

中国省域能源生态足迹空间效应研究

冯 银, 成金华, 申 俊

摘 要: 选取 30 省 (自治区、直辖市) 行政单位作为基本空间单元, 依据 2004—2015 年中国统计年鉴和中国能源统计年鉴数据, 对中国人均能源生态足迹进行核算, 在此基础上运用 STIRPAT 模型的变式, 采用空间计量经济学的方法, 分析人均能源生态足迹影响因素的空间效应。研究表明: 从 2003 年到 2014 年中国人均能源生态足迹呈现不断上升的态势; 期间中国人均能源生态足迹存在着显著的全局空间集聚效应; 中国省域人均能源生态足迹存在较为显著的空间正相关性; 人均 GDP 和建筑业总产值的提升对中国人均能源生态足迹有着正向的空间影响, 新型城镇化的进程、提升规模以上工业企业的产出效率和高新技术产业的发展均有利于降低人均能源生态足迹。

关键词: 能源生态足迹; STIRPAT 模型; 空间计量

中图分类号: F124.5 文献标识码: A 文章编号: 1671-0169(2017)03-0085-12

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2017.03.025

一、引 言

进入 21 世纪之后, 中国的能源消费总量开始快速增长, 一般认为, 工业化是促使能源消费快速增长的核心因素^[1], 工业化的发展会提高工业利用规模, 能源利用则是工业发展的关键。随着中国工业化进程的推进, 能源消费的快速增长带来一系列的空气污染、生态破坏、气候变化等能源环境问题^[2]。此外, 虽然近年来中国的能源产量实现了快速增长, 但是由于能源消费增长过快以至于超过了能源产量的增长速度, 使得中国的能源消费出现供不应求, 人均能源生态足迹出现赤字, 直接影响和制约新常态下中国社会经济的稳定发展^[3]。

能源生态足迹作为侧重于生态理念的可持续发展量化指标, 国内外不少学者都通过对其测算来观测能源的利用强度, 进而提出改变能源利用方式的政策建议。Folke 等计算并分析了部分国家的生态足迹^[4]、Wackernagel 等计算并分析了欧洲波罗的海流域 29 个大城市、塞舌尔群岛和瑞典等的生态足迹^[5], 并提出使用节能技术、提高垃圾回收利用率等建议。生态足迹概念引入国内后, 谢高地等介绍了生态足迹的理论、方法和计算模型, 并对中国及其部分地区的生态足迹进行了实证分析^{[6][7][8]}。国内外学者对生态足迹的研究自 1991 年便开始, 但对能源生态足迹的空间效应影响研究并不多见。

基金项目: 国家社科基金重大项目“我国资源环境问题的区域差异和生态文明指标体系研究”(11&ZD040); 国家自然科学基金项目“中国城市居民生活完全能源消费的测算及影响因素分析”(71103164); 中国地质大学自主创新计划(1510491T04)

作者简介: 冯银, 中国地质大学 (武汉) 经济管理学院博士研究生 (湖北 武汉 430074); 成金华, 中国地质大学 (武汉) 经济管理学院 & 中国地质大学 (武汉) 资源环境经济研究中心教授、博士生导师

现阶段,地区能源生态足迹不仅会受到本地经济、社会等经济地理因素的影响,也可能还会受邻近区域能源生态足迹的影响。近年来基于空间计量经济学方法研究我国能源消费、碳排放问题的文献并不少。郑长德等采用空间计量经济学的方法实证分析发现,我国各省份的碳排放在空间分布上表现出一定的空间正自相关性^[9]。程叶青等发现省域能源消费碳排放强度具有明显的空间集聚特征,且集聚程度有不断增强的态势,能源强度、能源结构、产业结构和城市化率对能源消费碳排放强度时空格局演变具有重要影响^[10]。郝宇等基于面板数据的空间计量模型分析了中国能源消费和电力消费的环境库兹涅茨曲线^[11]。虽然这些文献涉及能源消费和碳排放的空间效应及影响因素的研究,但针对能源生态足迹的空间效应及影响因素的专门研究尚不多见。

20世纪70年代美国生态学家 Ehrlich 等为研究社会经济活动与环境压力之间的关系,提出 IPAT 模型^{[12](P89-157)},揭示人口、人均财富和技术三者之间的相互作用会对环境产生重要影响。然而这一模型无法揭示单一因素对环境压力的影响,因而 Dietz 等^[13]在 IPAT 的基础上又发展出了 STIRPAT 模型,该模型主要通过加入随机性影响来分解各技术项的实际贡献度,扩展后的 STIRPAT 模型主要形式为: $I = aP_i^b \cdot A_i^c \cdot T_i^d \cdot e^{\epsilon}$ 。STIRPAT 模型在实际研究中应用范围较广,展示出了良好的灵活性,可以通过增加其他控制因素来分析对观测目标的影响,国内已有大量学者在此框架下研究中国碳排放的影响因素^{[14][15][16][17]}。人均能源生态足迹亦是对环境状况的一种体现,因此本文通过扩展该模型来分析人均能源生态足迹的影响因子以及其影响程度。本文首先对中国人均能源生态足迹进行核算,然后构建空间计量模型,选取影响人均能源生态足迹的指标来分析中国人均能源生态足迹的空间效应,最后提出建议。

二、研究方法

(一) 人均能源生态足迹核算

本文涉及的能源生态足迹重点考虑化石能源消费对生态环境的冲击。能源生态足迹的计算方法是:分别计算人类生产生活活动中各类能源的生态足迹占用面积 (hm^2),将各类能源的等价土地面积相加,得到某特定区域的能源生态足迹值^[18]。具体人均能源生态足迹计算公式如下:

$$f = \sum (r_i/Y_i) * (P_i/N) \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (1)$$

其中, f 为某一地区的能源生态足迹, i 表示不同能源的编号,依次为煤炭、焦煤、燃料油、电力和天然气, r_i 表示不同能源的平均低位发热量, Y_i 表示不同能源的生态足迹土地面积转换系数, P_i 为不同能源的年消费总量, N 为各地区当年人口总数。

$$r_1 \sim r_5 = 20.90\text{GJ/t}, 28.44\text{GJ/t}, 41.82\text{GJ/t}, 3.6/10^5\text{GJ}/10^8\text{kW} \cdot \text{h}, 38.93 * 10^5\text{GJ}/10^8\text{m}^3 \text{①}$$

$$Y_1 \sim Y_5 = 55\text{GJ}/\text{hm}^2, 55\text{GJ}/\text{hm}^2, 71\text{GJ}/\text{hm}^2, 1000\text{GJ}/\text{hm}^2, 96\text{GJ}/\text{hm}^2$$

(二) Moran' s I 指数及其散点图

要了解人均能源生态足迹存在的空间集聚与相关特性,需要对被解释变量进行空间自相关检验,通常用 Moran' s I 或者 Geary 指数 C 来表示全域空间自相关性。Moran' s I 是最早用于全局聚类检验的方法,它用来检验整个研究区中邻近地区之间是相似、相异(空间正相关、负相关),还是相互独立的,而 Geary 指数主要强调的是观测值之间的离差。这里本文选用空间统计学相关指数 Moran' s I 对其进行检验,其计算方法如下:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} |x_i - x| |x_j - x|}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n |x_j - x|^2} \quad (2)$$

① 不同能源的平均低位发热量数据来源于中国能源统计年鉴。

其中, I 为全局 Moran 指数, x_i 、 x_j 分别为区域 i 、 j 中的观察值, \bar{x} 为各区域的平均值; W_{ij} 是单元 i 和 j 的空间关系测度 (相邻为 1, 不相邻为 0)。Moran' s I 的取值范围为 $[-1, 1]$, 大于 0 表示空间正相关, 小于 0 表示空间负相关, 等于 0 表示空间不相关, 其绝对值越大, 空间排斥现象越严重。

Moran' s I 散点图用来研究局部的空间不稳定性, 其中: 第 I 象限为高高 (HH) 型区域, 第 II 象限为低高 (LH) 型区域, 第 III 象限为低低 (LL) 型区域, 第 IV 象限为高低 (HL) 型区域。第 I、III 象限存在空间正相关, 第 II、IV 象限存在空间负相关。

(三) 空间计量模型

在对被解释变量人均能源生态足迹进行 Moran' s I 指数空间自相关性检验之后, 本文需要建立空间数据计量模型, 来分析各解释变量对被解释变量的影响程度。一般空间计量模型可以分为空间滞后模型 (SLM, 也称空间自回归模型, SAR) 和空间误差模型 (SEM), 面板数据的空间计量模型表示如下:

空间滞后模型 (SAR):

$$Y_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x_{it} \beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

空间误差模型 (SEM):

$$Y_{it} = x_{it} \beta + \mu_i + u_{it}$$

$$u_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, δ 与 λ 分别为空间回归系数与空间误差系数。 δ 反映了样本观察值的空间依赖性, λ 为被解释变量的空间自相关系数, 反映了邻接地区残差项对于本地区残差项的影响程度。 Y_{it} 表示各空间单元 ($i=1, \dots, N$) 的解释变量在时间 t 时 ($t=1, \dots, T$) 的观测值所组成的 $N \times 1$ 阶因变量; X_{it} 表示 $N \times K$ 阶解释变量矩阵的要素; W_{ij} 表示 $N \times N$ 阶非负空间权重矩阵的元素。

综合的空间 Durbin 模型能充分整合 SLM 和 SEM 两模型的特点^[24]。空间 Durbin 模型的具体形式为:

$$\ln e_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} e_{jt} + \sum_{j=1}^N w_{ij} X_{jt} \theta + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Durbin 模型实际上是将各解释变量的空间滞后项引入了 SLM 中。因而, 若 $\theta=0$, 则空间 Durbin 模型退化为 SLM; 若 $\theta+\lambda\beta=0$, 则空间 Durbin 模型简化为 SEM。在实证分析中, 可以利用不同种类的 LM 统计量来检验应使用哪种空间计量模型进行估计。

三、变量与数据

(一) 变量选取及解释

改革开放以来, 中国各省份为了加快工业发展, 都纷纷采取了加快发展高耗能产业的刺激政策, 导致能源需求进一步上升, 对生态冲击不断增强, 致使能源生态足迹不断增大, 如何在经济社会持续的发展中降低能源生态足迹, 需要有效识别影响能源生态足迹的关键因素。一般认为, 影响能源生态足迹的因素包括经济因素、地理因素、产业结构、技术因素等。经济因素影响能源生态足迹的机理主要是由于政府决策的原因。中国经济发展存在着地域差异, 经济发展快的地区往往是消费能源多的区

域,为了发展本区域经济不仅消耗本区域的能源和生态环境,还对其他地区的生态造成了威胁。这些生态脆弱区往往也是经济贫困区,其经济实力不足以支付生态建设,因此形成了能源消费与生态环境空间上的差异^[19]。地理因素影响能源生态足迹的机理主要是由于中国地域广阔,地区间经济发展存在很大差异,不同地区能源的需求不尽相同,而各地区社会经济、科技交通等方面的发展与进步使得区域之间的交流更加频繁,联系更加紧密,因而很多经济、环境、生态等要素都可能存在空间相关性^[20]。产业结构影响能源生态足迹的机理主要是中国目前的产业结构不甚合理造成了能源的大量消耗乃至浪费^[21]。技术因素影响能源生态足迹的机理主要是我国能源强度变化的主要推动力来自于技术进步等引致的能源利用效率的提高^[22]。此外,城镇化和建筑业也是能源生态足迹的重要影响因素。随着农村人口向城市集聚、中小城市人口向大城市迁移,城市人口的规模不断提高,快速城镇化带来大量能源资源的消耗,对能源的需求持续加大带来的能源约束等问题日益突出。从全球范围来看,建筑业消耗了世界40%的能源并排放了1/3的二氧化碳,是全球能源消耗和二氧化碳排放的主要产业部门,建筑业的节能和减排是全球节能减排的关键^[23]。

在分析各因素对能源生态足迹的影响机理基础上,本文选择城镇化率(*ubr*)、建筑业总产值(*con*)、人均GDP(*gdp*)、产业结构高度化(*iss*)、规模以上工业企业平均产值(*aov*)以及高新技术产值占GDP比例(*roh*)来分析各指标对人均能源生态足迹的影响及程度。

1. 城镇化率。从现有实证研究来看,城镇化与能源消费之间的传导关系存在争论。有的研究提出,城镇化的不同模式将导致其对能源消费产生不同的影响^[24]。国内一些学者也做了进一步分析,认为城镇化是导致能源消费变化的重要原因^{[25][26]},证实了城镇化水平与人均能源消费水平存在高度相关性。在全国层面,中国城镇化对能源消费的净效应影响较为明显^[27]。

2. 建筑业总产值。建筑业是中国高耗能产业之一,研究表明中国建筑能耗在能源总消费中的比例已由1970年代的10%上涨到目前的近30%。节能减排在我国作为一项基本国策在执行,而建筑直接能耗和二氧化碳排放占我国总能耗和二氧化碳总排放的1/3^[28]。建筑业的节能减排直接关系到国家应对能源短缺和全球变暖战略实施的成败。而目前中国建筑业发展趋势整体向上,以当前建筑增速,预计到2020年中国建筑耗能将达到1 089亿吨标准煤^①。

3. 人均GDP。一般而言,能源的消耗强度随着人均GDP的增长而增长^[29]。中国人均GDP以较高的速度增长,某种程度上中国人均GDP的高速增长是以大量的能源消耗换取的^[30]。伴随着经济的发展,我国能源的需求消耗一直呈现上升趋势,并且由于技术原因,能源消耗长期存在浪费和效率低下的现象,这在一定程度上导致能源生态足迹的增加。

4. 产业结构高度化。经济理论认为,产业结构与经济发展和稳定存在着紧密的联系,在实践中也证实了产业结构的演进会促进经济向好发展。研究表明,中国产业结构演变对能源效率变动影响程度大于能源消费结构演变影响的程度,产业结构调整与升级是影响中国能源效率提高、节能减排政策实施的关键环节^[31]。

5. 规模以上工业企业平均产值。中国规模以上工业企业数量虽然只占全国工业企业数量的20%左右,但其贡献的总产值占有所有工业企业产值的比例超过90%,规模以上工业企业在我国经济中占有重要地位。国内学者对规模以上工业企业能源消耗的碳排放进行实证分析,结果显示规模以上工业企业是降低能源消耗强度和碳排放的重要产业部门^[32]。

6. 高新技术产值占GDP比例。研究认为技术进步对中国的节能减排工作具有显著作用^[33],通过

① 数据来源于《2013—2017年中国智能建筑行业市场前景与投资战略规划分析报告》。

产业结构调整发展低能耗的高新技术产业, 能够提高能源要素质量和能源利用效率^[34]。高新技术产业的发展能为中国调整一次能源消费比例和使用清洁能源提供较好的技术基础, 对优化中国产业结构也有着重要意义。

(二) 数据来源及处理

本文数据主要来源于《中国统计年鉴》(2004—2015)、《中国能源统计年鉴》(2004—2015), 由于西藏能源消费数据缺失较多, 故本文只针对其他 30 个省、直辖市、自治区(除港、澳、台外)的数据进行计算分析。其中能源消费量主要源自《中国统计年鉴》(2004—2015)、《中国能源统计年鉴》(2004—2015), 人口数据来自《中国统计年鉴》(2004—2015)。为了消除异方差的影响, 本文建立了双对数空间计量模型。

四、结果分析

(一) 中国能源生态足迹的基本分析

根据人均能源生态足迹核算方法计算得出, 各地区 2003—2014 年人均能源生态足迹基本情况(如图 1 所示)。结果显示, 全国 30 个省、直辖市、自治区(除西藏外)人均能源生态足迹呈现不断

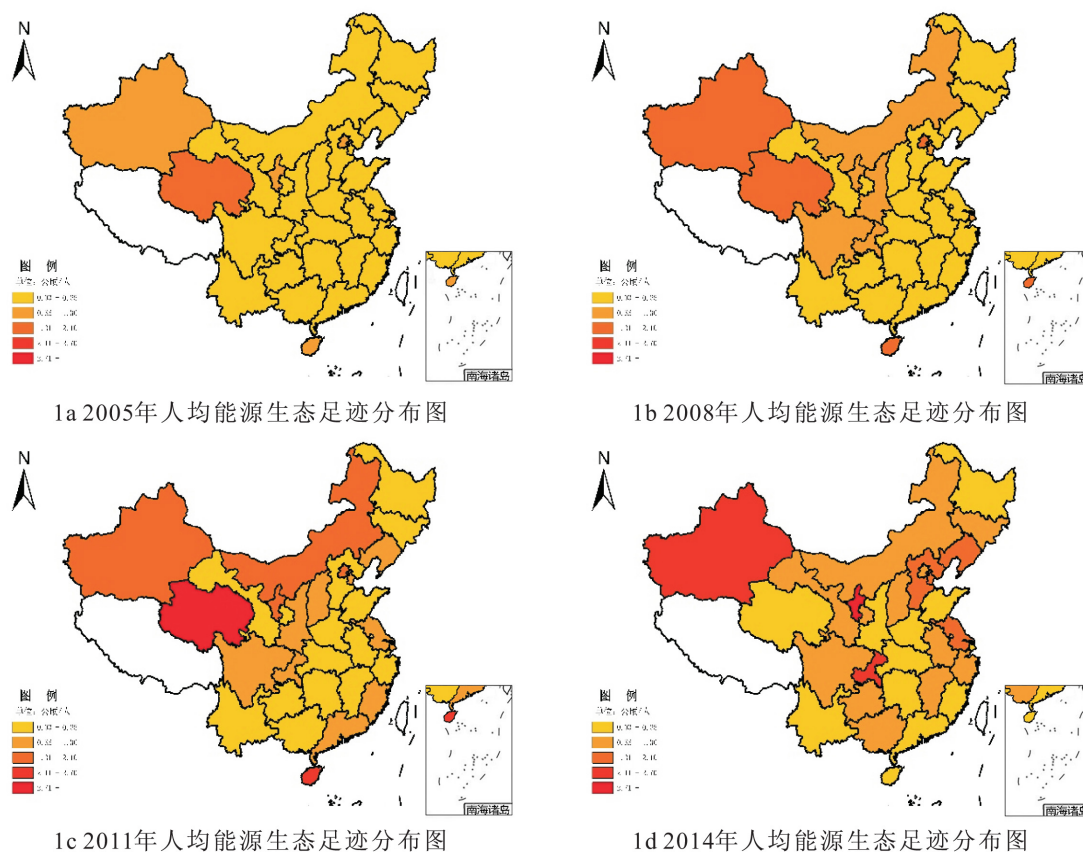


图 1 2003—2014 年中国人均能源生态足迹分布示意图

上升的态势, 全国平均人均能源生态足迹由 2003 年的 $0.3550 \text{ hm}^2/\text{人}$ 上升到 2014 年的 $1.0477 \text{ hm}^2/\text{人}$, 年平均增加 10.15% (如图 2 所示), 上升幅度较大, 增速较快, 这与中国能源消费量快速增加不无关系(同时期中国能源消费总量由 183 792 万吨标准煤上涨到 425 806 万吨标准煤)。此外, 这

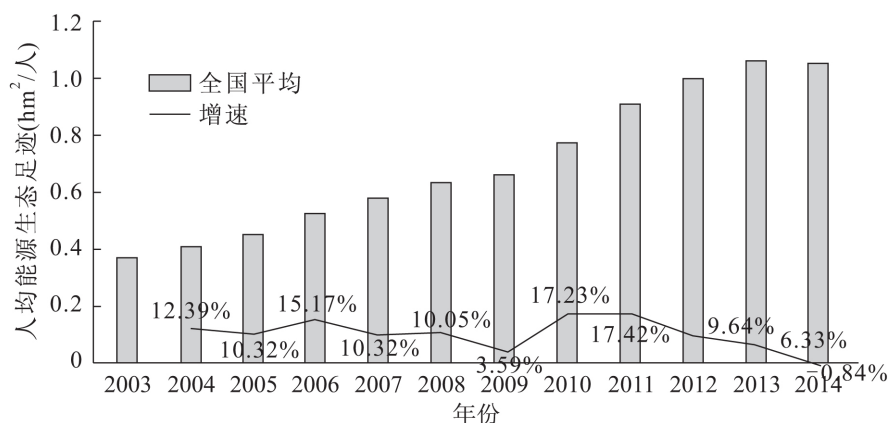


图 2 2003—2014 年中国平均人均能源生态足迹及其增速示意图

12 年间, 全国平均人均能源生态足迹最高值为 2013 年的 $1.0565 \text{ hm}^2/\text{人}$, 到 2014 年有所下降, 全国平均人均能源生态足迹有达到峰值逐渐下降的趋势。从省域层面来看, 各省人均能源生态足迹增长态势基本与全国平均人均能源生态足迹相似, 大部分省域从 2003 年逐年增加, 到 2014 年后开始下降 (黑龙江省人均能源生态足迹在这 12 年间不断上升, 未出现拐点), 其中, 增长幅度最大的三个省份分别为福建、江苏和内蒙古, 分别增长了 6.86 倍、6.45 倍和 5.31 倍。

(二) 人均能源生态足迹空间自相关分析

1. 全局空间自相关测度。在前述计算基础上, 运用 GeoDa 软件分析计算中国 2003—2014 年间各地区人均能源生态足迹的全局 Moran' s I 指数, 空间权重矩阵的确定采用 rook 一阶邻接矩阵, 并对 12 年来的 Moran' s I 指数进行了显著性检验 (如表 1 所示)。所有样本年份的 Moran' s I 指数全部为正 (系数在 $0.2558 \sim 0.3420$ 间波动), 并且均通过 P 值小于 0.01 的显著性水平检验, 说明中国人均能源生态足迹并非处于完全随机状态, 而是存在着显著的全局空间集聚效应。

表 1 2003—2014 年各地区人均能源生态足迹 Moran' s I 检验

结果	Moran' s I	E [I]	mean	sd	Z-value	P 值
2003	0.2806	-0.0345	-0.0368	0.1115	2.8475	0.008
2004	0.3420	-0.0345	-0.0343	0.1096	3.4339	0.002
2005	0.3266	-0.0345	-0.0333	0.1109	3.2445	0.002
2006	0.3258	-0.0345	-0.0325	0.1108	3.2343	0.001
2007	0.3314	-0.0345	-0.0335	0.1160	3.1463	0.003
2008	0.3016	-0.0345	-0.0313	0.1139	2.9230	0.005
2009	0.2738	-0.0345	-0.0371	0.1107	2.8082	0.007
2010	0.3022	-0.0345	-0.0353	0.1133	2.9781	0.004
2011	0.2558	-0.0345	-0.0338	0.1117	2.5941	0.008
2012	0.2715	-0.0345	-0.0289	0.1094	2.7449	0.006
2013	0.3000	-0.0345	-0.0396	0.1128	3.0099	0.005
2014	0.2996	-0.0345	-0.0298	0.1098	3.0004	0.006

2. 局域空间自相关分析。通过 Moran' s I 指数测度的结果发现, 区域人均能源生态足迹存在着空间相关性, 据此进一步用局域 Moran' s I 散点图分析区域人均能源生态足迹存在的局部空间相关性。由图 3 可以看出中国各地区人均能源生态足迹的关联模式, 处于 Moran' s I 散点图中第 I 象限的地区代表该地区与其相邻地区的人均能源生态足迹均相对较高, 为高高聚集区 (H-H), 呈现出空间扩散的关联

模式; 处于第II象限的地区代表该地区人均能源生态足迹低于相邻地区, 为低高聚集区 (L-H), 呈现出空间过渡的关联模式; 处于第III象限的地区代表该地区与其相邻地区的人均能源生态足迹均相对较低, 为低低聚集区 (L-L), 空间关联模式为缓慢增长; 处于第IV象限的地区代表该地区人均能源生态足迹高于相邻地区, 为高低聚集区 (H-L), 呈现出空间极化的关联模式。

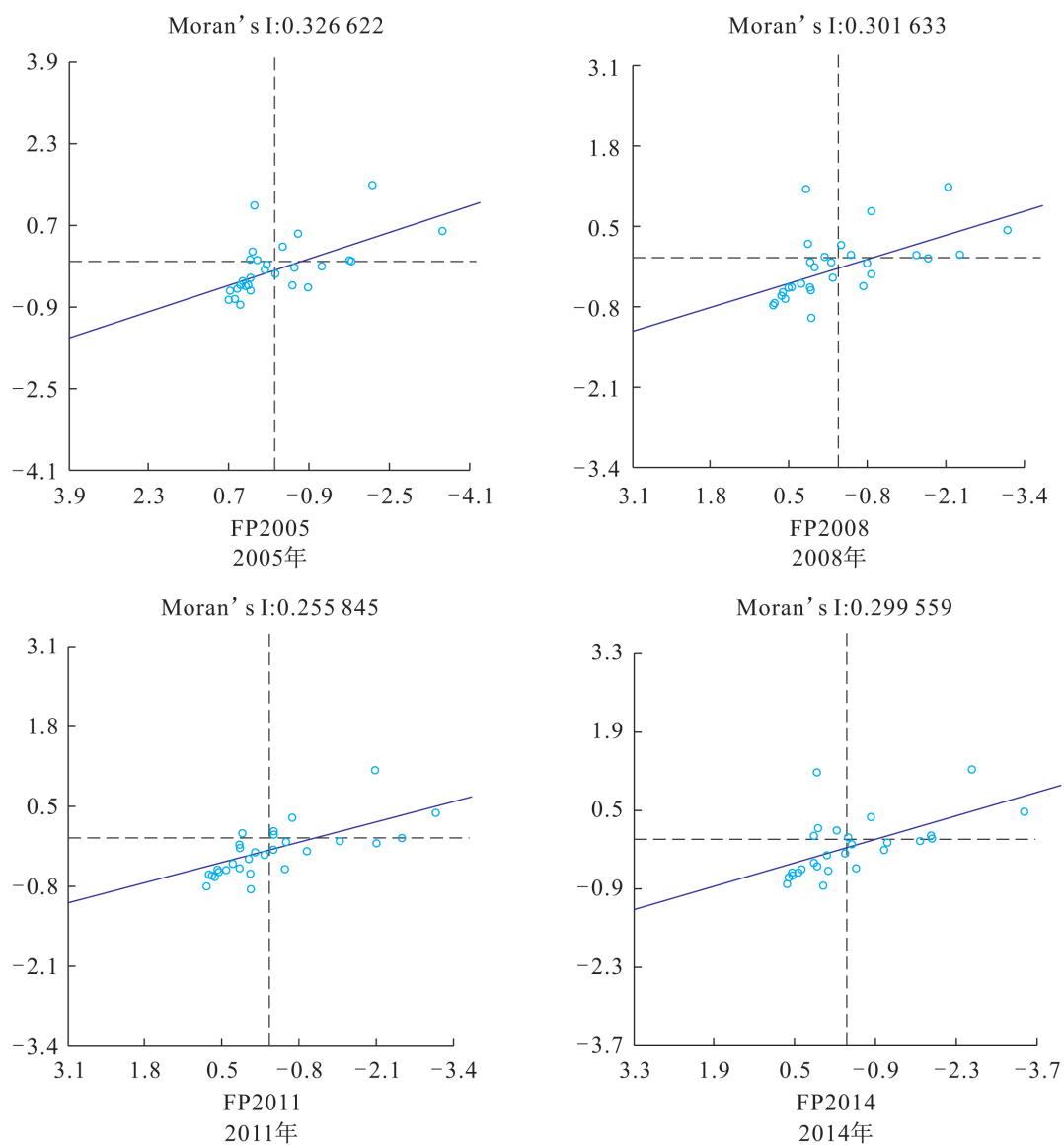


图3 中国主要年份区域人均能源生态足迹空间分布 Moran' s I 散点图

(三) 空间面板回归结果分析

由 Moran' s I 指数以及 Moran' s I 散点图可以看出, 中国人均能源生态足迹存在显著的正空间自相关性, 因此, 需要建立空间计量模型来分析中国人均能源生态足迹的空间效应及其影响因素。人均能源生态足迹的空间效应明显, 经豪斯曼检验, 本文人均能源生态足迹六个指标均采用固定效应 (Fixed Effects)。

1. 未考虑空间因素的全样本估计。首先, 分别用混合 OLS、空间固定效应、时间固定效应和空间时间双固定效应来分析, 结果如表2所示。从表2可以看出, 对于不同固定效应回归模型的

表 2 非空间面板模型估计及空间自相关性检验

因变量	混合 OLS	空间固定效应	时间固定效应	时间空间双固定效应
<i>C</i>	-8.754 1*** (-4.929 9)			
<i>ubr</i>	-0.119 3 (-0.368 8)	-0.645 4** (-2.377 8)	-0.431 8 (-1.166 4)	-0.612 2** (-2.164 6)
<i>con</i>	-0.410 5*** (-8.464 0)	0.238 6*** (3.028 4)	-0.401 6*** (-8.266 4)	0.260 2** (2.557 3)
<i>gdp</i>	0.987 6*** (5.470 8)	0.586 1*** (4.861 9)	1.176 9*** (5.375 1)	0.519 5*** (3.635 9)
<i>iss</i>	0.201 1*** (3.336 8)	0.217 5*** (3.024 3)	0.170 6*** (2.747 8)	0.204 2** (2.529 2)
<i>aov</i>	0.345 3*** (3.535 8)	-0.068 0 (1.300 4)	0.526 4*** (3.955 0)	-0.192 8 (-2.732 7)
<i>roh</i>	-0.188 8*** (-3.967 9)	0.118 1*** (2.721 2)	-0.169 3*** (-3.502 6)	-0.097 6*** (2.262 7)
R^2	0.618 6	0.839 4	0.547 4	0.123 8
Sigma^2	0.295 8	0.025 6	0.290 4	0.024 4
DW	1.566 8	1.398 8	1.496 5	1.474 8
LogL	-239.440 9	127.339 0	-237.162 4	134.526 4
LM spatial lag	14.189 3***	9.443 8***	12.294 1**	4.538 7**
Robust LM spatial lag	1.070 9	1.378 9	1.404 5	5.154 1**
LM spatial error	15.380 4***	16.238 6***	12.622 5***	7.973 4***
Robust LM spatial error	2.262 0**	8.173 7***	1.732 9	8.588 8***

注：括号内为 t 统计量，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著水平下显著。

LM 和稳健 LM 检验，大都通过了显著性检验，并且对空间误差模型的 LM 和稳健 LM 检验统计量都要大于空间滞后模型，根据空间回归模型判别准则，应选择空间误差模型。进一步通过 Wald 和 LR 统计量检验判断空间杜宾模型是否可以简化为空间滞后模型和空间误差模型（如表 3 所示），检验结果发现，Wald-spatial-lag 和 LR-spatial-lag 的统计量分别为 95.033 7 和 93.240 1，其伴随概率值 prob-spatial-lag 分别为 0 和 0，均在 1% 的显著性水平拒绝的原假设；Wald-spatial-error 和 LR-spatial-error 的统计量分别为 81.043 8 和 85.147 3，其伴随概率值 prob-spatial-error 分别为 $2.220 4e-15$ 和 $3.330 7e-16$ ，也在 1% 的显著性水平下拒绝 $\theta=0$ 和 $\theta+\lambda\beta=0$ 的原假设。综上可知，固定效应下的杜宾模型更适合于数据特征的刻画。

2. 考虑空间要素的全样本估计。由于空间效应的存在，本文将空间因素引入回归方程进行估计。表 3 为考虑空间因素时的人均能源生态足迹全样本估计结果，可以看出，考虑了空间因素的回归估计更加显著，高于未考虑空间因素的模型估计结果，同时 LogL 也较未考虑空间因素的模型有提高，模型中各解释变量也更加显著。因此，考虑空间因素的空间杜宾模型能提高估计的有效性。通过对不同固定效应下的空间杜宾模型的对比分析发现，时间空间双固定效应下的空间杜宾模型的拟合优度 R^2 、离散度 σ^2 以及 LogL 要优于其他固定效应模型，因此选择时间空间双固定效应下的空间杜宾模型研究人均能源生态足迹的影响因素。

回归结果显示，某一省份人均能源生态足迹的水平不仅受到城镇化率、人均 GDP 等这些因素的影响，也受到其相邻省份的人均能源生态足迹的影响。 $W * y$ 的回归系数显著为正，说明中国的人均能源生态足迹存在着空间的互动效应，某一个省份降低人均能源生态足迹对其周边的省份降低各自的人均能源生态足迹有着积极的作用。

表 3 固定效应的空间面板杜宾模型估计

	混合 OLS	空间固定效应	时间固定效应	时间空间双固定效应
<i>C</i>	-10.403 0*** (-3.648 4)			
<i>ubr</i>	1.633 9*** (4.526 7)	-0.546 7* (-1.630 3)	1.596 9*** (4.226 5)	-0.456 6* (-1.522 9)
<i>con</i>	-0.404 7*** (-10.292 0)	0.100 4 (1.065 3)	-0.401 1*** (-10.020 5)	-0.011 0 (-0.119 9)
<i>gdp</i>	0.896 0*** (4.677 9)	1.115 8*** (7.458 4)	0.860 9*** (4.221 6)	0.878 0*** (6.343 4)
<i>iss</i>	-0.129 1** (-2.184 9)	0.086 1 (1.033 2)	-0.127 6** (-2.070 4)	-0.051 6 (-0.671 8)
<i>aov</i>	0.064 9 (0.547 8)	-0.177 0*** (-2.757 0)	0.120 2 (0.966 4)	-0.252 2*** (-4.087 0)
<i>roh</i>	-0.085 3** (-2.182 1)	0.080 8* (1.907 8)	-0.060 0 (-1.396 3)	-0.099 6*** (2.262 7)
<i>W * ubr</i>	-3.463 2*** (-5.872 4)	-0.246 4 (-0.465 7)	-3.528 1*** (-5.200 6)	-1.004 3** (-1.918 6)
<i>W * con</i>	0.184 8* (1.924 7)	0.448 5*** (2.940 6)	0.212 7** (2.145 9)	0.294 6 (1.468 7)
<i>W * gdp</i>	-0.240 9 (-0.775 0)	-1.285 4*** (-6.161 1)	-0.332 9 (-0.874 7)	-1.895 4*** (-8.626 9)
<i>W * iss</i>	0.777 7*** (6.307 1)	0.083 1 (0.608 8)	0.733 8*** (5.308 7)	-0.307 8** (-1.834 8)
<i>W * aov</i>	0.383 9** (2.186 2)	0.244 4*** (2.737 4)	0.718 0*** (2.591 9)	0.191 2 (1.409 6)
<i>W * roh</i>	-0.251 6*** (-2.924 4)	0.104 6 (1.309 4)	-0.144 5 (-1.276 1)	0.139 2* (1.744 1)
<i>W * y</i>	0.211 9*** (3.062 2)	0.319 9*** (4.807 8)	0.210 9*** (3.227 3)	0.143 9** (2.003 9)
<i>R</i> ²	0.758 5	0.974 0	0.761 9	0.977 4
<i>Sigma</i> ²	0.182 9	0.021 9	0.186 6	0.017 1
<i>LogL</i>	-172.571 0	158.412 9	-171.052 9	183.265 1
Wald __spatial __lag	95.033 7***	LR __spatial __lag	93.240 1***	
Wald __spatial __error	81.043 8***	LR __spatial __error	85.147 3***	

注: 同表 2。

表 3 回归估计结果显示, 2005—2014 年间, 我国省域的新型城镇化能有效降低人均能源生态足迹, 统计的 *t* 值为 -1.522 9, 通过了 10% 的显著性水平检验, 新型城镇化的弹性系数为 -0.456 6, 说明城镇化率每增长一个百分点, 人均能源生态足迹就会降低近 0.5 个百分点。对比表 2 可以看出, 考虑了空间因素之后城镇化率对人均能源生态足迹的负向影响要高于未考虑空间因素的估计结果, 说明未考虑空间因素的城镇化率对人均能源生态足迹影响被低估了, 而中国新型城镇化的推行有助于降低人均能源生态足迹, 对改善中国资源环境约束有着积极作用。此外, 城镇化率的回归系数在这几个因素里最高, 表明加快推进新型城镇化是解决我国当前人均能源生态足迹过高的较为有效的手段之一。该结果也与中国推进新型城镇化发展的基本理念和核心思想不谋而合。相比传统的城镇化进程, 新型城镇化道路实质上是可持续发展的城镇化, 强调集约高效地利用能源, 减轻对生态环境的污染和破

坏。 $W * ubr$ 的回归结果也显示, 中国各省新型城镇化的推进与其周边省份新型城镇化速度之间有着良好的空间互动关系, 某一个省份推进新型城镇化对带动周边省份加快建设新型城镇化有着积极的影响, 体现了我国新型城镇化进程中城市群、城市带发展的思想。

回归结果显示, 省域经济增长并不能降低人均能源生态足迹, 反而对人均能源生态足迹有反向抑制作用, 统计的 t 值为 6.3434, 通过了 1% 的显著性水平检验, 经济发展水平的弹性系数为 0.8780, 说明经济每增长一个百分点, 人均能源生态足迹就会上升近 1 个百分点。而考虑空间因素之后的人均 GDP 对人均能源生态足迹的正向影响高于未考虑空间因素的估计结果, 说明中国目前经济发展的整体仍然不够“绿色”, 经济发展的质量不高, 转变经济增长方式迫在眉睫。中国目前仍处于增长速度换挡期、结构调整阵痛期和前期刺激政策消化期的特殊时期, 产业结构和消费模式仍然处于优化调整阶段, 要尽快挖掘新的增长极, 加快供给侧改革, 促进社会经济健康发展。 $W * gdp$ 回归结果较为显著, 说明各省之间经济发展具有较好的联动机制, 经济发展具有较强的外部性和示范效应, 某一省份经济发展越好, 会对周边省份经济发展起到积极影响。

未考虑空间因素的规模以上工业企业平均产值和高新技术产值对人均能源生态足迹的负向影响均高于考虑了空间因素的估计结果, 弹性系数分别为 -0.2522 和 -0.0996, 说明规模以上工业企业平均产值和高新技术产值每增长一个百分点, 人均能源生态足迹就会降低近 0.3 和 0.1 个百分点。各个省份在规模以上工业企业平均产值和高新技术产业产值方面存在的空间效应不如城镇化率和人均 GDP 的空间效应强, 但提高规模以上工业企业平均产值和高新技术产业产值对降低人均能源生态足迹仍有积极意义。规模以上工业企业是我国工业发展的标杆, 应积极响应国家有关政策, 在生态文明理念的指导下转型发展, 提高能源利用效率, 降低对生态环境的冲击和影响。技术进步有助于降低能源生态足迹^[18], 因而高新技术产业规模的扩大也将一定程度上缓解我国能源生态足迹较高的局面。 $W * aov$ 回归结果并不显著, 说明中国各省份之间的规模以上工业企业之间联动效应不明显, 这也与各省的工业企业布局有着密切关系, 例如山西是以资源开发利用为主导的工业企业为主, 而广东则主要以轻工业为主, 基础工业较少。

在其他控制变量方面, 产业高度化指标的空间回归估计结果符号不稳定, 说明中国产业高度化发展对降低人均能源生态足迹并没有形成良好的省际联动效应, 各省产业高度化进程对其周边省份产业高度化的发展缺乏有效辐射, 且各省份较易出现产业过度同质化现象, 缺乏区域创新突破。而未考虑空间因素的建筑业总产值表现出对人均能源生态足迹强烈的正向影响, 说明中国当前的建筑业发展会使得人均能源生态足迹变高, 但考虑空间要素之后的建筑业总产值统计的 t 值为 -0.1199, 说明建筑业总产值的影响并不显著。

五、结 论

根据 2003—2014 年中国统计年鉴和中国能源统计年鉴数据, 将 STIRPAT 模型和空间计量经济学方法结合, 分析了中国省域 12 年间的人均能源生态足迹主要影响因素的空间效应及其影响程度, 揭示了各影响因素在不同时空上对人均能源生态足迹影响的差异性, 得到以下主要结论:

其一, 利用 GeoDa 软件分析计算中国 2003—2014 年间的人均能源生态足迹的总体空间关联程度, 由全局 Moran' s I 可以看出, 中国人均能源生态足迹并非处于完全随机状态, 存在着显著的全局空间集聚效应。结合空间面板回归结果表明, 这种集聚效应与我国城镇化的加速和城市产业的集聚有着密切关系, 城镇化的加速使得我国大城市规模不断扩大, 吸引规模以上工业和建筑业以及其他经济活动不断以大城市为中心集聚, 这种情形同时也促进了城市规模的扩大。

其二, 根据局部自相关的聚集图可以看出, 省域之间存在着正的空间效应, 使得各省与其周边地

区之间呈现出相互联系且影响的态势, 中国人均能源生态足迹存在较为显著的空间溢出效应。从 2005、2008、2011、2014 四年的人均能源生态足迹分布可以看出, 中国人均能源生态足迹较高的地区集中在京津冀、上海等地, 而中部地区人居能源生态足迹较其他地区整体偏小, 能源利用对环境的冲击和影响较小, 拥有较好的产业承接潜力。产业转移对于区域经济结构调整及区域间经济关系的优化具有重要意义, 中、西部地区应发挥资源丰富、要素成本低、市场潜力大的优势, 积极承接产业转移, 不仅有利于加速中、西部地区新型工业化和城镇化进程, 促进区域协调发展, 而且有利于推动东部沿海地区经济转型升级, 在全国范围内优化产业分工格局, 降低我国人均能源生态足迹, 减少对生态环境的污染和破坏。

其三, 空间面板回归结果表明, 人均 GDP 和建筑业总产值对中国人均能源生态足迹存在正向依赖关系, 需要正视经济发展的负外部效应, 加快转变经济增长模式, 发展绿色 GDP 和大力推广节能建筑技术。而城镇化率、规模以上工业企业平均产值和高新技术产业产值占 GDP 比重三项指标的回归结果表明, 应坚持新型城镇化发展道路, 提升高新技术产业在国民经济中的比例, 由内生的技术进步来推动经济持续发展, 同时提高规模以上工业企业的产出效率, 降低能耗, 推进节能减排。

参考文献

- [1] 吴巧生. 理解中国工业化与能源消费: 基于计量经济模型的实证检验[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2010, (4).
- [2] 成金华, 李悦, 陈军. 中国生态文明发展水平的空间差异与趋同性[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, (5).
- [3] 揣小伟, 黄贤金, 王倩倩, 等. 基于信息熵的中国能源消费动态及其影响因素分析[J]. 资源科学, 2009, (8).
- [4] Folke, C., A. Jansson, J. Larsson, et al. Ecosystem appropriation by cities[J]. *AMBIO*, 1997, (3).
- [5] Wackernagel, M. An evaluation of the ecological footprint[J]. *Ecological Economics*, 1999, 31.
- [6] 谢高地, 鲁春霞, 成升魁, 等. 中国的生态空间占用研究[J]. 资源科学, 2001, (6).
- [7] 李智, 鞠美庭, 刘伟, 等. 中国 1996 年—2005 年能源生态足迹与效率动态测度与分析[J]. 资源科学, 2007, (6).
- [8] 秦耀辰, 牛树海. 生态占用法在区域可持续发展评价中的运用与改进[J]. 资源科学, 2003, (1).
- [9] 郑长德, 刘帅. 基于空间计量经济学的碳排放与经济增长分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2011, (5).
- [10] 程叶青, 王哲野, 张守志, 等. 中国能源消费碳排放强度及其影响因素的空间计量[J]. 地理学报, 2013, (10).
- [11] 郝宇, 廖华, 魏一鸣. 中国能源消费和电力消费的环境库兹涅茨曲线: 基于面板数据空间计量模型的分析[J]. 中国软科学, 2014, (1).
- [12] Ehrlich, P. R., A. H. Ehrlich. *Population, Resources, Environment: Issues in Human Ecology*[M]. San Francisco: Freeman, 1970.
- [13] Dietz, T., E. A. Rosa. Effects of population and affluence on CO₂ emissions[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the USA*, 1997, (1).
- [14] 马宏伟, 刘思峰, 赵月霞, 等. 基于 STIRPAT 模型的中国人均二氧化碳排放影响因素分析[J]. 数理统计与管理, 2015, (2).
- [15] 欧元明, 周少甫. 基于空间面板 STIRPAT 模型的省域碳排放研究[J]. 工业技术经济, 2015, (3).
- [16] 何小钢, 张耀辉. 中国工业碳排放影响因素与 CKC 重组效应——基于 STIRPAT 模型的分行业动态面板数据实证研究[J]. 中国工业经济, 2012, (1).
- [17] 李丹丹, 刘锐, 陈动. 中国省域碳排放及其驱动因子的时空异质性研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, (7).
- [18] Liu, H. The impact of human behavior on ecological threshold: Positive or negative? — Grey relational analysis of ecological footprint, energy consumption and environmental protection[J]. *Energy Policy*, 2013, (5).
- [19] 薛晓娇, 李新春. 中国能源生态足迹与能源生态补偿的测度[J]. 技术经济与管理研究, 2011, (1).
- [20] 孙岩, 冯立芳, 庞阿荣. 城市居民能源使用行为的影响因素研究[J]. 科研管理, 2013, (8).
- [21] 虞义华, 郑新业, 张莉. 经济发展水平、产业结构与碳排放强度——中国省级面板数据分析[J]. 经济理论与经济管理, 2011, (3).

- [22] 邹艳芬. 中国能源生态足迹的技术进步影响实证分析[J]. 资源科学, 2010, (7).
- [23] Cai, W. G., Y. Wu, Y. Zhong, et al. China building energy consumption; Situation, challenges and corresponding measures[J]. *Energy Policy*, 2009, (6).
- [24] 杨开忠, 杨咏, 陈洁. 生态足迹分析理论与方法[J]. 地球科学进展, 2000, (6).
- [25] Shen, L., S. Cheng, A. Gunson, et al. Urbanization, sustainability and the utilization of energy and mineral resources in China[J]. *Cities*, 2005, (4).
- [26] 耿海青, 谷树忠, 国冬梅. 基于信息熵的城市居民家庭能源消费结构演变分析——以无锡市为例[J]. 自然资源学报, 2004, (2).
- [27] 王蕾, 魏后凯. 中国城镇化对能源消费影响的实证研究[J]. 资源科学, 2014, (6).
- [28] 姜虹, 李俊明. 中国发展低碳建筑的困境与对策[J]. 中国人口·资源与环境, 2010, (12).
- [29] 魏艳旭, 孙根年, 李静. 基于技术进步的中国能源消耗与经济增长: 前后两个 30 年的比较[J]. 资源科学, 2011, (7).
- [30] 齐绍洲, 罗威. 中国地区经济增长与能源消费强度差异分析[J]. 经济研究, 2007, (7).
- [31] 王强, 郑颖, 伍世代, 等. 能源效率对产业结构及能源消费结构演变的响应[J]. 地理学报, 2011, (6).
- [32] 邓明君. 湘潭市规模以上工业企业能源消耗碳排放分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2011, (1).
- [33] 王迪, 聂锐. 江苏省节能减排影响因素及其效应比较[J]. 资源科学, 2010, (7).
- [34] 张文玺. 中日韩 GDP、人口、产业结构对能源消费的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, (5).

Spatial Effect of Provincial Energy Ecological Footprint in China

FENG Yin, CHENG Jin-hua, SHEN Jun

Abstract: In this research, 30 provinces (autonomous regions and municipalities) are selected as the basic space unit. Based on the 2004—2015 China Statistical Yearbook and China Energy Statistical Yearbook, the energy ecological footprint per capita of China is calculated. Based on the variance of the STIRPAT model, this paper uses the method of spatial econometrics to analyze the spatial effect of influencing factors of energy ecological footprint per capita. The results show that there is a rising trend of energy ecological footprint per capita in China in the past 12 years. There is a significant global spatial agglomeration effect in China's energy ecological footprint per capita between 2003 and 2014. The provincial energy ecological footprint per capita shows a significant positive correlation. The increase of the GDP per capita and the gross output of the construction industry had a positive spatial impact on the energy ecological footprint per capita of China. The process of new urbanization, to enhance the output efficiency of industrial enterprises above the designated size and the development of high-tech industries are conducive to reducing the ecological footprint of per capita energy.

Key words: energy ecological footprint; STIRPAT model; spatial econometrics

(责任编辑 朱 蓓)