 59802–59815.

[50] Ren, D., X. Guo, C. Li. Research on Big Data Analysis Model of Multi Energy Power Generation Considering Pollutant Emission—Empirical Analysis from Shanxi Province[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 316: 128154.

[51] Samadi, S., A. Fischer, S. Lechtenböhrer. The Renewables Pull Effect: How Regional Differences in Renewable Energy Costs Could Influence Where Industrial Production Is Located in the Future[J]. *Energy Research & Social Science*, 2023, 104: 103257.

[52] Shen, J., S. Wang, W. Liu, et al. Does Migration of Pollution-Intensive Industries Impact Environmental Efficiency? Evidence Supporting “Pollution Haven Hypothesis”[J]. *Journal of Environmental Management*, 2019, 242: 142–152.

[53] Shin, H., A. E. Ellinger, H. H. Nolan, et al. An Assessment of the Association Between Renewable Energy Utilization and Firm Financial Performance[J]. *Journal of Business Ethics*, 2018, 151(4): 1121–1138.

[54] Sitompul, H., M. Saifi, B. Hutahayan, et al. Use of Renewable Energy to Enhance Firm Performance: A Systematic Review[J]. *Sustainability*, 2024, 16(21): 9157.

[55] Tashman, P. Corporate Climate Change Adaptation, Vulnerability and Environmental Performance in the

United States Ski Resort Industry[D]. Washington, DC: The George Washington University, 2011.

[56] Tsai, T. Y., F. Urmetzer. A Decisional Framework for Manufacturing Relocation: Consolidating and Expanding the Reshoring Debate[J]. International Journal of Management Reviews, 2024, 26(2): 254–284.

[57] Tu, Z., Y. Cao, B. Liu. Can Environmental Regulations Promote Regional Industrial Transfer?[J]. Sustainability, 2023, 15(7): 5780.

[58] Walter, I., J. L. Ugelow. Environmental Policies in Developing Countries[J]. Ambio, 1979, 8(2–3): 102–109.

[59] Wang, J., S. Zhang, Q. Zhang. The Relationship of Renewable Energy Consumption to Financial Development and Economic Growth in China[J]. Renewable Energy, 2021, 170: 897–904.

[60] Wang, Q., L. Zhu. Environmental Regulation, Firm Heterogeneity, and Intra-Industry Reallocation[J]. China Economic Review, 2021, 68: 101648.

[61] Wu, H., H. Guo, B. Zhang, et al. Westward Movement of New Polluting Firms in China: Pollution Reduction Mandates and Location Choice[J]. Journal of Comparative Economics, 2017, 45(1): 119–138.

[62] Xia, H., L. Dai, L. Sun, et al. Analysis of the Spatiotemporal Distribution Pattern and Driving Factors of Renewable Energy Power Generation in China[J]. Economic Analysis and Policy, 2023, 80: 414–428.

[63] Yang, Z., H. Liu, Y. Yuan, et al. Can Renewable Energy Development Facilitate China’s Sustainable Energy Transition? Perspective from Energy Trilemma[J]. Energy, 2024, 304: 132160.

[64] Zeng, K., Y. Xu, Z. Xie. Local Sourcing Embeddedness, Manufacturing Relocation, and Firm Attitudes Toward the US–China Trade War: A Survey Analysis of China–Based MNC Subsidiaries[J]. Business and Politics, 2023, 25(2): 91–116.

[65] Zhang, P. Do Energy Intensity Targets Matter for Wind Energy Development? Identifying Their Heterogeneous Effects in Chinese Provinces with Different Wind Resources[J]. Renewable Energy, 2019, 139: 968–975.

[66] Zhao, N., M. Zhao, H. Long, et al. Facing or Evading? The Impact of Environmental Taxes on the Migration of Heavily Polluting Enterprises in China[J]. Environment, Development and Sustainability, 2025, 27(5): 11773–11796.

[67] Zhao, X., Y. Fan, M. Fang, et al. Do Environmental Regulations Undermine Energy Firm Performance? An Empirical Analysis from China’s Stock Market[J]. Energy Research & Social Science, 2018, 40: 220–231.

[68] Zhou, D., J. Guo. Can Intellectual Property Demonstration Cities Influence the Location Choice of Polluting Enterprises? Evidence from China[J]. Environment, Development and Sustainability, 2024, 26(6): 14163–14187.

附录：

附表 1 使用绿电消耗量替换发电量后的回归结果				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	MR	MR	MR	MR
AC	6.795*** (0.170)	7.315*** (0.161)	1.378*** (0.287)	1.775*** (0.277)
控制变量	否	否	是	是
个体固定效应	否	是	否	是
年份固定效应	否	是	否	是
Pseudo R ²	0.021	0.196	0.131	0.249
样本量	432810	398790	432810	398790

注：①AC为绿电供给的替代变量；②其余注释同表3。

附表2 控制平均销售电价后的回归结果

变量	(2)	(3)
	MR	MR
GE	1.333*** (0.312)	1.204*** (0.311)
控制变量	是	是
个体固定效应	否	是
年份固定效应	否	是
Pseudo R ²	0.240	0.241
样本量	212310	212310

附表3 剔除外送大省后的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	MR	MR	MR	MR
GE	7.268*** (0.271)	7.931*** (0.274)	1.214*** (0.369)	1.416*** (0.390)
控制变量	否	否	是	是
个体固定效应	否	是	否	是
年份固定效应	否	是	否	是
Pseudo R ²	0.013	0.168	0.127	0.234
样本量	501417	473445	501417	473445

注：①注释同表3。

How does Green Electricity Supply Influence Enterprise Location Selection: Evidence from A-share Listed Manufacturing Enterprises

Li Qianwen^{a,b} Huang Liling^a and Long Ruyin^{a,b}

(a: Business School of Jiangnan University;

b: Institute for National Security and Green Development of Jiangnan University)

Abstract: Under the constraints of the United Nations Sustainable Development Goals and China's dual-carbon strategy, carbon emission quotas have become a critical factor shaping corporate development. Accordingly, the determinants of enterprise location selection are gradually shifting away from traditional considerations such as transportation accessibility, cost minimization, and supply-chain support toward cleaner and lower-carbon production. This study employs a high-dimensional fixed-effects Poisson pseudo-maximum likelihood (PPML) estimation method, utilizing panel data on the geographical distribution of production-oriented subsidiaries established by Chinese A-share listed manufacturing firms between 2011 and 2022. It systematically examines the mechanisms through which green electricity supply affects firms' location choices. Empirical findings reveal that: Green electricity supply is significantly and positively associated with the location choices of firms' production-oriented subsidiaries, with regions characterised by higher levels of green electricity supply being more attractive to firms when making location decisions. Environmental regulation negatively moderates the relationship between green electricity supply and firms' location choices; that is, stricter environmental regulation weakens the positive effect of green electricity supply on firms' location choices. Path analysis suggests that regional openness may constitute an important channel through which green electricity supply influences firms' location choices. Further heterogeneity analysis reveals that the relationship between green electricity supply and firms' location choices varies across corporate governance structures, industry characteristics, and regional attributes. Spatial analysis further indicates that the locational attractiveness of green electricity is primarily local, with no statistically significant spillover effects detected from green electricity supply in neighbouring regions. By incorporating green electricity supply into the analytical framework of firms' location choices, this study extends the literature on corporate location decisions in the context of the green and low-carbon transition and provides empirical evidence for optimising the regional allocation of green energy resources and promoting a more efficient spatial distribution of industrial activity.

Keywords: Green Electricity Supply; Enterprise Location Selection; Environmental Regulation; Openness

JEL Classification: Q51, Q56

(责任编辑:卢 玲)