

城市规模对绿色经济效率的影响及空间效应研究

——基于我国 285 个地级及以上城市数据的实证分析

丁玉龙

摘要 以 2003—2018 年中国 285 个地级及以上城市面板数据为样本,采用双固定效应空间杜宾模型,实证分析了城市规模对绿色经济效率的影响及空间效应。结果显示:城市规模、城市规模的平方以及绿色经济效率均具有正空间自相关性。城市规模对绿色经济效率的影响呈倒“U”型特征,目前中国绝大多数城市的人口规模位于倒“U”型曲线左侧。异质性分析发现,东部、中部和西部地区城市规模与绿色经济效率之间均呈倒“U”型关系,东部地区倒“U”型曲线顶点处的城市规模水平最高,中部次之,西部最低。空间效应分解表明,城市规模与相邻城市绿色经济效率之间也存在倒“U”型关系,并且在现阶段,城市规模对相邻城市绿色经济效率会产生正向空间溢出效应。

关键词 城市规模;绿色经济效率;空间效应

(中图分类号) F299.21 (文献标识码) A

一 引言

改革开放以来,中国经济快速增长,经济实力显著提升,人民生活水平明显提高。然而,一度以“高投入、高能耗、高排放、高污染”为特征的粗放型经济增长方式,也导致累积的资源约束和环境污染问题日益突出,绿色经济效率低下,绿色发展面临挑战。《2019 中国生态环境状况公报》显示,在当年中国 337 个地级及以上城市中,有 180 个城市空气质量污染指数超标,超标城市数量占比达 53.41%,城市环境污染问题严重。中国人民大学国家发展研究院发布的《绿色之路——中国经济绿色发展报告 2018》,从经济发展水平、可持续性和绿色发展能力三个维度测算了中国 100 个城市的绿色发展水平,

结果表明,从整体上看,中国城市绿色发展水平较低,平均得分仅为 46 分,说明当前中国经济发展对资源和环境的依赖性依然较强。

绿色发展是新时代经济高质量发展的重要内容,也是构建高质量现代化经济体系的必然要求。十九大以来,党中央对绿色发展和生态文明建设高度重视,既进行了顶层设计,又作出了严密的工作部署。2019 年,习近平总书记在全国两会上用“四个一”强调了生态文明建设在新时代党和国家事业发展中的重要地位,明确指出要努力推动中国生态文明建设迈上新台阶。2021 年 3 月,全国两会审议通过的《国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》中进一步提出加快推动绿色低碳发展,提升生态系统质量和稳定性,提高资源利用效率。

作者简介 丁玉龙(1988—),男,安徽金寨人,安庆师范大学经济与管理学院讲师,博士,研究方向为数字经济与区域可持续发展。

基金项目 国家社会科学基金项目(13BJY053)。

收稿日期 2021-01-04

修回日期 2021-02-02

同时,随着经济社会快速发展,中国城镇化率显著提高。2003 年城镇化率为 40.53%,2019 年提升至 60.60%,年均增长 1.25%。在此过程中,中国城市规模不断扩大,2003 年城区人口数量为 3.38 亿人,2019 年增至 4.35 亿人,年均增幅为 1.02%。城市规模的扩张产生集聚经济效应,不仅能够促进产业结构升级和经济增长,而且可以实现资源集中利用以及废水、废气和固体废弃物等污染物集中治理,有利于提高资源利用效率与节能减排,提升城市绿色经济效率。但城市规模的扩张也会产生拥挤效应,给城市发展带来负外部性,导致城市资源利用紧张,污染物排放量增加,城市绿色经济效率下降。那么,在新时代,城市规模的不断扩张对绿色经济效率到底产生怎样的影响?在考虑不同城市之间空间关联性的前提下,城市规模对绿色经济效率的空间效应如何?深入研究这些问题,对于中国加速推进以人为核心的新型城镇化发展战略,进一步推动城市生态文明建设,具有重要的理论价值和现实意义。

二 文献综述与理论机制分析

1. 文献综述

经济增长与节能减排是绿色经济效率的两个重要组成部分,绿色经济效率追求的是在经济保持增长的同时,最大限度减少资源消耗和污染排放。在已有的相关研究中,诸多学者主要探究了城市规模对经济增长及对污染排放的影响,所得结论并不统一。

(1) 城市规模与经济增长

学者们普遍认为,城市规模的扩张推动了劳动力、资本和技术等生产要素的集聚,产生集聚经济效应,进而提升了城市发展效率,有利于促进城市经济增长^[1-2]。孙晓华、周玲玲以集聚经济的外部性理论为基础,采用中国 281 个地级市面板数据进行研究,认为城市规模的扩张带来了多样化和专业化生产,促进了经济增长,并且对于不同级别的城市,城市规模对经济增长的影响存在一定差异^[3]。弗里克、罗德里格斯利用 1980—2010 年全球 113 个国家的面板数据进行研究,发现,多数城市规模的扩张具有正外部性,能够推动经济增长^[4]。张自然以中国 264 个城市为样本进行研究,指出城市规模的扩张通过产生正向空间溢出效应,显著促进本地和相邻地区的经济增长^[5]。布伦特、加西亚认为,城市规模的扩张促进了知识和技术的交流创新,提高了劳

动生产率,城市规模与劳动生产率之间存在相互促进的关系,二者的相互作用共同推动了城市经济持续增长^[6]。也有学者研究发现,城市规模扩张的初期主要产生集聚经济效应,促进经济增长,然而当城市规模扩张到一定程度时,拥挤效应逐渐显现^[7-8],抑制了经济增长。因此,城市规模与经济增长之间呈现倒“U”型关系,而此时则存在一个最优城市规模。高健、吴佩林以中国 2001—2013 年 219 个城市作为样本,使用动态 GMM 估计法进行研究,并认为城市规模对经济增长呈现先促进后抑制的作用,即二者具有倒“U”型关系^[9]。曹聪丽、陈宪对 2004—2015 年中国 277 个地级及以上城市面板数据进行分析,指出城市规模对城市经济绩效的影响呈现倒“U”型特征^[10]。刘志雄、陆扬以广西 2002—2017 年各地级市为样本进行研究,发现城市规模与经济增长之间也存在倒“U”型关系^[11]。

(2) 城市规模与污染排放

一些学者指出,城市规模的扩张降低了污染排放。萨特斯韦特以发展中国家为样本,经过实证分析认为,城市规模的扩张有助于减少污染排放^[12]。隆仁、鲍伊和江雷文、哈迪通过研究发现,城市规模的扩张显著降低了污染排放水平,能够改善城市环境质量^[13-14]。王健、甄庆媛以中国省会城市和直辖市为样本,经过研究发现,城市规模的扩张有利于减少污染排放,进而可提高环境质量^[15]。高明、陈丽强利用中国 284 个地级及以上城市的面板数据,采用动态面板模型进行分析,认为城市人口规模的增加显著降低了环境污染^[16]。郑怡林、陆铭从规模效应和同群效应两个维度进行分析,指出城市规模的扩张可以减少污染排放,大城市其规模更加有利于环境保护^[17]。周芳丽以 2003—2016 年中国 283 个城市为样本,定量测算了城市规模对污染排放产生的规模效应、拥挤效应及总效应,发现城市规模的扩张可以降低污染排放 8.04 个百分点,并且城市规模水平越高,其对污染排放的抑制程度越大。也有学者认为城市规模与污染排放之间存在非线性关系^[18]。王钦池以 161 个国家 50 年的面板数据为样本,采用双向固定效应模型进行研究,指出城市规模与碳排放之间具有倒“N”型关系,碳排放量最高和最低的城市人口数量分别为 300 万人和 1300 万人^[19]。徐辉、杨焱采用中国十大城市群 100 个城市的数据开展研究,发现各城市群的城市规模与工业废水排放之间具有倒“U”型关系^[20]。毛渊龙、袁祥飞以 2007—2016 年中国地级市为样本,建立环境污

染模型进行研究,指出城市规模与环境污染之间也存在倒“U”型关系^[21]。此外,部分学者认为,由于不同等级的城市具有异质性,因此不同等级的城市规模对环境污染影响存在差异。文雯、王奇经过实证研究发现,小城市、中等城市、大城市和特大城市的城市规模与污染排放之间的关系存在差异,分别为递减、倒“U”型、“N”型和倒“U”型关系^[22]。鲁娟等经研究认为,对于大城市和特大城市,城市规模的扩张有利于降低污染排放,而对于中小城市,城市规模的扩张反而加剧了污染排放^[23]。

综上,诸多学者重点探究了城市规模与经济增长及与污染排放之间的关系,研究结论皆未达成共识。而绿色经济效率是考虑了经济增长、资源节约和污染排放的综合指标,鲜有学者直接研究城市规模与绿色经济效率之间的关系,这正是本文研究的主要内容。本文的边际贡献体现在两个方面:一是基于城市规模的视角,通过理论机制探讨和实证分析来探究城市规模对绿色经济效率的总体影响。二是考虑城市规模和绿色经济效率的空间自相关性,探索城市规模对绿色经济效率的空间效应,分析城市规模对本地和相邻城市绿色经济效率的影响。

2. 理论机制分析

城市规模对绿色经济效率的影响主要体现为两种效应。一是集聚经济效应,即城市规模的正外部性。城市规模扩张会产生集聚经济效应,通过城市规模的扩张,劳动力、资本与技术等创新要素流向城市,城市内知识与技术的外溢、共享更加便捷和高效,经济活动愈发频繁,城市的集聚力也愈强^[24-26]。在此过程中,城市人力资本水平得以提升,而人力资本是实现技术创新和产业结构升级的基础,为先进绿色技术的研发、应用,以及产业结构的绿色化、高级化发展提供了充分的智力支撑^[27],有利于提高城市中各生产要素与能源的利用效率,降低能源消耗和污染排放水平,进而提升城市绿色经济效率。同时,城市规模的扩张促进了同类或上下游产业在地理空间上集聚,有益于产品的规模化、集中化生产,并可实现对生产要素的集中利用以及污染物的集中治理,提高城市生产要素利用和污染治理效率^[28],促进城市经济增长和节能减排,推动城市绿色经济效率的提升。此外,城市规模的扩张还可以通过同群效应普及环保理念和行为,增强居民整体的环保意识,提高其环保知识水平^[17],这也有助于提升城市绿色经济效率。二是拥挤效应,即城市规模的负外部性。随着城市规模的扩张,城市中的企业和居

民数量、规模逐渐增加,显然会加剧对土地、能源以及各种公共物品等资源的需求与消耗。当该种需求与消耗达到城市容量的瓶颈时,城市中土地、能源和公共物品等资源的供给明显不足,城市生产和生活中的交易成本增加,交通拥堵,此时城市发展面临严峻的资源约束问题。与此同时,城市生产和生活中的废水、废气和固体废弃物等污染物排放也会不断增多^[29],城市环境日益恶化,这都是由城市规模扩张而产生的一系列“城市病”,导致城市经济增长效率低下,资源约束与环境污染加剧,因而降低了城市绿色经济效率。

三 变量选择与数据来源

1. 变量选择

(1) 被解释变量:绿色经济效率

本文建立了非期望产出 SBM 模型,对中国 285 个地级及以上城市的绿色经济效率进行测算。测算中使用的投入指标主要包括劳动力、资本和能源。参照已有研究,本文选择各城市年末总就业人数表示劳动力投入^[30]。同时,本文采用永续盘存法来计算各城市的资本存量,具体公式为 $K_t = (1 - \delta_t) K_{t-1} + I_t / P_t$,其中 K_t 和 K_{t-1} 分别表示 t 期和 $t-1$ 期的资本存量, δ_t 、 I_t 、 P_t 依次为 t 期的资本折旧率、资本投资量和价格指数。参照张军等的研究,本文将资本折旧率设定为 9.96%^[31],同时使用各地区居民消费价格指数表示价格指数。基期资本存量的公式为 $K_0 = I_0(1+g)/(g+\delta)$,其中 K_0 、 I_0 、 g 和 δ 分别表示基期资本存量、基期资本投资量、资本投资的几何平均增长率以及折旧率。在能源投入方面,本文使用全社会用电量衡量各城市的能源投入。

产出指标主要包括期望产出和非期望产出。本文利用各城市 GDP 表示期望产出,并将其折算成以 2003 年为基期的实际 GDP。同时,本文选择各城市的工业废水、工业二氧化硫和工业烟(粉)尘的排放量作为非期望产出。

(2) 核心解释变量:城市规模

城市规模是指城市大小,包括人口规模、空间规模与经济规模,其衡量指标分别为城市人口数量、城市面积和城市经济发展水平。本文所研究的城市规模主要是指城市人口规模,这也是学术界普遍采用的城市规模衡量指标。同时,由于城市的市辖区更能够体现城市特征,因此,本文剔除了城市中的县级市和市辖区的人口样本,选择各城市市辖区年末总

人口表示城市规模。此外,考虑到城市规模对绿色经济效率可能产生的非线性影响,本文进一步将城市规模的平方项作为核心解释变量。

(3) 控制变量

为了尽量降低估计偏误,参照已有研究,本文选择如下控制变量:一是市场化(SCH),借鉴张治栋、秦淑悦的研究,利用“1-财政支出/GDP”这一公式来计算各城市的市场化水平^[32]。二是科技创新(INO),利用科技支出在GDP中的占比表示各城市的科技创新水平。三是人力资本(HUC),使用每万

人高等学校在校生人数来衡量各城市的人力资本水平。四是金融发展(FIA),参照张阿城、于业芹的做法,利用年末金融机构存款与贷款余额之和来衡量各城市的金融发展水平^[33]。五是交通基础设施(INF),采用人均年末道路面积表示各城市的交通基础设施水平。六是环境规制(ENV),根据林伯强、谭睿鹏的研究,利用工业固定废弃物综合利用率表示各城市的环境规制水平^[34]。七是经济发展水平(ECO),使用人均GDP来衡量各城市的经济发展水平。各变量的描述性统计如表1所示。

表 1 变量的描述性统计

变量	最小值	最大值	平均值	标准差	样本数
绿色经济效率(GRE)	0.046	1.000	0.282	0.156	4560
城市规模(CZ)	14.080	2465.000	141.550	182.027	4560
城市规模平方(CZ ²)	198.246	6076225.000	53418.000	263809.000	4560
市场化(SCH)	20.949	98.979	84.957	8.024	4560
科技创新(INO)	0.003	63.750	3.026	4.761	4560
人力资本(HUC)	0.435	3055.000	451.200	418.300	4560
金融发展(FIA)	2.156	22757.590	365.237	1196.394	4560
交通基础设施(INF)	0.308	108.300	10.910	8.005	4560
环境规制(ENV)	0.240	100.000	77.886	23.542	4560
经济发展水平(ECO)	6.939	15.680	10.480	0.789	4560

2. 数据来源

本文数据主要来源于《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》以及各城市统计年鉴。在样本选择方面,在个别年份中,中国有些城市的行政级别发生了变更,比如2011年撤销了巢湖市,增加了毕节市和铜仁市,2012年和2013年分别增加了三沙市和海东市,2014年增加了日喀则市、昌都市,2015年增加了儋州市和林芝市,2016年增加了山南市。由于这些变更城市的数据缺失较多,因此本文将这些城市的样本剔除,最终选择了2003—2018年中国285个地级及以上城市,其中东部地区城市101个,中部地区城市100个,西部地区城市84个,总样本数量为4560个。

四 空间面板模型的相关检验及模型设定

LM 检验结果显示,空间滞后的 LM 及其稳健 LM 统计量,以及空间误差的 LM 及其稳健 LM 统计量的值分别为 999.285、1180.409、12.393 和 193.517,且均在 1% 的水平上显著,即拒绝模型无空间滞后和无空间误差的原假设,因此需选择空间

面板模型进行回归分析。

1. 空间面板模型的基本形式

空间面板模型主要有空间杜宾模型(SDM)、空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM)三种,模型的一般形式如下。

空间杜宾模型: $y = \alpha W y + X \beta + W X \delta + \tau_n \varphi + \omega$ (1)

空间滞后模型: $y = \alpha W y + X \beta + \tau_n \varphi + \omega$ (2)

空间误差模型: $y = X \beta + \tau_n \varphi + \varepsilon, \varepsilon = \lambda W \varepsilon + \omega$ (3)

经检验,空间滞后的 Wald 检验、LR 检验,以及空间误差的 Wald 检验、LR 检验中统计量的值依次为 54.66、54.35、46.41 和 45.76,各统计量均在 1% 的显著性水平上拒绝原假设。这表明空间杜宾模型不能简化为空间滞后模型和空间误差模型,即应采用空间杜宾模型进行回归分析。

2. 双固定效应模型检验与设定

Hausman 检验中统计量的值为 85.37,在 1% 水平上显著,即拒绝随机效应的原假设,需使用固定效应模型。同时,个体效应与时间效应 LR 检验的统计量值分别为 49.80、4124.87,且统计量在 1% 的显著性水平上拒绝仅有个体效应、时间效应的原假设。

因此,本文选择具有个体效应和时间效应的双固定效应空间杜宾模型。其具体设定形式为:

$$GRE_{it} = \alpha \sum_{j=1}^n w_{ij} GRE_{jt} + CZ_{it} \beta_1 + \delta_1 \sum_{j=1}^n w_{ij} CZ_{jt} + CZ_{it}^2 \beta_2 + \delta_2 \sum_{j=1}^n w_{ij} CZ_{jt}^2 + Z_{it} \varphi + \theta \sum_{j=1}^n w_{ij} Z_{jt} + u_i + \eta_t + \omega_{it} \quad (4)$$

其中: GRE_{it} 、 CZ_{it} 、 CZ_{it}^2 分别为绿色经济效率、城市规模和城市规模的平方, Z_{it} 表示市场化、科技创新、人力资本、金融发展、交通基础设施、环境规制和经济发展水平等 7 个控制变量; α 表示绿色经济效率的空间自相关系数, β_1 、 δ_1 分别表示城市规模及其空间溢出系数, β_2 、 δ_2 为城市规模的平方及其空间溢出系数, φ 、 θ 表示控制变量及其空间溢出系数, w_{ij} 为空间权重矩阵中的元素, u_i 和 η_t 分别表示个体效应和时间效应, ω_{it} 为随机扰动项,且 $\omega_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2 I_n)$ 。

3. 空间权重矩阵

常用的空间权重矩阵主要有两大类:一是邻接空间权重矩阵,如式(5);二是距离空间权重矩阵,包括地理距离空间权重矩阵和经济距离空间权重矩阵。式(6)为地理距离空间权重矩阵,即根据各城市经纬度计算城市之间的地理距离,并将空间权重设定为地理距离平方的倒数。两个地区之间地理距离越远,则空间相关性越小,空间权重也越小;反之则空间权重越大。式(7)为经济距离空间权重矩阵,即依据不同地区之间经济发展水平的差距设定空间权重矩阵,如果两个地区经济发展水平的差距较小,则赋予较高的权重,即空间权重大小与不同地区之间经济发展水平的差距呈反向变动关系。

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & i \text{ 与 } j \text{ 相邻} \\ 0 & i \text{ 与 } j \text{ 不相邻} \end{cases} \quad (5)$$

$$w_{ij} = \begin{cases} 1/e_{ij}^2 & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (6)$$

$$w_{ij} = \begin{cases} 1/|y_{it} - y_{jt}| & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (7)$$

其中, i 和 j 表示城市,式(6)中的 e_{ij}^2 为城市间地理距离的平方,式(7)中的 y_{it} 、 y_{jt} 分别表示城市 i 和 j 在 t 时期内人均 GDP 的平均值。由于地理距离空间权重矩阵的应用较为广泛,能够体现城市之间的空间依赖关系,因此,本文主要采用地理距离空间权重矩阵计算 Moran's I 指数、进行基本回归分析及空间效应分解。同时,本文也计算了邻接空间权重矩阵、经济距离空间权重矩阵和嵌套空间权

重矩阵,以对基本回归结果进行稳健性检验。

4. 空间杜宾模型的空间效应分解

将空间杜宾模型的空间效应进行分解,可以得出直接效应、间接效应和总效应在模型中的公式表示。空间杜宾模型一般形式为:

$$y = \alpha W y + X \beta + W X \delta + \tau_n \varphi + \omega$$

进而:

$$(I_n - \alpha W) y = X \beta + W X \delta + \tau_n \varphi + \omega$$

$$y = (I_n - \alpha W)^{-1} (X \beta + W X \delta) + (I_n - \alpha W)^{-1} (\tau_n \varphi + \omega) \quad (8)$$

$$\text{令 } V(W) = (I_n - \alpha W)^{-1} = I_n + \alpha W + \alpha^2 W^2 + \alpha^3 W^3 + \dots$$

则式(8)可化为:

$$y = V(W) (X \beta + W X \delta) + V(W) (\tau_n \varphi + \omega) \quad (9)$$

式(9)中:

$$X \beta = \begin{pmatrix} \sum_{r=1}^k x_{1r} \beta_r \\ \sum_{r=1}^k x_{2r} \beta_r \\ \vdots \\ \sum_{r=1}^k x_{nr} \beta_r \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \beta_1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \beta_1 \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} x_{11} \\ x_{21} \\ \vdots \\ x_{n1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \beta_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \beta_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{12} \\ x_{22} \\ \vdots \\ x_{n2} \end{pmatrix} + \dots +$$

$$\begin{pmatrix} \beta_k & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \beta_k & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1k} \\ x_{2k} \\ \vdots \\ x_{nk} \end{pmatrix} = I_n \beta_1 x_1 + I_n \beta_2 x_2 + \dots +$$

$$I_n \beta_k x_k = \sum_{r=1}^k I_n \beta_r x_r \quad (10)$$

按照同样的推理方式可得:

$$W X \delta = W \sum_{r=1}^k I_n \delta_r x_r \quad (11)$$

将式(10)和式(11)代入式(9),则式(9)可化为:

$$y = V(W) \left(\sum_{r=1}^k I_n \beta_r x_r + W \sum_{r=1}^k I_n \delta_r x_r \right) + V(W) (\tau_n \varphi + \omega) = \sum_{r=1}^k V(W) (I_n \beta_r + W \delta_r) x_r + V(W) (\tau_n \varphi + \omega) \quad (12)$$

$$\text{再令 } S_r(W) = V(W) (I_n \beta_r + W \delta_r)$$

则式(12)可化为如下形式:

$$y = \sum_{r=1}^k S_r(W) x_r + V(W) \tau_n \varphi + V(W) \omega \quad (13)$$

将式(13)进一步展开可得:

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} = \sum_{r=1}^k \begin{pmatrix} S_r(W)_{11} & S_r(W)_{12} & \cdots & S_r(W)_{1n} \\ S_r(W)_{21} & S_r(W)_{22} & \cdots & S_r(W)_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ S_r(W)_{n1} & S_r(W)_{n2} & \cdots & S_r(W)_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1r} \\ x_{2r} \\ \vdots \\ x_{nr} \end{pmatrix} + V(W) \tau_n \varphi + V(W) \omega \quad (14)$$

$$\begin{pmatrix} S_r(W)_{11} & S_r(W)_{12} & \cdots & S_r(W)_{1n} \\ S_r(W)_{21} & S_r(W)_{22} & \cdots & S_r(W)_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ S_r(W)_{n1} & S_r(W)_{n2} & \cdots & S_r(W)_{nn} \end{pmatrix} \text{即为偏}$$

微分矩阵。在其内部元素中, $\frac{\partial y_i}{\partial x_{ir}} = S_r(W)_{ii}$ 为直接效应, 表示第 r 个变量的变动对本地被解释变量的平均影响程度, $\frac{\partial y_i}{\partial x_{jr}} = S_r(W)_{ij}$ (其中 $i \neq j$) 为间接效应, 能够反映出第 r 个变量的变动对相邻地区被解释变量的平均影响程度, 二者之和即为总效应。

五 实证结果分析

1. 空间自相关检验

表 2 显示, 2003—2018 年, 中国 285 个地级及以上城市的城市规模、城市规模的平方以及绿色经济效率的 Moran's I 指数都为正值, 并且在 1% 的显著性水平通过了检验, 表明城市规模、城市规模的平方、绿色经济效率均存在正空间自相关性。

表 2 城市规模、城市规模的平方与绿色经济效率的 Moran's I 指数

时间	城市规模		城市规模的平方		绿色经济效率	
	Moran's I	P-value	Moran's I	P-value	Moran's I	P-value
2003	0.023	0.000	0.019	0.000	0.037	0.000
2004	0.027	0.000	0.022	0.000	0.039	0.000
2005	0.027	0.000	0.023	0.000	0.052	0.000
2006	0.027	0.000	0.022	0.000	0.053	0.000
2007	0.026	0.000	0.021	0.000	0.044	0.000
2008	0.026	0.000	0.021	0.000	0.040	0.000
2009	0.027	0.000	0.022	0.000	0.040	0.000
2010	0.027	0.000	0.022	0.000	0.054	0.000
2011	0.028	0.000	0.023	0.000	0.052	0.000
2012	0.029	0.000	0.025	0.000	0.032	0.000
2013	0.035	0.000	0.031	0.000	0.033	0.000
2014	0.038	0.000	0.033	0.000	0.039	0.000
2015	0.042	0.000	0.036	0.000	0.040	0.000
2016	0.043	0.000	0.037	0.000	0.027	0.000
2017	0.041	0.000	0.034	0.000	0.048	0.000
2018	0.040	0.000	0.034	0.000	0.032	0.000

2. 基本回归结果

表 3 展示了空间杜宾模型的基本回归结果。为将三种空间模型进行对比, 表中同时展示了空间滞后模型和空间误差模型的基本回归结果。空间杜宾模型的回归结果显示, 城市规模的一次项系数为正, 二次项系数为负, 且均在 1% 的水平上显著, 表明城市规模对绿色经济效率的影响呈现倒“U”型特征, 即在达到顶点之前, 城市规模的扩张主要表现为集聚经济效应, 各种要素资源在城市的集聚有利于提高资源利用效率, 推动经济增长, 减少能源消耗和污染排放, 进而促进城市绿色

经济效率的提升。而超过顶点之后, 城市规模的扩张产生了拥挤效应, 城市中要素资源和能源的消耗量大幅增加, 交易成本上升, 交通拥堵与污染排放等不断加剧, 导致城市资源短缺和环境污染问题日益严重, 降低了城市绿色经济效率。同时, 经计算发现, 现阶段中国绝大多数城市的人口规模尚未达到顶点, 此时城市规模的不断扩张有利于提升绿色经济效率。

市场化对绿色经济效率的影响显著为正, 市场化水平每增加 1%, 城市绿色经济效率提升 0.1640%。市场化推动了城市先进知识与技术溢

出效应的释放,加速了劳动力、资本和技术等要素在城市之间的高效流动,提高了要素资源和能源的利用效率,促进了城市经济增长,减少了污染排放,因而提升了城市绿色经济效率。科技创新对绿色经济效率具有显著的正向影响,科技创新水平每提高 1 个百分点,城市绿色经济效率提升 0.3125 个百分点。科技创新优化了城市企业生产模式,提高了企业生产效率,增加了产品附加值,并且通过革新污染治理技术减少了废水、废气和固体废弃物等污染物的排放,进而实现了城市绿色经济效率的提升。人力资本对城市绿色经济效率产生显著的促进作用,人力资本水平每提高 1%,城市绿色经济效率增加 0.2686%。人力资本是驱动城市绿色经济效率提升的重要动力,城市人力资本水平的提高有助于先进绿色技术的研发、吸收以及应用,促进了经济增长和节能减排,因而提升了城市绿色经济效率。金融发展对城市绿色经济效率具有显著的正向影响,金融发展水平每增加 1 个百分点,城市绿色经济效率提升 0.3628 个百分点。金融体系不仅可以为绿色技术的研发提供充足的资金保障,而且能够优化城市的资本配置,引导资本流向能源利用效率更高的行业,倒逼高能耗行业改变生产方式,实现技术进步,进而提高能源利用效率,这有利于提升城市绿色经济效率。交通基础设施对城市绿色经济效率的影响显著为正,交通基础设施水平每提高 1%,城市绿色经济效率提升 0.9427%。交通基础设施为城市各生产要素的流通提供了基础和保障,有益于推动生产要素集聚,强化学习效应,促进技术进步^[35],提升城市绿色经济效率。环境规制对城市绿色经济效率的正向影响并不显著,这与方时姣、肖权的研究结论一致^[36]。其可解释为,目前中国整体的环境规制强度与执行效率较低,环境监管尚存不足,加之公众环保意识普遍薄弱^[37],环境规制未能真正推动技术创新和产业结构升级,进而未能实现经济增长和节能减排的双重目标,因此,环境规制驱动城市绿色经济效率提升的正向效应并未显现。经济发展水平对城市绿色经济效率具有显著的促进作用,经济发展水平每提高 1 个百分点,城市绿色经济效率增加 0.3176 个百分点。经济发展是推动绿色技术进步的基础,随着城市经济不断发展,先进绿色技术的研发与引进成为可能,这有利于提高资源利用效率,减少污染排放,进而促进城市绿色经济效率的提升。

表 3 三种空间面板模型的基本回归结果

自变量	因变量: GRE		
	空间杜宾模型 (SDM)	空间滞后模型 (SAR)	空间误差模型 (SEM)
CZ	8.0583*** (0.7154)	7.6113*** (0.7099)	7.9335*** (0.7139)
CZ ²	-0.0022*** (0.0002)	-0.0021*** (0.0002)	-0.0022*** (0.0002)
SCH	0.1640*** (0.0205)	0.1502*** (0.0204)	0.1567*** (0.0205)
INO	0.3125*** (0.0503)	0.3275*** (0.0484)	0.3351*** (0.0490)
HUC	0.2686*** (0.1001)	0.2208** (0.1008)	0.2459** (0.1010)
FIN	0.3628*** (0.0250)	0.3587*** (0.0249)	0.3612*** (0.0249)
INF	0.9427*** (0.3432)	0.8915*** (0.3433)	0.9334*** (0.3429)
ENV	0.4110 (0.9928)	0.3748 (0.9949)	0.3547 (0.9909)
ECO	0.3176*** (0.0656)	0.2903*** (0.0611)	0.3069*** (0.0629)
W × CZ	已控制		
W × CZ ²	已控制		
W × 控制变量	已控制		
Spatialrho(λ)	0.4659*** (0.0902)	0.4675*** (0.0872)	0.5449*** (0.0821)
sigma _{2_e}	0.0078*** (0.0002)	0.0079*** (0.0002)	0.0079*** (0.0002)
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
Log likelihood	4585.4350	4558.2576	4562.5574
样本数	4560	4560	4560

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著;括号内的数值表示标准误差。

3. 稳健性检验

(1) 稳健性检验之一: 更换空间权重矩阵

本文将地理空间权重矩阵更换为邻接空间权重矩阵、经济距离空间权重矩阵以及嵌套空间权重矩阵,再采用双固定效应空间杜宾模型进行回归分析。表 4 中的回归结果显示,城市规模的一次项系数为正,二次项系数为负,并且均在 1% 的显著性水平上通过了检验,表明城市规模对绿色经济效率的影响呈现倒“U”型特征,而且各控制变量的符号与基本回归保持一致,因此城市规模对绿色经济效率影响具有稳健性。

(2) 稳健性检验之二: 更换绿色经济效率的测算模型

本文还采用另外两种模型测算了城市的绿色经济效率,以进行稳健性检验:一是不考虑全局的 SBM 模型,即对每一个城市的绿色经济效率分别测

表 4 稳健性检验之一: 更换空间权重矩阵

自变量	因变量: <i>GRE</i>		
	邻接空间权重矩阵	经济距离空间权重矩阵	嵌套空间权重矩阵
<i>CZ</i>	7.7670*** (0.7104)	7.2526*** (0.7116)	7.8531*** (0.7120)
<i>CZ</i> ²	-0.0021*** (0.0002)	-0.0020*** (0.0002)	-0.0021*** (0.0002)
<i>W</i> × <i>CZ</i>	已控制	已控制	已控制
<i>W</i> × <i>CZ</i> ²	已控制	已控制	已控制
控制变量	已控制	已控制	已控制
<i>W</i> × 控制变量	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
Log likelihood	4586.4232	4615.4534	4575.4205
样本数	4560	4560	4560

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著; 括号内的数值表示标准误差; 控制变量同表 3 中的空间杜宾模型。下表同。

算; 二是超效率 SBM 模型, 该模型可以对效率值为 1 的决策单元进行排序。回归结果显示, 在对原始的绿色经济效率值进行替换后, 城市规模对绿色经济效率的影响依然呈现倒“U”型特征, 并且城市规模及其平方的回归系数均在 1% 的水平上显著, 表明基本回归结果是稳健的。

表 5 稳健性检验之二: 更换绿色经济效率的测算模型

自变量	因变量: <i>GRE</i>	
	不考虑全局 SBM 模型	超效率 SBM 模型
<i>CZ</i>	4.5482*** (1.0048)	8.1614*** (0.8410)
<i>CZ</i> ²	-0.0011*** (0.0004)	-0.0022*** (0.0003)
<i>W</i> × <i>CZ</i>	已控制	已控制
<i>W</i> × <i>CZ</i> ²	已控制	已控制
控制变量	已控制	已控制
<i>W</i> × 控制变量	已控制	已控制
个体固定效应	YES	YES
时间固定效应	YES	YES
Log likelihood	3039.9124	3849.2781
样本数	4560	4560

(3) 稳健性检验之三: 更换研究样本

与地级市相比, 直辖市和省会城市具有经济发达、绿色技术和产业结构水平高等特征。因此, 借鉴已有研究, 本文在总样本中分别剔除了直辖市和省会城市样本, 进而形成两类新样本^[38]。表 6 中两个模型的回归结果均显示, 城市规模与绿色

经济效率之间依然呈现倒“U”型关系, 并且与基本回归相比, 城市规模及其平方的回归系数的显著性水平并未发生变化, 其他控制变量的符号和显著性水平也基本保持稳定, 这进一步说明基本回归结果是稳健的。

表 6 稳健性检验之三: 更换研究样本

自变量	因变量: <i>GRE</i>	
	剔除直辖市样本	剔除省会城市样本
<i>CZ</i>	8.1351*** (0.7484)	9.2029*** (0.8361)
<i>CZ</i> ²	-0.0022*** (0.0003)	-0.0024*** (0.0003)
<i>W</i> × <i>CZ</i>	已控制	已控制
<i>W</i> × <i>CZ</i> ²	已控制	已控制
控制变量	已控制	已控制
<i>W</i> × 控制变量	已控制	已控制
个体固定效应	YES	YES
时间固定效应	YES	YES
Log likelihood	4501.6052	4238.6555
样本数	4496	4144

4. 异质性分析

考虑到中国不同区域的要素禀赋、政府政策和地理位置等状况存在较大差异, 本文进一步讨论中国东部、中部和西部地区城市规模对绿色经济效率的影响。空间杜宾模型回归结果显示, 东部、中部和西部地区的城市规模与绿色经济效率之间均呈倒“U”型关系, 这与全国样本的基本回归结果保持一致, 但三大区域中倒“U”型曲线顶点处的城市规模不同。东部地区倒“U”型曲线顶点处的城市规模水平最高, 中部次之, 西部最低, 其对应的城市规模分别为 906.03 万人、565.50 万人和 189.90 万人。可能的解释是, 与中部和西部地区的城市相比, 东部地区的城市规模基数普遍更大, 专业化分工、数字经济、高技术产业等发展水平高, 长期以来形成了较强的集聚经济效应。因此, 当东部地区城市规模达到更高水平时, 拥挤效应才可能会显现, 并产生负外部性, 导致城市资源约束与环境污染问题逐渐加剧, 进而降低绿色经济效率, 因此, 东部地区倒“U”型曲线顶点处的城市规模水平高于中部和西部地区。此外, 在东部、中部和西部三大区域内部, 多数城市的人口规模也分别位于各区域倒“U”型曲线的左侧。由此可见, 对于大多数城市来说, 当前城市规模的扩张主要会带来集聚经济效应, 并促进城市绿色经济效率的提升。

表 7 东部、中部和西部地区城市规模对绿色经济效率的影响

自变量	因变量: GRE		
	东部地区	中部地区	西部地区
<i>CZ</i>	5.4362*** (0.9345)	4.5240*** (1.3211)	7.6719*** (2.0569)
<i>CZ</i> ²	-0.0030*** (0.0009)	-0.0040*** (0.0015)	-0.0202*** (0.0055)
<i>W</i> × <i>CZ</i>	已控制	已控制	已控制
<i>W</i> × <i>CZ</i> ²	已控制	已控制	已控制
控制变量	已控制	已控制	已控制
<i>W</i> × 控制变量	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
Log likelihood	1453.0085	1755.7111	1144.9298
样本数	1616	1600	1344

5. 空间效应分解的实证结果

表 8 中的空间效应分解结果显示,城市规模的直接效应和间接效应系数分别为 7.6193、7.0406,而城市规模平方的直接效应、间接效应系数依次为 -0.0021 和 -0.0019,并且各回归系数均在 1% 的水平上显著。这表明城市规模对本地和相邻城市绿色经济效率的影响均呈现倒“U”型特征,即在达到顶点之前,城市规模的扩张促进了本地和相邻城市绿色经济效率的提升,超过顶点之后,城市规模对本地和相邻城市的绿色经济效率产生抑制作用。可能的解释是,城市规模与城市规模的平方都具有正空间自相关性,本地城市规模的扩张通过产生辐射效应、扩散效应和示范效应带动相邻城市人口规模的扩张^[39],本地与相邻城市的人口规模呈现同步扩张的态势,而城市规模的同步扩张能够进一步带来集聚经济效应和拥挤效应,进而对本地和相邻城市的绿色经济效率产生先促进后抑制的影响。因此城市规模与本地和相邻城市的绿色经济效率之间均存在倒“U”型关系。

市场化的直接效应系数为 0.1511,在 1% 的水平上显著,间接效应系数为 0.1400,在 5% 的显著性水平上通过了检验。这表明市场化显著推动了本地和相邻城市绿色经济效率的提升。市场化促进了资源的高效流动,以及知识和技术的空间外溢,优化了资源配置,提高了本地和相邻城市资源利用效率,推动了技术进步,进而促进了经济增长和节能减排,提升了本地和相邻城市的绿色经济效率。科技创新对绿色经济效率的直接效应和间接效应系数分别为 0.3269、0.2997,且均在 1% 的水平上显著。科技创

表 8 空间杜宾模型的空间效应分解

自变量	因变量: GRE		
	东部地区	中部地区	西部地区
<i>CZ</i>	7.6193*** (0.6998)	7.0406*** (2.6219)	14.6599*** (2.8579)
<i>CZ</i> ²	-0.0021*** (0.0003)	-0.0019*** (0.0007)	-0.0040*** (0.0008)
<i>SCH</i>	0.1511*** (0.0191)	0.1400** (0.0556)	0.2912*** (0.0649)
<i>INO</i>	0.3269*** (0.0481)	0.2997*** (0.1157)	0.6266*** (0.1356)
<i>HUC</i>	0.2226** (0.0980)	0.2061* (0.1208)	0.4287** (0.2047)
<i>FIN</i>	0.3600*** (0.0256)	0.3335*** (0.1270)	0.6935*** (0.1357)
<i>INF</i>	0.9038*** (0.3450)	0.8356* (0.4461)	1.7394** (0.7344)
<i>ENV</i>	0.0507 (0.1039)	3.5511 (4.4111)	3.6018 (4.4377)
<i>ECO</i>	0.2900*** (0.0568)	0.2685** (0.1145)	0.5585*** (0.1501)

新是驱动绿色经济效率提升的动力与源泉,其对本地和相邻城市绿色经济效率均具有显著的促进作用,并且直接效应大于间接效应。可能的解释是,当本地科技创新水平提升时,相邻城市也可以借助地理和区位优势,通过长期的模仿、学习与相互交流来提高自身城市的科技创新水平,进而推动城市产业结构升级,减少污染排放,提升城市绿色经济效率。人力资本的直接效应系数为 0.2226,在 5% 的水平上显著,间接效应系数为 0.2061,在 10% 的水平上显著。人力资本促进了本地和相邻城市绿色经济效率的提升,具有正向空间溢出效应。人力资本是绿色技术研发与应用的智力支撑,是提升本地城市的绿色经济效率的重要因素,同时,高技能劳动力在不同城市自由、高效流动,使人们之间的技能、智慧产生交融,进一步带动了相邻城市人力资本水平的提升^[40],因而人力资本对相邻城市的绿色经济效率也具有促进作用。金融发展的直接效应和间接效应系数依次为 0.3600、0.3335,均在 1% 的水平上显著。金融发展不仅推动了本地绿色经济效率的提升,而且对相邻城市绿色经济效率产生了促进作用。本地金融发展水平的提升,可以通过与相邻城市之间的深度金融合作和学习,带动相邻城市的金融发展^[41],进而为各城市绿色技术的引进与研发提供资金保障,并优化资本配置,减少高污染、高能耗和高排放产业的资本流入占比,提升城市绿色经济效率。交通基础设施的直接效应系数为 0.9038,在 1% 的水平上显

著,间接效应系数为0.8356,在10%的水平上显著。交通基础设施对本地和相邻城市绿色经济效率均具有显著的促进作用。交通基础设施为先进知识与技术的交流、学习提供了基础,推动了知识和技术溢出效应的释放,有利于促进本地和相邻城市的技术进步,提升了城市绿色经济效率。环境规制的直接效应与间接效应系数分别为0.0507和3.5511,均不显著,表明环境规制对本地和相邻城市绿色经济效率并未产生显著影响。普遍较低的环境规制强度与执行效率未能显著提高本地和相邻城市的资源利用效率,未能减少污染排放,亦不能显著推动城市绿色经济效率的提升。经济发展水平的直接效应系数为0.2900,在1%的水平上显著,间接效应系数为0.2685,在5%的水平上显著。这表明经济发展水平对本地和相邻城市绿色经济效率均产生正向影响。城市经济发展具有较强的辐射效应,本地城市经济发展水平的提高,可以带动相邻城市经济发展,推动相邻城市技术进步和产业结构升级,提升城市绿色经济效率。

六 主要结论与政策启示

1. 主要结论

本文利用2003—2018年中国285个地级及以上城市的面板数据,通过建立双固定效应空间杜宾模型,实证分析了城市规模对绿色经济效率的影响及空间效应。研究结论如下:空间自相关检验显示,城市规模、城市规模的平方以及城市绿色经济效率均存在正空间自相关性。城市规模对绿色经济效率的影响呈倒“U”型特征,目前中国绝大多数城市的人口规模位于倒“U”型曲线左侧,在该阶段,中国城市规模的扩张有利于提升城市绿色经济效率,研究结论具有稳健性。异质性分析发现,东部、中部和西部地区城市规模与绿色经济效率之间均呈倒“U”型关系,东部地区倒“U”型曲线顶点处的城市规模水平最高,中部次之,西部最低。空间效应分解表明,城市规模与相邻城市绿色经济效率之间也存在倒“U”型关系,并且在现阶段,城市规模对相邻城市绿色经济效率会产生正向的空间溢出效应。

2. 政策启示

在新型城镇化与生态文明建设快速发展的双重背景下,本文研究结论具有一定的政策启示性。由于目前中国绝大多数城市的人口规模位于倒“U”型曲线左侧,绿色经济效率将随着城市规模的扩张而不断提升,而仅有少数城市的人口规模位于倒“U”

型曲线右侧,因此,在“十四五”时期的新型城镇化建设过程中,政府一方面需适当控制少数特大和超大城市的人口规模,避免产生拥挤效应,进而避免负外部性导致的城市绿色经济效率损失。另一方面,对于绝大多数的大城市和中小城市来说,政府不应限制城市规模的扩张,否则不利于在更大程度上发挥城市规模的集聚经济效益,从而将阻碍城市绿色经济效率的提升。政府需要为生产要素在城乡、城际之间的高效流动创造良好条件,积极推进以人为核心的新型城镇化,进一步扩大城市规模,大力发挥集聚经济效益,释放正外部性,提升城市绿色经济效率,促进城市绿色发展。这就要求城市要积极改善、优化各种硬件设施,提级扩能,补齐短板,提升城市的综合承载能力和吸引力,吸引外来人口的流入。更重要的是,应进一步放开户籍制度限制,促进流动人口在城市落户,消除阻碍,同时完善配套政策体系,解决流动人口的半城市化问题,为流动人口的医疗、养老及子女教育等提供健全的制度保障,实现基本公共服务均等化、公平化,让流动人口能够真正融入城市,提升其归属感,进而使流动人口最终选择留在城市。同时,大城市规模的不断扩张还可以产生辐射效应和扩散效应,能够进一步带动中小城市绿色经济效率的提升,有益于缩小大、中、小城市间绿色经济效率的差距,推动大、中、小城市的协调发展。

【Abstract】 Based on the panel data of 285 cities at prefecture level and above in China from 2003 to 2018, this paper uses the double fixed effect spatial Durbin model to empirically analyze the impact of city size on the efficiency of green economy and its spatial effect. The results show that: city size, square of city size and green economic efficiency all have positive spatial autocorrelation; the impact of city size on green economic efficiency is inverted U-shaped; at present, the population size of most cities in China is on the left side of the inverted U-shaped curve; heterogeneity analysis shows that there is an inverted U-shaped relationship between city size and green economic efficiency in eastern, central and western regions. The results show that the level of city size at the inflection point of the inverted U-shaped curve in the eastern region is the highest, followed by the central region, and the lowest in the western region; the decomposition of spatial effect shows that there is an inverted U-shaped relationship between city size and the green economic efficiency of adjacent cities, and at this stage, city size has a positive spatial spillover effect on the green economic efficiency of adjacent cities.

【Key words】 city size; green economic efficiency; spatial effect

参考文献

- [1] Glaeser E. Triumph of the city: How our greatest invention makes us richer, smarter, greener, healthier, and happier [M]. Penguin Press, 2011: 57 - 65
- [2] Lee B. S., Hong S. H., Wohar M. E. City size, labor productivity and wages in Korea [J]. The Singapore Economic Review (SER), 2020(4): 1073 - 1098
- [3] 孙晓华, 周玲玲. 多样化、专业化、城市规模与经济增长——基于中国地级市面板数据的实证检验 [J]. 管理工程学报, 2013(2): 71 - 78
- [4] Frick S. A., Rodríguez-Pose A. Big or small cities? on city size and economic growth [J]. Growth & Change, 2017(3): 1 - 40
- [5] 张自然. 城市规模、空间聚集与经济增长 [J]. 社会科学战线, 2020(5): 94 - 103
- [6] Brunt L., García-Pealosa C. Urbanisation and the onset of modern economic growth [R]. AMSE Working Papers, 2021: 25 - 32
- [7] Nazmfar H., Motiedost A., Molayi N. An analysis of phenomenon of peddling in city and its effect in the pedestrian and the ride traffic volume (case study: Langeroud City) [J]. Journal of Urban - Regional Studies and Research, 2015(24): 5 - 12
- [8] 周锐波, 胡耀宗, 石思文. 要素集聚对我国城市技术进步的影响分析——基于 OLS 模型与门槛模型的实证研究 [J]. 工业技术经济, 2020(2): 110 - 118
- [9] 高健, 吴佩林. 城市人口规模对城市经济增长的影响 [J]. 城市问题, 2016(6): 4 - 13
- [10] 曹聪丽, 陈宪. 生产性服务业集聚、城市规模与经济绩效提升——基于空间计量的实证研究 [J]. 中国经济问题, 2018(2): 34 - 45
- [11] 刘志雄, 陆扬. 基于需求视角的广西资源消耗、城市规模与经济增长关系的实证研究 [J]. 生态经济, 2019(2): 109 - 113
- [12] Satterthwaite D. Environmental transformations in cities as they get larger, wealthier and better managed [J]. Geographical Journal, 1997(2): 216 - 224
- [13] Lonngren K. E., Bai E. W. On the global warming problem due to carbon dioxide [J]. Energy Policy, 2008(4): 1567 - 1568
- [14] Jiang L. W., Hardee K. How do recent population trends matter to climate change? [J]. Population Research and Policy Review, 2011(2): 287 - 312
- [15] 王健, 甄庆媛. 城市人口规模对工业污染排放的门槛效应研究——以我国省会城市和直辖市为例 [J]. 调研世界, 2017(8): 60 - 65
- [16] 高明, 陈丽强. 城市规模、结构与环境污染 [J]. 软科学, 2018(5): 55 - 58
- [17] 郑怡林, 陆铭. 大城市更不环保吗? ——基于规模效应与同群效应的分析 [J]. 复旦学报(社会科学版), 2018(1): 133 - 144
- [18] 周芳丽. 城市规模与环境污染: 规模效应还是拥挤效应——基于地级城市面板数据的实证分析 [J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 2020(2): 34 - 41
- [19] 王钦池. 城市规模、城市化率与碳排放关系研究——基于近半世纪 161 个国家的数据 [J]. 西北人口, 2015(3): 1 - 5
- [20] 徐辉, 杨焯. 人口和产业集聚对环境污染的影响——以中国的 100 个城市为例 [J]. 城市问题, 2017(1): 53 - 60
- [21] 毛渊龙, 袁祥飞. 集聚外部性、城市规模和环境污染 [J]. 宏观经济研究, 2020(2): 140 - 153
- [22] 文雯, 王奇. 城市人口规模与环境污染之间的关系——基于中国 285 个城市面板数据的分析 [J]. 城市问题, 2017(9): 32 - 38
- [23] Lu J., Li B., Li H. Expansion of city scale, traffic modes, traffic congestion and air pollution [J]. Cities, 2020(108): 1 - 15
- [24] 王小鲁. 中国城市化路径与城市规模的经济学分析 [J]. 经济研究, 2010(10): 20 - 32
- [25] Düben C., Krause M. Population, light and the size distribution of cities [J]. Journal of Regional Science, 2020(1): 1 - 23
- [26] 贺斌, 袁晓玲, 房玲. 中国城市规模扩张与效率提升的协同发展 [J]. 当代经济科学, 2020(1): 120 - 134
- [27] Joshua D., Edward F. Regional industrial structure and agglomeration economies: an analysis of productivity in three manufacturing industries [J]. Regional Science and Urban Economics, 2012(2): 1 - 14
- [28] Hu W., Fan Y. M. City size and energy conservation: do large cities in China consume more energy? [J]. Energy Economics, 2020(92): 1 - 9
- [29] Mohajeri N., Gudmundsson A., French J. R. CO2 emissions in relation to street-network configuration and city size [J]. Transport and Environment, 2015(35): 116 - 129
- [30] 曹靖, 张文忠. 不同时期城市创新投入对绿色经济效率的影响——以粤港澳大湾区为例 [J]. 地理研究, 2020(9): 1987 - 1999
- [31] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000 [J]. 经济研究, 2004(10): 35 - 44
- [32] 张治栋, 秦淑悦. 环境规制、产业结构调整对绿色发展的空间效应——基于长江经济带城市的实证研究 [J]. 现代经济探讨, 2018(11): 79 - 86
- [33] 张阿城, 于业芹. 自贸区与城市经济增长: 资本、技术与市场化——基于 PSM-DID 的拟自然实验研究 [J]. 经济问题探索, 2020(10): 110 - 123
- [34] 林伯强, 谭睿鹏. 中国经济集聚与绿色经济效率 [J]. 经济研究, 2019(2): 119 - 132
- [35] Baumsnow N., Brandt L., Henderson J. V. Roads, railroads and decentralization of Chinese cities [J]. Review of Economics and Statistics, 2017(3): 435 - 448
- [36] 方时蛟, 肖权. 中国区域生态福利绩效水平及其空间效应研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2019(3): 1 - 10
- [37] 吴磊, 贾晓燕, 吴超. 异质型环境规制对中国绿色全要素生产率的影响 [J]. 中国人口·资源与环境, 2020(10): 82 - 92
- [38] 杜建军, 谢家平, 刘博敏. 中国农业产业集聚与农业劳动生产率——基于 275 个城市数据的经验研究 [J]. 财经研究, 2020(6): 49 - 63
- [39] 徐秋艳, 房胜飞, 马琳琳. 新型城镇化、产业结构升级与中国经济增长——基于空间溢出及门槛效应的实证研究 [J]. 系统工程理论与实践, 2019(6): 1407 - 1418
- [40] 白俊红, 王钺, 蒋伏心. 研发要素流动、空间知识溢出与经济增长 [J]. 经济研究, 2017(7): 109 - 123
- [41] 岳婷婷. 金融集聚对城市经济增长溢出作用的空间计量分析——基于山西省 11 个地级市的数据 [J]. 经济问题, 2020(8): 53 - 60

(编辑: 王明哲; 责任编辑: 刘媛君)