

引用格式:南士敬,李方东,汪金伟,等.中国可再生能源发展水平的区域差异、分布动态与收敛性[J].资源科学,2023,45(7):1335-1350. [Nan S J, Li F D, Wang J W, et al. Regional differences, distribution dynamics, and convergence of renewable energy development in China[J]. Resources Science, 2023, 45(7): 1335-1350.] DOI: 10.18402/resci.2023.07.05

中国可再生能源发展水平的区域差异、分布动态与收敛性

南士敬¹,李方东¹,汪金伟^{2,3},吴建奎⁴

(1. 西北大学经济管理学院,西安 710127;2. 湖北经济学院低碳经济学院,武汉 430205;3. 碳排放权交易省部共建协同创新中心,武汉 430205;4. 西安外国语大学经济金融学院,西安 710128)

摘要:【目的】可再生能源作为能源系统的重要组成部分,是构建成本低廉、清洁低碳、安全高效的新型能源体系的关键驱动力之一。因此,深入探究中国可再生能源发展水平的区域差异、分布动态及其收敛性将有助于深入理解中国可再生能源发展水平现状及其演进趋势,为中国进一步推进能源革命、建设新型能源体系、进而实现“双碳”目标提供政策指引。【方法】基于2006—2019年的中国省级面板数据,使用Dagum基尼系数、Kernel密度、 σ 收敛和空间 β 收敛等方法分析中国可再生能源发展的细致特征。【结果】①在发展水平上,全国及东、中、西和东北四大地区的可再生能源发展水平均呈现稳步上升的趋势,其中东北地区年均增长率最高;②在区域差异上,全国及四大地区可再生能源发展水平的内部差异逐渐减小,区域间不平衡是总体差异的主要来源,且区域间差异对总体差异的影响仍在逐渐增大;③在分布动态上,全国可再生能源发展水平具有显著的空间相关性,同时,四大地区内部出现极化现象,但极化现象随时间推移逐渐减弱;④在收敛性上,全国及四大地区可再生能源发展水平均存在 σ 收敛和 β 收敛特征,其中,东北地区收敛性最强,西部地区收敛性最弱。【结论】中国可再生能源发展水平具有较大的发展潜力,且存在明显的区域差异性和空间溢出效应。因此,中国政府应该重视可再生能源发展,各地区应因地制宜制定差异化的可再生能源发展激励政策,同时应加强区域间交流与合作,多方联动共同推进可再生能源加速发展,助力“双碳”目标实现。

关键词:可再生能源;区域差异;空间相关性;Dagum基尼系数;条件 β 收敛模型;Kernel密度估计;中国

DOI: 10.18402/resci.2023.07.05

1 引言

“双碳”战略是以习近平同志为核心的党中央统筹国内国际两个大局做出的重大战略决策,也是进入新发展阶段后中国面临的新的重大理论和实践问题。党的二十大报告指出,要推动能源清洁低碳高效利用、深入推进能源革命、加快规划建设新型能源体系、确保能源安全,积极稳妥推进碳达峰碳中和。作为中国能源系统的重要组成部分,可再生能源具有清洁、可再生等优点。推动能源转型,

大力发展可再生能源是促进绿色低碳经济发展、推进中国经济模式向绿色发展方式转型的重要途径。

可再生能源是指自然界中补充率高于消耗率,可循环再生,取之不尽、用之不竭的能源,主要包括太阳能、水能、风能、生物质能、波浪能、潮汐能、海洋温差能、地热能等。近年来,中国可再生能源呈现出发展速度快、运行质量好、利用水平高、产业竞争力强的良好态势,取得了诸多里程碑式的新成绩。国家能源局数据显示,2022年全国风电、光伏

收稿日期:2023-03-01 修订日期:2023-07-06

基金项目:教育部人文社会科学研究规划基金项目(18XJC790009);陕西省软科学基金项目(2023-CX-RKX-193);陕西省社会科学基金项目(2018D15);碳排放权交易省部共建协同创新中心开放课题(23CICETS-YB007)。

作者简介:南士敬,男,河北保定人,副教授,研究方向为低碳经济与绿色发展、数量经济理论与方法。E-mail: nanshijing1@163.com

通讯作者:汪金伟,男,湖北黄冈人,副教授,研究方向为资源与环境经济。E-mail: wangjinwei@hbue.edu.cn

发电新增装机突破1.2亿kW;发电量达到1.19万亿kW·h,较2021年增加2073亿kW·h,可再生能源在总量上继续保持全球领先地位^[1]。尽管中国可再生能源发展迅速,水电、风电、光伏发电、生物质发电装机总规模连续多年稳居世界首位^[2],但人均可再生能源发电量全球排名仍较靠后。美国能源信息署(EIA)国际能源统计数据库的数据显示,2021年中国可再生能源人均发电量在世界排名中仅位居44位^①。中国可再生能源仍存在较大发展空间。

此外,受资源禀赋、政策导向和经济社会发展水平等因素的影响,中国各地区可再生能源发展并不平衡。大多数可再生能源资源丰富的地区位于经济落后的西部省份,而支付水平较高,能源需求不断增长的东部发达城市往往缺乏可开发利用的可再生能源资源。《中国电力统计年鉴(2020)》显示,2019年西部地区人均可再生能源发电量为3801 kW·h,是东部地区人均可再生能源发电量的7.9倍^[3]。可再生能源发展的不均衡会造成资源浪费和供需矛盾,严重时制约经济的良性发展。因此,测度中国可再生能源发展水平,探讨可再生能源发展的区域差异,从时空双维度探究其空间分布特征和动态演变规律,将有助于客观把握中国可再生能源发展现状和分布特征,进而可以对各地区可再生能源发展提供有针对性的政策建议。这对加快中国经济发展方式绿色转型、推动建设新型能源体系、实现碳达峰碳中和目标具有重要意义。

2 文献综述

可再生能源是绿色低碳能源,对环境无害或危害极小,而且分布广泛,适宜就地开发利用。得益于天然的地理优势,可再生能源在中国具有广阔的发展前景和显著的环境效益,符合中国推动绿色发展,实现人与自然和谐共生的内在要求。随着近年来人们对环境问题的日益重视,对可再生能源发展的研究也逐渐成为当前学术界探讨的热点话题。

归纳起来,国内外学者对可再生能源发展的研究主要集中在可再生能源影响因素和区域分布差异两个方面。从可再生能源发展的影响因素来看,范英等^[4]认为,环境与经济增长之间的矛盾是推动

能源转型,促进可再生能源发展的根本动因;谭显春等^[5]发现可再生能源企业的投资水平会随着环境规制强度的变化而发生相应改变。此外,经济增长^[6]、城市化^[7]、金融发展、投资^[8,9]、能源使用情况^[10]、能源价格^[11]、技术创新^[12]以及二氧化碳排放^[13]和民众的环保意识^[14]等因素也被认为是影响可再生能源发展的重要因素。

从可再生能源发展的区域差异与分布动态来看,大部分文献只是对某一种类的可再生能源进行研究。如李存斌等^[15]和Dong等^[16]借助DEA-TOPSIS模型测算了我国各省风电绩效,并证实全国各省风力发电绩效水平存在明显的区域差异性;陈枫楠等^[17]基于2009年的太阳能光伏数据,分析了中国太阳能光伏产业的区域分布特点及原因,发现中国太阳能光伏发电主要集中在以青海为核心的西北地区 and 以北京、河北为核心的华北区域;钱玉杰^[18]以水能资源为研究对象,发现中国西南地区的水能资源最为丰富,而东部地区的水能资源则较为贫乏。较少文献对中国可再生能源整体发展情况的区域差异和分布动态进行研究,且大多使用的是多指标评价打分或者主成分等方法测算中国可再生能源发展水平。如蔺迎辉等^[19]使用多指标评价打分法测算中国可再生能源发展水平,得出中国可再生能源发展迅速,但空间分布呈现出不均衡,不同地区不同类型的可再生能源发展水平差异较大的结论;Wang^[20]使用主成分分析测算中国29个省可再生能源发展水平,发现中国可再生能源存在明显区域差异性,且经济较为发达的省份可再生能源发展水平更高。

此外,关于区域差异、分布动态与收敛性相关研究使用的方法上,多数使用Dagum基尼系数、莫兰指数、Kernel密度、 β 收敛等方法,也有少数文献使用因子分析和聚类分析等方法。如邓光耀^[21]使用Dagum基尼系数研究中国能源消费碳排放的区域差异;王青^[22]通过Dagum基尼系数分析长三角都市圈工业能源消费碳排放强度的区域差异,并利用核密度方法探究其动态演进;张强^[23]使用莫兰指数研究中国能源消费碳排放效率的空间相关性;罗良清等^[24]与朱婧涵等^[25]分别使用空间 β 收敛模型、因子分

① 作者根据美国能源信息署(EIA)国际能源统计数据库的原始数据计算得出。

2023年7月

析法和系统聚类法对中国能源强度的时空收敛性和化石能源的区域差异展开研究。

综上所述,以往学者对中国可再生能源发展进行了广泛而深入的探讨,且关于区域差异、分布动态与收敛性的研究方法较为丰富,这为本文研究提供了重要的参考借鉴。同时也不难发现,已有文献在指标选取上多基于某一类可再生资源(如水能、风能和太阳能)展开研究,选取指标单一;尽管有部分文献从投入产出角度出发测算中国可再生能源发展状况展开研究,但二者均不能很好地表征可再生能源发展水平,且关于可再生能源发展的时空分异特征、分布动态演进趋势和收敛性研究较少,这为本文提供了研究空间。此外,尚未有文献从可再生能源发电量出发对中国可再生能源发展水平进行区域差异和分布动态研究。鉴于此,本文基于中国2006—2019年的省级可再生能源发电量面板数据,对中国可再生能源发展的区域差异、分布动态与收敛性进行细致研究。首先,与现有研究不同的是,本文从中国可再生能源整体发展情况出发,首次使用省级可再生能源发电量数据对中国可再生能源发展水平进行测度,避免了单一类型可再生能源发电量衡量可再生能源发展水平的片面性;其次,采用Dagum基尼系数、Kernel密度估计与Moran's I 指数等当前主流的统计方法,研究了中国可再生能源发展水平的分布动态和时空演变趋势,明晰了我国可再生能源发展的良好态势和区域差异特征;最后,建立空间回归模型研究全国以及各区域的收敛特征和影响因素情况,从区域差异视角出发提出有针对性的政策建议,为推动可再生能源区域协同发展提供政策参考。

3 研究方法与变量选择

3.1 研究方法

3.1.1 Dagum基尼系数及其分解

为测度中国可再生能源发展水平的区域差异并揭示其来源,本文使用Dagum基尼系数对2006—2019年中国可再生能源发展水平的区域差异进行分解。Dagum基尼系数及子群分解方法将总体基尼系数分解为区域内基尼系数、区域间基尼系数和超变密度3个部分^[26]。其中区域内基尼系数测算的是各地区(即东、中、西和东北地区)区域内部的差异,区域间基尼系数度量的是区域之间(即东-中、

东-西、东-东北、中-西、中-东北、西-东北)的差异,超变密度反映的是不同区域之间的交叉重叠对总体差异的贡献^[27]。基尼系数的详细计算过程可以参考张国兴等^[28]、张卓群等^[29]的研究,限于篇幅,本文不再赘述。

3.1.2 Kernel密度估计

为进一步研究中国可再生能源发展水平的动态演进情况,本文使用核(Kernel)密度估计不同区域可再生能源发展水平的分布位置、形态、延展性与极化趋势^[30]。设 $f(y)$ 为中国可再生能源发展水平 y 的概率密度函数^[31],则有:

$$f(y) = \frac{1}{mh} \sum_{i=1}^m K\left(\frac{y_i - y_0}{h}\right) \quad (1)$$

式中: m 为观测值个数; h 为带宽; y_i 为独立同分布的观测值; y_0 为观测值的均值; $K(\cdot)$ 为高斯核函数。

3.1.3 全局空间自相关分析

借助莫兰指数(Moran's I)分析2006—2019年中国31个省份(因数据缺失,不包括港澳台地区)可再生能源发展水平的区域空间关联程度。Moran's I 指数的表达式为^[32]:

$$\text{Moran's } I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (2)$$

式中: n 为空间单元个数; y_i 和 y_j 分别表示省份 i 和 j 的可再生能源发展水平; \bar{y} 为所有省份可再生能源发展水平的均值; w_{ij} 为空间权重矩阵,本文选择地理距离作为空间权重。

3.1.4 收敛性分析

根据研究视角的不同,收敛性可分为 σ 收敛和 β 收敛,借鉴孔芳霞等^[33]、杨旭等^[34]的研究,本文分别对中国可再生能源发展水平进行 σ 和 β 收敛分析。

σ 收敛是检验各地区可再生能源发展水平偏离整体平均水平的程度是否随时间推移呈现逐渐下降的趋势,本文选用常用的变异系数法测度 σ 收敛情况,具体计算公式如下:

$$\sigma_{gt} = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^{N_g} (y_{igt} - \bar{y}_{gt})^2 / N_g}}{\bar{y}_{gt}} \quad (3)$$

式中: σ_{gt} 表示第 t 年 g 区域的变异系数; N_g 表示 g 区域内省份个数; y_{igt} 表示第 t 年 g 区域内第 i 个省份

的可再生能源发展水平; \bar{y}_{gt} 表示第 t 年 g 区域可再生能源发展水平的均值。

β 收敛是指可再生能源发展水平较低的地区具有更快的发展速度,能够追赶可再生能源发展水平较高的地区,使得地区间的差距逐渐缩小。考虑到可再生能源发展受经济、社会等诸多因素影响,本文采用更符合现实情况的条件 β 收敛模型来检验其收敛情况,其基准模型如下:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{it}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{it}) + \delta X_{i,t+1} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中: $y_{i,t+1}$ 和 $y_{i,t}$ 分别表示 i 省在 $t+1$ 年和 t 年的可再生能源发展水平; $\ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{it}}\right)$ 表示其可再生能源发展水平在 $t+1$ 年的增长率; α 为常数项; β 为收敛系数; $X_{i,t+1}$ 为影响可再生能源发展水平的一系列控制变量; δ 为对应控制变量的系数向量; μ_i 和 η_t 分别表示个体和时间固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。

然而,当各省份之间存在显著的空间相关性时,其空间交互效应会影响基准收敛模型的估计结果。因此,本文将空间相关性纳入收敛模型^[35]。式(5)–(7)分别为SLM、SEM和SDM形式的空间条件 β 收敛模型:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{it}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{it}) + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln\left(\frac{y_{j,t+1}}{y_{jt}}\right) + \delta X_{i,t+1} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{it}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{it}) + \delta X_{i,t+1} + \mu_i + \eta_t + u_{it} \quad (6)$$

$$u_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it}$$

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+1}}{y_{it}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{it}) + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln\left(\frac{y_{j,t+1}}{y_{jt}}\right) + \gamma \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln(y_{jt}) + \delta X_{i,t+1} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式中: $y_{j,t}$ 表示 j 省在 t 年的可再生能源发展水平; ρ 为空间自相关系数,表示邻近地区可再生能源增长率对本地区的影响; λ 为空间误差系数,表示随机扰动项中的空间效应; γ 为自变量空间滞后系数,表示邻近地区可再生能源发展水平对本地区的影响。

3.2 变量选择

3.2.1 可再生能源发展水平

鉴于数据的可得性,本文将水电、风电、太阳能发电3种可再生能源发电量汇总后做人均处理,得到人均可再生能源发电量,用来表征各省份的可再生能源发展水平(RE) (表1),以此分析中国可再生能源发展水平的区域差异、分布动态及其收敛性,相关数据来源于2007—2020年《中国电力年鉴》和《中国电力统计年鉴》。

3.2.2 控制变量

影响可再生能源发展水平的因素较多,考虑到数据可得性以及借鉴前人相关研究,选取如下控制变量:①环境规制(ER),使用工业污染治理投资完成额占第二产业比重衡量^[5,36];②经济发展水平(GDP),使用人均GDP衡量^[6];③城镇化率(URB),用城镇人口占常住人口的比重来计算^[7];④金融发展(FD),用股票市价总值占GDP的比重衡量^[8];⑤可再生能源基础设施建设(REI),使用人均可再生能源装机容量衡量^[8];⑥化石能源禀赋(COA),使用

表1 变量描述性统计分析

Table 1 Descriptive statistics of variables

变量	变量含义	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
RE	人均可再生能源发电量/(kW·h/人)	434	5.948	1.588	0.000	9.457
ER	环境规制强度/%	434	0.003	0.003	0.000	0.025
GDP	人均GDP/(元/人)	434	10.512	0.613	8.663	12.009
URB	城镇化率/%	434	0.537	0.143	0.226	0.896
FD	股票市价总值占GDP比重/%	434	0.729	2.402	0.020	40.800
REI	人均可再生能源装机容量/(kW/人)	434	0.277	0.295	0.000	1.717
COA	人均煤炭消费量/(t/人)	434	1.298	0.559	0.000	3.032
EI	可再生能源发电量占比/%	434	0.242	0.263	0.000	1.023
GI	绿色专利数量/项	434	6.785	1.783	0.000	10.436
CO_2	人均二氧化碳排放量/(t/人)	434	10.783	2.065	0.000	13.030

2023年7月

人均煤炭消费量衡量^[8];⑦能源结构(EI),用可再生能源发电总量与总发电量之比衡量^[10];⑧绿色创新(GI),使用当年获批的绿色专利数量衡量^[12];⑨环境压力(CO_2),使用人均 CO_2 排放量衡量^[13]。

上述控制变量中,环境规制、经济发展水平、城镇化率由《中国统计年鉴》公布数据计算得到,股票市价总值数据来源于《中国金融统计年鉴》,可再生能源装机容量和总发电量数据来源于《中国电力年鉴》和《中国电力统计年鉴》,煤炭消费量数据来自《中国能源统计年鉴》,人均 CO_2 排放量数据来源于中国碳核算数据库(CEADs),绿色专利数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)。由于《中国电力统计年鉴》从2006年开始将风力发电纳入统计,且人均 CO_2 排放量和能源禀赋两个变量目前只更新到2019年,故本文将样本区间设定为2006—2019年。此外,本文根据《中国统计年鉴(2020)》的地区划分标准,同时参考郭庆宾等^[37]、吴成颂等^[38]的研究,将全国除港、澳、台外的31个省份划分为东部地区、中部地区、西部地区和东北地区四大区域。

3.2.3 变量处理

考虑到 β 收敛模型的设定,同时参考以往相关研究,本文将人均可再生能源发电量、人均GDP、人均可再生能源装机容量、人均煤炭消费量、绿色专利数量和人均二氧化碳排放量作取自然对数处理,个别缺失数据采用线性插值法进行插补。

4 结果与分析

4.1 中国可再生能源发展水平的演变趋势

2006—2019年全国和四大地区可再生能源发展水平的变化趋势如图1所示。首先,从时间变化趋势来看,所有曲线均呈现上升态势,说明样本期内全国及各地区的可再生能源发展水平均有较大程度的提升。从空间变化趋势来看,西部地区可再生能源发展水平稳步上升,且一直处于领先地位,这是由于其可再生资源禀赋较好所致,如云南、四川等省份具有丰沛的水利资源;中部地区除2011年略有下降外,一直保持上升趋势,发展水平略低于全国平均水平;东部地区和东北地区虽呈现出波动上升的态势,但远低于全国平均水平。最后,从变动速率特征来看,东、中、西、东北地区以及全国可再生能源发展水平的年均增长率分别为7.815%、8.006%、13.792%、13.953%和12.353%,按东部、中部、西部和东北地区顺序呈现出依次递增的趋势,由此说明,虽然东北地区的初始可再生能源发展水平比较低,但其具有较高的发展潜力;而西部地区凭借其资源禀赋优势和国家相关政策的支持,一直保持较快的增长速度。

4.2 中国可再生能源发展水平的区域差异测度

4.2.1 区域内差异

使用Dagum基尼系数对全国和四大地区可再生能源发展水平的区域内差异进行测度(图2)。首

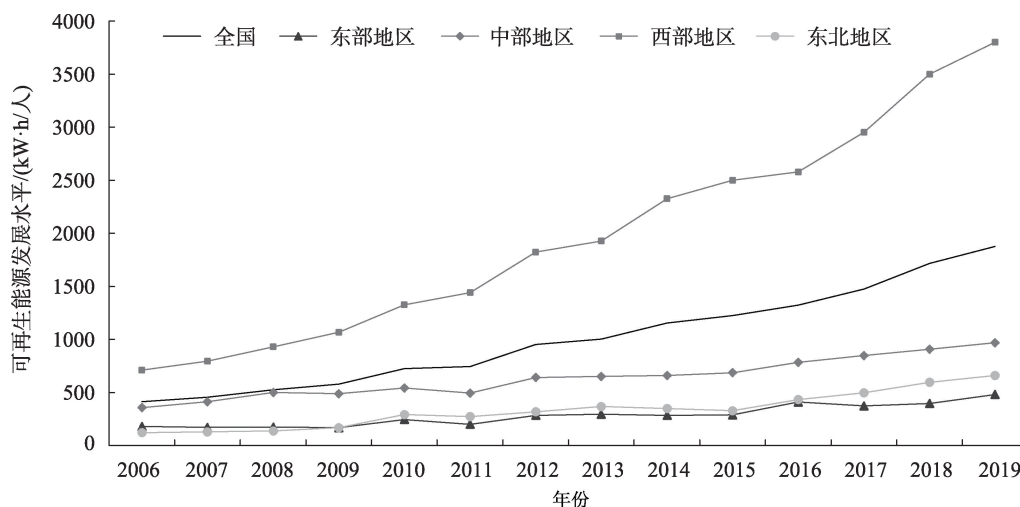


图1 2006—2019年全国和四大地区可再生能源发展水平变化趋势

Figure 1 Trend of renewable energy development level in China and the four regions, 2006-2019

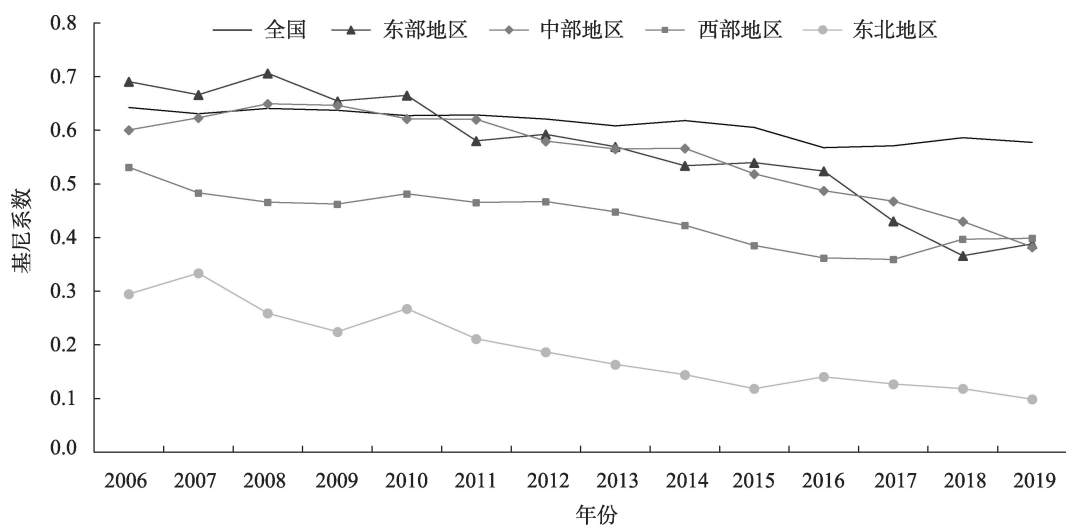


图2 2006—2019年中国和四大地区可再生能源发展水平区域内基尼系数演变趋势

Figure 2 Trend of intraregional Gini coefficient of renewable energy development level in China and the four regions, 2006-2019

先,考察全国可再生能源发展水平的区域内差异。从整体上看,全国基尼系数的均值为0.612,在0.568~0.643之间波动,这表明全国可再生能源发展水平存在较大程度的整体差异。在发展趋势上,全国基尼系数整体呈现出逐步下降的趋势,从2006年的0.643下降到2019年的0.577,降幅为10.131%,年均下降幅度0.818%。

其次,考察四大地区可再生能源发展水平的区域内差异。从四大地区基尼系数的均值来看,区域内差异由大到小依次为东部地区(0.565)、中部地区(0.554)、西部地区(0.438)和东北地区(0.192)。从四大地区基尼系数的演变趋势来看,各区域均大致呈现下降趋势。具体而言,东北地区总体降幅最大,达66.647%,年均降幅8.099%;东部地区次之,为43.767%,年均降幅4.332%;中部地区总体降幅较小,为36.301%,年均降幅3.410%;西部地区最小,为24.911%,年均降幅2.180%。值得注意的是,西部地区基尼系数在2018年出现上升趋势,到样本期末2019年成为四大区域内差异最大的地区,这可能是因我国政府对环境保护的重视程度增加和西部地区可再生资源禀赋较好所致。如2017年末,中央经济工作会议将“环保和污染防治”明确为2018—2020年三大工作目标之一,中央、地方政府出台了一系列重要政策,如《关于促进西南地区水电消纳的通知》《弃水弃风弃光问题实施方案》,为中国可再生能源发展提供了重要的政策支撑,而四川、云

南等个别西部水电大省相较于其他西部省份获得了更多政策红利且具备大规模发展可再生能源所需的资金和技术,故西部地区基尼系数在2018年呈现上升趋势。

4.2.2 区域间差异

图3展示了中国各地区可再生能源发展水平的区域间差异及其变化趋势。从区域间基尼系数的均值来看,东-西、西-东北地区间差异较大,均值分别为0.766和0.718;其次是东-中和中-西地区间差异,均值为0.636和0.633;排名第五位的是中-东北地区,均值为0.528;区域间差异最小的是东-东北地区,均值为0.462。由此可见,中国各地区可再生能源发展水平差异较大,不均衡现象严重。从曲线的演变趋势看,除东-西和中-西地区间差异呈现出上升趋势外,其他地区均呈现出波动中下降的趋势。这可能是由于西部地区在样本初期可再生能源发展水平相对较高,发展速度较快,故与东部地区和中部地区的差距逐渐扩大,而东北部地区虽然可再生能源初始发展水平不高,但年均增幅较大,故与西部地区之间的差异逐渐缩小。具体来看,东-东北地区和中-东北地区下降幅度最大,降幅分别为49.234%和47.558%;其次是东-中地区,降幅为31.918%;下降幅度最小的是西-东北地区,整体降幅只有3.063%;东-西和中-西地区呈现出轻微上升趋势,其中东-西地区增幅最大,为7.397%;中-西地区增幅较小,整体增幅仅为0.293%。

2023年7月

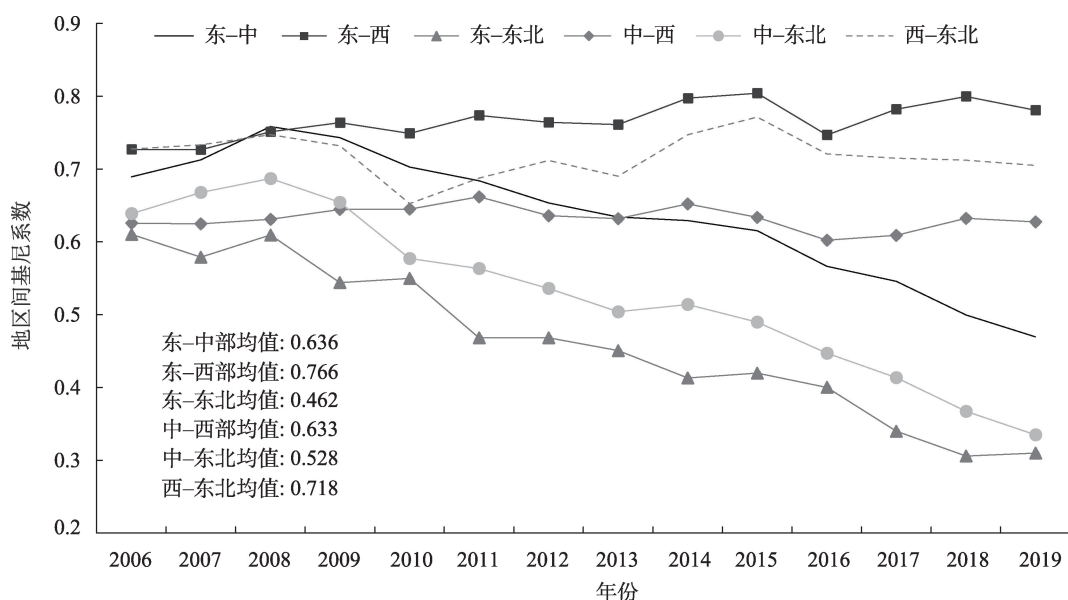


图3 2006—2019年中国可再生能源发展水平区域间基尼系数演变趋势

Figure 3 Trend of inter-regional Gini coefficient of China's renewable energy development level, 2006-2019

4.2.3 区域差异来源分解

图4展示了区域内差异、区域间差异和超变密度对全国可再生能源发展水平差异贡献率的演变趋势。总体来看,区域内差异、区域间差异和超变密度的平均贡献率分别为25.743%、63.423%和10.834%。具体来说,区域内差异贡献率呈现出波动中下降的趋势,差异程度从2006年的29.274%下降到2019年的24.076%,年均降幅为1.492%;区域

间差异贡献率波动中上升,从2006年的49.667%上升到2019年的72.609%,年均增幅为2.964%;超变密度贡献率在样本期间大幅下降,从2006年的21.059%下降到2019年的3.315%,降幅为84.258%,年均降幅为13.257%。这充分说明中国可再生能源发展水平的差异主要是由区域间差异造成的,且区域间差异对整体差异的影响逐渐增大,同时也暗示出从区域间差异出发制定相关政策更有利于实现

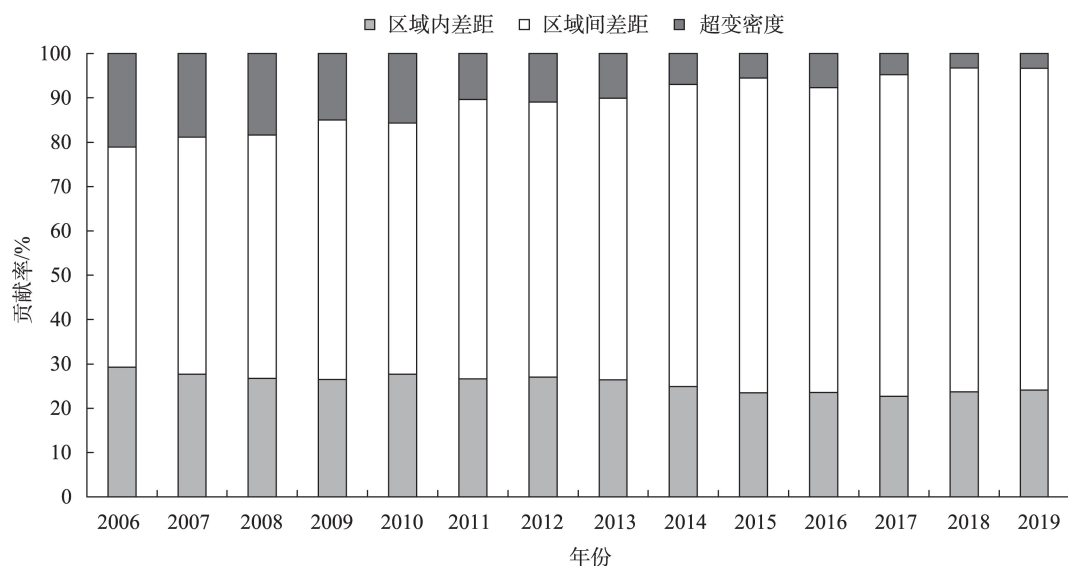


图4 2006—2019年中国可再生能源发展水平差异贡献率的演变趋势

Figure 4 Contribution rate of differences in China's renewable energy development level, 2006-2019

中国可再生能源的协调发展。

4.3 中国可再生能源发展水平的空间分布动态

4.3.1 Kernel 密度估计

通过 Kernel 密度估计分析中国及四大地区可再生能源发展水平绝对差异变化的时变演进过程(图5)。图5a展示了2006—2019年全国可再生能源发展水平的动态演进趋势。从分布位置来看,核

密度曲线主峰先右移后左移,说明样本期内全国可再生能源发展水平呈现出上升趋势,但由于个别省份受资源禀赋和政策红利影响,发展速度远高于其他省份,故曲线在发展水平较低的区域形成聚集,主峰最终呈现出左移的趋势。从分布形态来看,样本期内核密度曲线主峰高度随时间推移呈下降态势,且主峰宽度有所减小,说明聚集省份数量逐渐

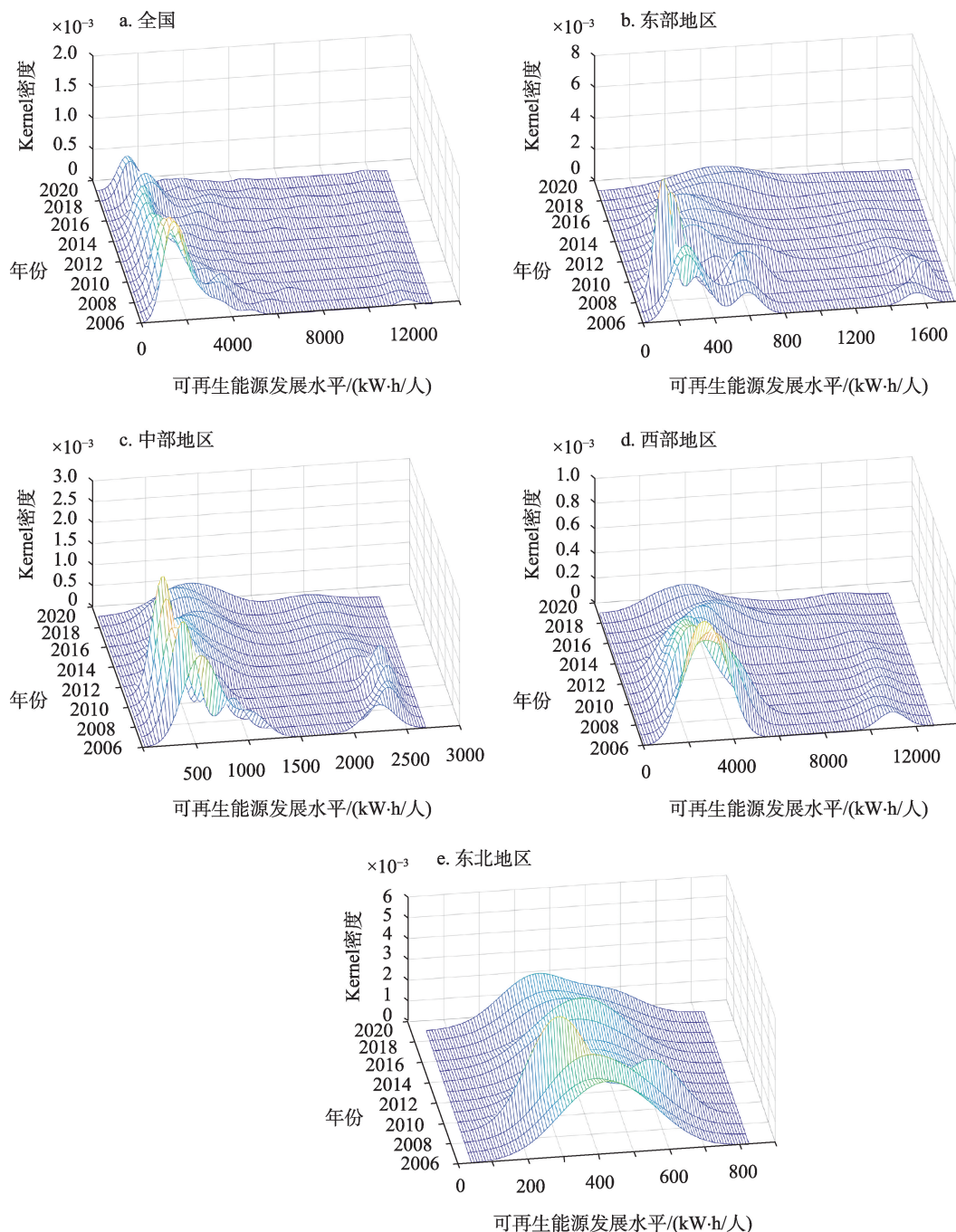


图5 2006—2019年全国及四大区域可再生能源发展水平的分布动态

Figure 5 Distribution dynamics of the renewable energy development level in China and the four regions, 2006-2019

2023年7月

减少,聚集地区的可再生能源发展水平差距逐渐缩小。从分布延展性来看,曲线右拖尾现象逐渐增强,说明分布延展性在一定程度上存在拓宽趋势。从分布极化现象来看,呈现“单一主峰”的态势,随着时间的推移,核密度曲线主峰右侧出现侧峰,且侧峰数量逐渐变多,出现极化趋势,说明部分可再生能源发展水平较高的省份逐渐形成聚集,全国可再生能源发展形成多极分化的局面。

图5b、5c、5d和5e分别展示了2006—2019年东部、中部、西部和东北地区可再生能源发展水平的动态演进过程。从分布位置来看,东部、中部和西部地区核密度曲线主峰右移,说明三大地区的可再生能源发展水平逐渐提高。从分布形态来看,四大地区的核密度曲线主峰高度都有不同程度的下降,且宽度增加,说明绝对差异均有所扩大。从分布延展性来看,东部、中部和西部地区均存在不同程度的右拖尾现象,且拖尾程度随时间的推移逐渐扩大,说明三大地区可再生能源发展水平的分布延展性存在一定的拓宽趋势。从分布极化现象来看,东部地区 and 中部地区呈现“单主峰,两侧峰”的态势,西部地区表现为“一主一侧”的分布形态,东北地区为“单一主峰”的态势,说明在样本初期东部、中部和西部地区均存在不同程度的空间极化现象,而东北地区并不存在极化现象。随着时间的推移,东部地区在样本末期逐渐演变为单峰,中部地区逐渐演化为“一主一侧”的双峰态势,西部地区保持双峰分布形态,且东部、中部和西部三大地区的侧峰高度

逐渐降低,而东北地区除在2009年短暂出现过双峰态势外,其他年份一直保持单峰形态,说明各地区区域内部极化特征在整体上趋于弱化。极化程度逐渐降低,这可能是由于同一区域内自然环境较为相似,可再生能源资源禀赋也较为相近,在样本初期时可再生能源发展存在不均衡现象,但是随着人们环保意识增强,可再生能源受到广泛关注,可再生能源相关技术的传播以及政府的引导促使可再生能源在样本中后期朝着均衡方向发展。

4.3.2 空间相关性分析

图6展示了中国可再生能源发展水平的空间相关程度。其中折线图反映Moran's I 指数随年份变化的趋势,底部的柱状图则表示相应年份Moran's I 指数对应的 P 值。可以看出,样本期内全国范围的Moran's I 指数均在1%的显著性水平下显著为正,且呈现出逐年上升的趋势,说明中国可再生能源发展水平呈现出显著的空间正相关性,且相关性逐渐增强。这可能是因为可再生资源受地理环境影响较大,往往呈现出空间集聚状态,在样本初期由于各地区内不同省份重视程度不同导致区域内省份可再生能源发展水平差异较大,从而表现出较弱的空间正相关,随着各省份对其重视程度的增加,在禀赋相近的条件下可再生能源发展水平趋于相似,因此空间正相关程度逐渐增强。

4.4 中国可再生能源发展水平的收敛性分析

4.4.1 σ 收敛检验

图7展示了2006—2019年全国及四大地区可

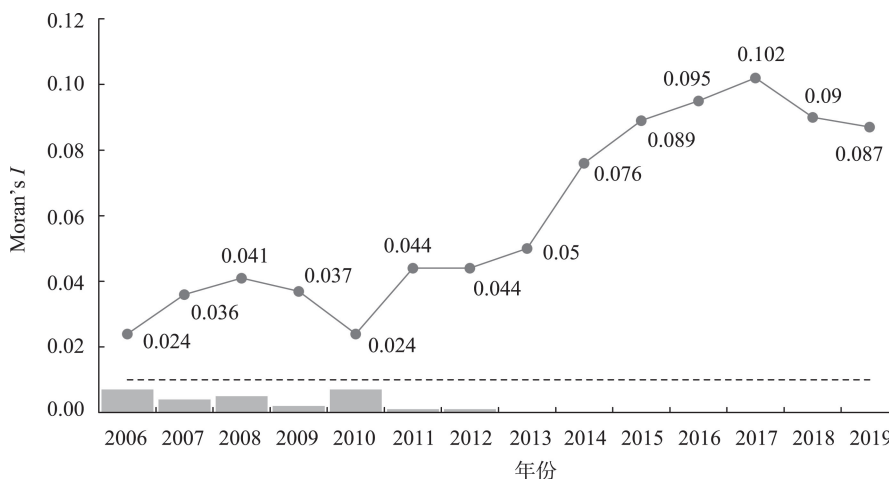


图6 2006—2019年中国可再生能源发展水平全局Moran's I 指数变化趋势

Figure 6 Trend of global Moran's I of China's renewable energy development level, 2006-2019

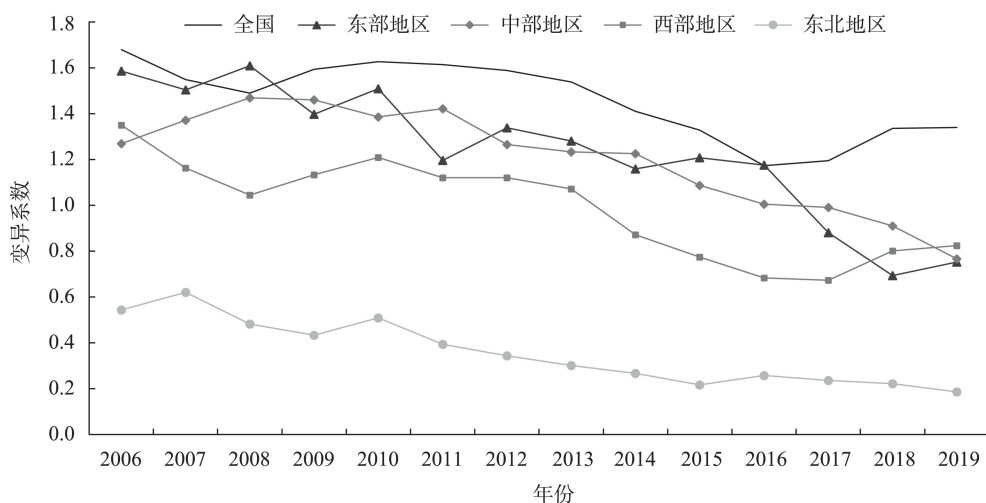


图7 2006—2019年全国及四大地区可再生能源发展水平的 σ 收敛结果

Figure 7 σ convergence of the renewable energy development level in China and the four regions, 2006-2019

再生能源发展水平的 σ 收敛结果。从全国层面来看,2006—2008年 σ 收敛系数短暂下降,降幅为11.265%;2009—2010年经过2.075%的小幅上升后,直至2016年一直呈现收敛态势,降幅为27.284%;2017年后则一直保持发散态势,增幅为12.129%。纵观整个考察期,全国 σ 收敛系数呈下降趋势且整体下降幅度为20.230%,年均降幅为1.724%,说明全国可再生能源发展水平偏离整体平均的程度随时间的推移呈现不断下降的趋势,即全国层面的可再生能源发展水平呈现出 σ 收敛态势。分地区来看,东北地区 σ 系数的下降幅度最大,样本期内降幅为65.769%,年均降幅7.916%,收敛性最强,原因在于东北地区省份较少,地理位置接近,资源禀赋相似,在发展可再生能源的过程中可以相互借鉴,更易实现区域内部协同发展;其次是东部地区,下降幅度为52.552%,年均降幅为5.574%,收敛性次之;中部地区 σ 收敛系数下降幅度较小,样本期内下降幅度为39.564%,年均降幅为3.800%;西部地区 σ 收敛系数下降幅度最小,是四大地区中收敛性最弱的地区,整体降幅为38.924%。这可能是因为西部地区部分省份可再生资源禀赋较好,在样本初期可再生能源发展水平较高,且在国家相关政策支持下,可再生能源发展速度一直保持较高水平,远远领先于西部其他省份,故比较来看,西部地区的收敛性相对较弱。综合来看,尽管个别地区的 σ 收敛系数在个别时期出现短暂上升,但全国与四大地区的 σ 收

敛系数在考察期内均呈现下降趋势,表现出 σ 收敛特征。

4.4.2 β 收敛模型的系数估计结果

由于中国可再生能源发展水平存在显著的空间正相关性,因此,本文采用空间 β 收敛模型进行分析。考虑到不同地区可再生能源发展水平的空间效应影响因素可能不同,本文采用Wald检验和LR检验作为选择最优空间 β 收敛模型的依据。表2给出了全国及四大地区可再生能源发展水平的条件 β 收敛模型的系数估计结果。

从表2检验结果可以看出,全国及东部、西部、东北地区的LR检验和Wald检验均通过显著性检验,中部地区的结果并不显著,因此,全国、东部、西部和东北地区使用SDM模型进行条件 β 收敛分析,中部地区则使用SEM模型进行分析。整体来看,2006—2019年全国、东部、中部、西部和东北地区的条件收敛系数 β 均显著为负,说明其可再生能源发展水平均存在显著的条件 β 收敛趋势,即在控制经济、资源、环境等因素的影响后,各区域可再生能源发展水平会收敛至各自的稳态水平。从收敛速度比较来看,全国及四大地区的收敛速度各不相同,东北地区收敛速度最快,其次是中部和东部地区,西部地区的收敛速度最慢,这可能是因为东北地区可再生能源发展水平整体较低,且初期区域内差异较大,而区域内经济发展水平特别相近,在控制主要影响因素后,可再生能源发展水平快速收敛;西

2023年7月

表2 中国可再生能源发展水平条件 β 收敛检验结果Table 2 Test results of conditional β convergence for China's renewable energy development level

变量	全国 SDM	东部 SDM	中部 SEM	西部 SDM	东北 SDM
β	-0.370*** (0.031)	-0.508*** (0.053)	-0.667*** (0.059)	-0.496*** (0.046)	-1.560*** (0.193)
ρ	-0.096 (0.173)	-0.923*** (0.166)		-0.911*** (0.286)	-0.579*** (0.155)
λ			-1.409*** (0.240)		
ER	12.285** (6.249)	-49.524** (20.346)	-0.401 (10.770)	-0.157 (3.717)	52.607** (24.976)
GDP	-0.278** (0.137)	0.524 (0.447)	0.832*** (0.265)	0.554*** (0.168)	-0.960*** (0.299)
URB	-1.436* (0.783)	1.587 (2.337)	-3.114 (2.349)	-2.383*** (0.837)	6.574* (3.365)
FD	0.012 (0.016)	-0.029 (0.023)	0.202 (0.206)	0.127** (0.050)	-0.118 (0.501)
REI	0.162 (0.160)	0.418 (1.720)	0.498*** (0.053)	0.262 (0.162)	2.217 (2.798)
COA	0.311* (0.164)	0.762 (0.653)	0.580*** (0.202)	1.124*** (0.182)	2.956*** (1.084)
EI	1.958*** (0.297)	6.122*** (1.337)	2.596*** (0.360)	1.943*** (0.215)	18.127*** (1.773)
GI	-0.005 (0.045)	-0.483** (0.196)	-0.206*** (0.077)	-0.069** (0.030)	0.796*** (0.184)
CO_2	-0.125 (0.122)	-1.219** (0.564)	-0.010 (0.112)	-0.481*** (0.140)	2.262*** (0.435)
$w \times \beta$	0.414** (0.159)	-0.646*** (0.167)		-1.065** (0.426)	-1.703*** (0.362)
$w \times ER$	91.731** (43.330)	-116.051* (70.151)		-20.996 (18.169)	96.666** (48.270)
$w \times GDP$	-0.393 (0.725)	1.594 (1.005)		1.816* (0.987)	-0.857 (0.642)
$w \times URB$	14.933** (6.861)	17.571* (10.395)		-1.679 (8.564)	-3.571 (6.446)
$w \times FD$	-0.288*** (0.076)	-0.190*** (0.061)		0.278 (0.243)	0.007 (0.994)
$w \times REI$	-1.197 (1.010)	0.556 (6.379)		-0.012 (0.828)	5.715 (4.673)
$w \times COA$	-3.586** (1.533)	3.887 (2.976)		4.554*** (1.182)	3.875** (1.780)
$w \times EI$	1.518 (2.167)	17.976** (7.017)		5.667*** (1.267)	22.530*** (2.697)
$w \times GI$	0.447 (0.428)	-1.565** (0.642)		-0.219 (0.254)	1.850*** (0.383)
$w \times CO_2$	-1.036 (0.991)	-6.743*** (2.064)		-2.200** (0.863)	4.115*** (1.081)
LR - Lag	66.91*** [0.000]	48.53*** [0.000]	27.93*** [0.002]	30.81*** [0.001]	43.84*** [0.000]
LR - Error	67.04*** [0.000]	39.14*** [0.000]	14.74 [0.142]	26.20*** [0.004]	24.31*** [0.007]
Wald - Lag	72.81*** [0.000]	65.34*** [0.000]	37.59*** [0.000]	35.75*** [0.000]	139.10*** [0.000]
Wald - Error	71.69*** [0.000]	42.03*** [0.000]	14.94 [0.1342]	30.65*** [0.001]	16.42* [0.088]
Log Likelihood	82.646	9.632	94.894	157.091	99.133
R^2	0.001	0.027	0.192	0.004	0.053
观测值	403	130	78	156	39

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著;括号内的数值为系数标准误;中括号内的数值为P值。下同。

<http://www.resci.cn>

部地区可再生资源最为充裕且禀赋相近,但受经济发展水平差距较大影响,可再生能源发展水平差异亦较大,收敛速度亦最慢,这也从侧面说明西部地区可再生能源发展潜力较大。

4.4.3 β 收敛检验模型的直接效应

空间计量经济学家 Lesage 等^[39]指出,由于解释变量和被解释变量空间滞后项的影响,SDM 模型的系数并不能直接反映相应解释变量对被解释变量影响的边际效应,而应关注解释变量的直接效应、间接效应和总效应。直接效应表示本地区解释变量对本地区被解释变量的影响;间接效应(空间溢出效应)表示邻近地区解释变量对本地区被解释变量的影响;而总效应则为直接效应和间接效应的总和。同时,Goldberger 等^[40]指出,由于 SEM 仅存在空间滞后残差项,其参数估计是在观测值独立的假设下进行的,一个观测值的变化不会“溢出”影响其他观测值,即不存在溢出效应(间接效应),因此,SEM 模型的系数就是边际效应。由于篇幅限制,同时考虑到 SDM 和 SEM 模型变量系数的可比性问题,本文仅汇报条件 β 收敛的直接效应,即本地区解释变量的变动对本地区可再生能源增长率的影响。表 3 给

出了全国及四大地区可再生能源发展水平条件 β 收敛模型直接效应的估计结果。

从表 3 可以看出, β 对应的直接效应估计值与表 2 中系数 β 的估计值差异较小,但控制变量直接效应估计结果与表 2 中系数估计结果存在较大差异。具体来看,环境规制的提高对全国及东北地区可再生能源增长率有正向促进作用,但对东部地区表现出抑制作用,而中部和西部地区并不显著。这可能是由于东部地区经济发达,当其面临较强的环境规制水平时,更倾向于采取购买其他地区电力来应对环境规制的提高,而东北地区为中国重工业区,能源需求量大且具有一定的可再生资源禀赋,环境规制的提高对可再生能源增长率的促进作用更为显著。值得注意的是,中部和西部地区直接效应不显著仅说明环境规制的提高不影响可再生能源增长率,并不能说明其对可再生能源发展水平没有影响。经济发展水平的提高对中部和西部地区的可再生能源增长率具有促进作用,对全国及东北地区表现出抑制作用,而东部地区并不显著。这是因为中部、西部地区可再生资源禀赋较为丰富但经济发展水平不高,经济发展水平是制约可再生能源发展

表 3 中国可再生能源发展水平条件 β 检验的直接效应

Table 3 Direct effects of the conditional β convergence for China's renewable energy development level

变量	全国 SDM	东部 SDM	中部 SEM	西部 SDM	东北 SDM
β	-0.371*** (0.033)	-0.482*** (0.058)	-0.667*** (0.059)	-0.450*** (0.043)	-1.328*** (0.151)
ER	11.615* (6.035)	-40.744** (20.770)	-0.401 (10.770)	1.121 (3.655)	32.824* (17.825)
GDP	-0.262** (0.132)	0.416 (0.449)	0.832*** (0.265)	0.477*** (0.146)	-0.852*** (0.191)
URB	-1.538** (0.732)	-0.824 (2.339)	-3.114 (2.349)	-2.514*** (0.957)	8.419*** (2.432)
FD	0.013 (0.015)	-0.005 (0.023)	0.202 (0.206)	0.118*** (0.045)	-0.105 (0.336)
REI	0.176 (0.156)	0.487 (1.441)	0.498*** (0.053)	0.293** (0.139)	1.140 (2.102)
COA	0.321* (0.172)	0.268 (0.605)	0.580*** (0.202)	0.858*** (0.150)	2.308*** (0.781)
EI	1.937*** (0.297)	4.293*** (1.288)	2.596*** (0.360)	1.651*** (0.223)	14.784*** (1.683)
GI	-0.004 (0.043)	-0.309 (0.222)	-0.206*** (0.077)	-0.056** (0.027)	0.418** (0.179)
CO ₂	-0.117 (0.126)	-0.409 (0.561)	-0.010 (0.112)	-0.345*** (0.113)	1.472*** (0.354)

2023年7月

的重要因素,故经济发展水平的提高对中部和西部地区可再生能源增长率有显著的促进作用;而东北地区东部地区可再生资源禀赋较差,经济水平的提高并不能显著促进可再生能源增长率的提高。金融发展水平的提高仅对西部地区可再生能源增长率有显著的促进作用,而全国及其他地区并不显著,原因与经济发展水平相类似,即西部地区可再生资源禀赋较为丰富,金融市场的发展会为西部地区可再生能源发展带来所需资金,进而有效促进西部地区可再生能源增长率的提高。城镇化率、绿色创新能力和环境压力对全国各地区可再生能源增长率的影响较为一致,除东北地区显著为正外,其他地区均未表现出显著的促进作用,这可能是因为东北地区正处于产业结构转型的关键阶段,发展可再生能源可以有效缓解东北地区的能源、环境压力。此外,可再生能源基础设施建设、化石能源禀赋和能源结构对全国各地区可再生能源增长率均表现出促进作用。

5 结论与政策建议

5.1 结论

基于2006—2019年中国31个省份可再生能源相关数据,本文首先使用Dagum基尼系数及其分解方法测度全国及四大地区可再生能源发展水平的空间差异及其来源;其次使用Kernel密度估计等方法探究其演进特征;最后,利用 σ 收敛及空间 β 收敛模型对其收敛性进行检验。主要研究结论如下:

(1)全国及东、中、西和东北四大地区的可再生能源发展水平均呈现稳定上升的趋势,年均增长率东北地区最高,西部和中部地区次之,东部地区最低。同时,不同地区可再生能源发展水平呈现出西部、中部、东北和东部地区依次递减的分异特征,各地区可再生能源发展水平存在较大差距。

(2)全国可再生能源发展水平整体差距和区域间差异逐渐缩小,各地区内部趋于协同发展。区域内差异呈现出东部、中部、西部和东北依次递减的分布格局;虽然区域间差异较大,但除东-西和中-西地区间差异呈现出上升趋势外,其他区域间差异均呈现出波动中下降的趋势。从差异贡献率来看,区域间差异是可再生能源发展水平总体差异的主要来源,且对整体差异的影响仍在逐渐增大,区域

内差异和超变密度的贡献率相对较小。

(3)全国可再生能源发展水平的核密度曲线主峰先右移后左移,说明中国可再生能源发展水平在较低水平形成聚集。从区域内部来看,四大区域主峰高度都有不同程度的下降,且宽度增加,说明可再生能源发展水平的差异有所扩大。东部、中部和西部地区均存在不同程度的右拖尾现象,具有一定的分布延展性。同时,四大地区存在不同程度的极化现象,但内部极化的特征逐渐减弱。

(4)全国及四大地区的可再生能源发展水平均存在 σ 收敛和条件 β 收敛特征。就 σ 收敛特征而言,全国与四大地区的 σ 收敛系数整体上呈现下降趋势,其中,东北地区的收敛性最强,西部的收敛性较弱。从条件 β 收敛结果来看,全国及四大地区条件 β 收敛系数显著为负,其中,四大区域的收敛速度各不相同,东北地区收敛速度最快,其次是中部和东部地区,西部地区收敛速度最慢。

5.2 政策建议

基于上述结论,本文提出政策建议如下:

(1)大力发展可再生能源,加快中国新型能源体系建设。发展可再生能源已成为中国缓解能源短缺、增强国家能源安全保障能力、逐步实现能源独立的必然选择。然而,尽管近年来中国可再生能源发展迅速,但人均可再生能源发电量全球排名仍较靠后,还存在较大的发展空间,发展潜力较大。在此背景下,中国应大力推进可再生能源产业发展,发挥可再生能源在经济绿色低碳转型中的主导作用,为实现碳达峰、碳中和目标提供主力支撑。

(2)重视可再生能源发展过程中的地区差异问题,因地制宜制定差异化的可再生能源发展激励政策。中国可再生能源发展水平存在明显的地区差异,且区域间差异是可再生能源发展水平差异的主要来源,因此,各级政府应重视可再生能源发展过程中的地区差异问题,因地制宜,制定差异化的可再生能源发展战略,挖掘各地区可再生能源发展的最大潜力,实现可再生能源的快速发展。

(3)加强区域间的交流与合作,实现可再生能源的协调发展。中国可再生能源发展水平存在显著的空间溢出效应,这充分说明在推动可再生能源发展的过程中,要重视地区间的交流与合作。如东

部经济发达地区与西部可再生资源充裕地区应完善合作机制,东部地区充分发挥其经济和技术优势,为可再生资源禀赋较为丰富的西部地区提供技术和资金支持;西部地区应主动引进东部地区技术和资金,建立可再生能源共享共赢的合作机制。国家层面应做好推动可再生能源发展的顶层设计,推动各区域间和各省份间优势互补,多方联动共同推进可再生能源加速发展,助力“双碳”目标实现和美好中国建设。

参考文献(References):

- [1] 张翼. 我国可再生能源继续保持全球领先地位[N]. 光明日报, 2023-02-14(002). [Zhang Y. China's Renewable Energy Continues to Maintain a Leading Position in the World[N]. Guangming Daily, 2023-02-14(002).]
- [2] 高乔. 中国可再生能源发展领跑全球[J]. 新能源科技, 2022, (12): 1-2. [Gao Q. China leads the world in renewable energy development[J]. New Energy Technology, 2022, (12): 1-2.]
- [3] 中国电力企业联合会. 中国电力统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2020. [China Electricity Council. China Electricity Statistical Yearbook[M]. Beijing: China Statistics Press, 2020.]
- [4] 范英, 衣博文. 能源转型的规律、驱动机制与中国路径[J]. 管理世界, 2021, 37(8): 95-105. [Fan Y, Yi B W. Evolution, driving mechanism, and pathway of China's energy transition[J]. Journal of Management World, 2021, 37(8): 95-105.]
- [5] 谭显春, 张倩倩, 曾桢, 等. 环境规制对可再生能源企业投资水平的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(7): 127-136. [Tan X C, Zhang Q Q, Zeng A, et al. Impact of environmental regulations on the investment level of renewable energy enterprises[J]. China Population, Resources and Environment, 2022, 32(7): 127-136.]
- [6] Sadorsky P. Renewable energy consumption and income in emerging economies[J]. Energy Policy, 2009, 37(10): 4021-4028.
- [7] Islam M M. Renewable and non-renewable energy consumption in Bangladesh: The relative influencing profiles of economic factors, urbanization, physical infrastructure and institutional quality[J]. Renewable Energy, 2022, 184: 1130-1149.
- [8] 马丽梅, 黄崇乐. 金融驱动与可再生能源发展: 基于跨国数据的动态演化分析[J]. 中国工业经济, 2022, (4): 118-136. [Ma L M, Huang C L. Financial drivers and renewable energy development: A dynamic evolution analysis based on multinational data[J]. China Industrial Economics, 2022, (4): 118-136.]
- [9] Mukhtarov S, Yüksel S, Dinçer H. The impact of financial development on renewable energy consumption: Evidence from Turkey[J]. Renewable Energy, 2022, 187: 169-176.
- [10] Akintande O J. Modeling the determinants of renewable energy consumption: Evidence from the five most populous nations in Africa[J]. Energy, 2020, DOI: 10.1016/j.energy.2020.117992.
- [11] Apergis N, Payne J E. The causal dynamics between renewable energy, real GDP, emissions and oil prices: Evidence from OECD countries[J]. Applied Economics, 2014, 46(36): 4519-4525.
- [12] Li J W, Zhang X Y, Ai S, et al. Eco-innovation and energy productivity: New determinants of renewable energy consumption[J]. Journal of Environmental Management, 2020, DOI: 10.1016/j.jenvman.2020.111028.
- [13] Omri A, Nguyen D K. On the determinants of renewable energy consumption: International evidence[J]. Energy, 2014, 72: 554-560.
- [14] Fang X M, Wang L, Sun C W, et al. Gap between words and actions: Empirical study on consistency of residents supporting renewable energy development in China[J]. Energy Policy, 2021, DOI: 10.1016/j.enpol.2020.111945.
- [15] 李存斌, 董佳. 中国风力发电绩效的区域差异及空间计量分析[J]. 中国电力, 2022, 55(3): 167-176. [Li C B, Dong J. Regional differences and spatial econometric analysis of wind power generation performance in China[J]. Electric Power, 2022, 55(3): 167-176.]
- [16] Dong F G, Shi L. Regional differences study of renewable energy performance: A case of wind power in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 233: 490-500.
- [17] 陈枫楠, 沈镭. 中国太阳能光伏产业的区域差异及其原因分析[J]. 应用基础与工程科学学报, 2012, 20(S1): 108-118. [Chen F N, Shen L. Regional differences and their cause analysis of China's solar PV industry[J]. Journal of Basic Science And Engineering, 2012, 20(S1): 108-118.]
- [18] 钱玉杰. 我国水电的地理分布及开发利用研究[D]. 兰州大学, 2013. [Qian Y J. Study on the Geographical Distribution of Hydro-power and its Development and Utilization in China[D]. Lanzhou University, 2013.]
- [19] 蒯迎辉, 徐含, 孙秀亭. 我国新能源与可再生能源区域发展状况研究[J]. 山东行政学院学报, 2012, 120(5): 65-68. [Lin Y H, Xu H, Sun X T. Research on regional development of new energy and renewable energy in China[J]. Journal Of Shandong Academy Of Governance, 2012, 120(5): 65-68.]
- [20] Wang Y. Regional renewable energy development in China: A multidimensional assessment[J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2020, 124: 109797.
- [21] 邓光耀. 能源消费碳排放的区域差异及其影响因素分析[J]. 统计与决策, 2023, 39(6): 56-60. [Deng G Y. Regional variation of carbon emissions from energy consumption and its influencing factors[J]. Statistics & Decision, 2023, 39(6): 56-60.]

2023年7月

- [22] 王青. 长三角都市圈工业能源消费碳排放强度区域差异及动态演进[J]. 人民论坛·学术前沿, 2022, (22): 52–61. [Wang Q. Regional differences and dynamic evolution of carbon emission intensity of industrial energy consumption in the Yangtze River Delta metropolitan area[J]. Frontiers, 2022, (22): 52–61.]
- [23] 张强. 我国能源消费碳排放效率测度及其空间分布格局研究[J]. 节能, 2020, 39(5): 61–63. [Zhang Q. Measurement of carbon emission efficiency of energy consumption and its spatial distribution pattern[J]. Energy Conservation, 2020, 39(5): 61–63.]
- [24] 罗良清, 陆琳苗, 邹艳芬. 能源强度影响因素及时空收敛异质性的再测度研究[J]. 数理统计与管理, 2022, 41(6): 959–968. [Luo L Q, Lu L Z, Zou Y F. Remeasurement on the factors influencing energy intensity and its spatial and temporal convergence heterogeneity[J]. Journal of Applied Statistics and Management, 2022, 41(6): 959–968.]
- [25] 朱婧涵, 杨彬, 韦金萍, 等. 中国化石能源消费的区域差异及影响因素[J]. 中国市场, 2022, (23): 1–5. [Zhu J H, Yang B, Wei J P, et al. Regional differences and influencing factors of fossil energy consumption in China[J]. China Market, 2022, (23): 1–5.]
- [26] 赵昕, 贾在珣, 丁黎黎. 多维视角下中国海洋经济绿色全要素生产率的空间异质性[J]. 资源科学, 2023, 45(3): 609–622. [Zhao X, Jia Z X, Ding L L. Spatial heterogeneity of green total factor productivity of China's marine economy from a multidimensional perspective[J]. Resources Science, 2023, 45(3): 609–622.]
- [27] 孙博文, 张友国. 中国绿色创新指数的分布动态演进与区域差异[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(1): 51–72. [Sun B W, Zhang Y G. A research of the distribution dynamic evolution and regional disparities of green innovation index in China[J]. Journal of Quantitative & Technical Economics, 2022, 39(1): 51–72.]
- [28] 张国兴, 张婧钰. 黄河流域资源型城市高质量发展的时空演变[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(2): 124–133. [Zhang G X, Zhang J Y. Spatio-temporal evolution of high-quality development of resource-based cities in the Yellow River Basin[J]. China Population, Resources and Environment, 2023, 33(2): 124–133.]
- [29] 张卓群, 张涛, 冯冬发. 中国碳排放强度的区域差异、动态演进及收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(4): 67–87. [Zhang Z Q, Zhang T, Feng D F. Study on regional differences, dynamic evolution and convergence of carbon emission intensity in China[J]. Journal of Quantitative & Technical Economics, 2022, 39(4): 67–87.]
- [30] 钟顺昌, 邵佳辉. 黄河流域创新发展的分布动态、空间差异及收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(5): 25–46. [Zhong S C, Shao J H. Distribution dynamics, spatial differences and convergence of innovation development in the Yellow River basin[J]. Journal of Quantitative & Technical Economics, 2022, 39(5): 25–46.]
- [31] 苏增添, 王磊. 数字普惠金融对中国农业碳排放强度影响的空间效应与机制[J]. 资源科学, 2023, 45(3): 593–608. [Su P T, Wang L. Spatial effect of digital inclusive finance on agricultural carbon emission intensity and mechanism[J]. Resources Science, 2023, 45(3): 593–608.]
- [32] 姬超, 侯大伟, 赵晓杰, 等. 江苏省耕地土壤重金属健康风险强度空间集聚特征及影响因素[J]. 资源科学, 2023, 45(1): 174–189. [Ji C, Hou D W, Zhao X J, et al. Spatial agglomeration characteristics and influencing factors of health risk intensity of heavy metals in cultivated soil in Jiangsu Province[J]. Resources Science, 2023, 45(1): 174–189.]
- [33] 孔芳霞, 刘新智, 周韩梅, 等. 中国新型基础设施建设的绿色发展效应及其收敛性[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(5): 160–171. [Kong F X, Liu X Z, Zhou H M, et al. Green development effect of new infrastructure construction in China and its convergence[J]. China Population, Resources and Environment, 2023, 33(5): 160–171.]
- [34] 杨旭, 屈志光, 邓远建. 中国省域林业生产技术效率的空间收敛性及分异特征[J]. 资源科学, 2021, 43(10): 1947–1960. [Yang X, Qu Z G, Deng Y J. Spatial convergence and differentiation of forestry production technology efficiency in 30 provinces of China[J]. Resources Science, 2021, 43(10): 1947–1960.]
- [35] 吉雪强, 李卓群, 张跃松. 农地流转对农业碳排放的影响及空间特性[J]. 资源科学, 2023, 45(1): 77–90. [Ji X Q, Li Z Q, Zhang Y S. Influence of rural land transfer on agricultural carbon emissions and its spatial characteristics[J]. Resources Science, 2023, 45(1): 77–90.]
- [36] 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, (8): 41–52. [Liu R Z, He C. Study on the threshold effect of environmental regulation on income inequality of urban residents[J]. China Soft Science, 2021, (8): 41–52.]
- [37] 郭庆宾, 钟金融, 程叶青. 中国金融资源配置效率时空异质性及其影响因素[J]. 资源科学, 2022, 44(11): 2165–2177. [Guo Q B, Zhong J R, Cheng Y Q. Spatiotemporal heterogeneity of the financial resource allocation efficiency and its influencing factors in China[J]. Resources Science, 2022, 44(11): 2165–2177.]
- [38] 吴成颂, 昂昊. 中国绿色金融效率时空分异及其提升路径[J]. 资源科学, 2022, 44(12): 2456–2469. [Wu C S, Ang H. Spatiotemporal variations in the efficiency of green finance in China and its enhancement paths[J]. Resources Science, 2022, 44(12): 2456–2469.]
- [39] LeSage J P, Pace R K. Spatial Econometric Models[M]. Berlin: Springer, 2009.
- [40] Golgher A B, Voss P R. How to interpret the coefficients of spatial models? Spillovers, direct and indirect effects[J]. Spatial Demography, 2016, 4: 175–205.

Regional differences, distribution dynamics, and convergence of renewable energy development in China

NAN Shijing¹, LI Fangdong¹, WANG Jinwei^{2,3}, WU Jianluan⁴

(1. School of Economics and Management, Northwest University, Xi'an 710127, China; 2. School of Low Carbon Economics, Hubei University of Economics, Wuhan 430205, China; 3. Collaborative Innovation Center for Emissions Trading System Co-Constructed by the Province and Ministry, Wuhan 430205, China; 4. School of Economics and Finance, Xi'an International Studies University, Xi'an 710128, China)

Abstract: [Objective] As an important part of the energy system, renewable energy is one of the key driving forces to build the low-cost, clean and low-carbon, safe, and efficient new energy system. Exploring the regional differences, distribution dynamics, and convergence of China's renewable energy development level will help to deeply understand the current situation and evolution trend of China's renewable energy development level, and provide policy guidance for China to further promote the energy revolution, build a new energy system, and achieve the dual carbon goals. [Methods] Based on China's provincial panel data from 2006 to 2019, Dagum Gini coefficient, Kernel density, σ convergence, and spatial β convergence were used to analyze the detailed characteristics of China's renewable energy development level. [Results] (1) The renewable energy development level in China and the four regions of eastern, central, western, and northeastern China exhibited a steady rising trend, and the average annual growth rate in the Northeast was the highest; (2) The intraregional differences in the whole country and the four regions gradually decreased. The interregional imbalance was the main source of the overall difference, and its impact on the overall difference was increasing. (3) With regard to the distribution dynamics, the development level of renewable energy in China exhibited a significant spatial correlation. Polarization occurred in the four regions, but gradually weakened. (4) On the convergence side, the renewable energy development level of China as a whole and the four regions all showed the characteristics of σ convergence and β convergence, which was the strongest in the Northeast and the weakest in western China. [Conclusion] The development level of renewable energy in China possesses great potential for further improvement, and exhibited obvious regional differences and spatial spillover effects. Therefore, the Chinese government should attach importance to the development of renewable energy, and different regions should formulate differentiated incentive policies according to local conditions. The regions should strengthen regional exchanges and cooperation, promote mutual interaction, and jointly contribute to the realization of the dual carbon goals.

Key words: renewable energy; regional differences; spatial correlation; Dagum Gini coefficient; conditional β convergence model; Kernel density estimation; China