

空间溢出视角下新型城镇化进程对水资源压力的影响

章恒全¹,方 静¹,杨 柳²,张陈俊³

(1. 河海大学商学院,江苏南京 211100; 2. 江苏省人民医院,江苏南京 210029;
3. 江苏科技大学经济管理学院,江苏镇江 212100)

摘要:利用我国31个省(自治区、直辖市)2004—2019年的面板数据,从人口、经济、空间、社会、生态5个方面综合测度我国新型城镇化发展指数,并结合水足迹和供需平衡思想测算各地区水资源压力指数;运用空间计量模型,探究了新型城镇化发展对水资源压力的空间溢出影响。研究结果表明:在普通面板回归下,我国新型城镇化发展水平与水资源压力正相关,进一步地加入空间关联因素后,新型城镇化发展对水资源压力的正向作用增强;新型城镇化发展水平的提高会给邻近省份带来明显的正向溢出作用;基于空间溢出视角较好地刻画了各省份内部、省份之间发展需要和资源压力的矛盾,可为实现新型城镇化的高质量发展提供有益参考。

关键词:新型城镇化;水资源压力;空间溢出效应;空间计量模型

中图分类号:F407.9 **文献标志码:**A **文章编号:**1003-9511(2023)01-0001-09

城镇化是我国现代化建设的必由之路,其已经逐渐成为我国社会经济稳步增长的新支撑和新引擎^[1]。1978—2021年,我国常住人口城镇化率从17.9%提高到64.72%,年均提高1.09%^[2]。城镇化的快速发展助推经济转型及产业结构升级,对促进区域协调、高质量发展具有重要意义^[3]。然而,随着我国城镇化进程的持续推进,水资源与社会发展之间的矛盾日益突出^[4]。根据《中国水资源公报2018》,全国有近20%的河流水质劣于Ⅲ类,且四分之三的湖泊水质处于富营养状态^[5]。水质的恶化加剧了水资源短缺^[6],有限的水资源储备已经难以满足现阶段城镇化高速发展的需求,给我国各区域带来了较大的水资源压力^[7-8]。同时,我国水资源空间分布不均衡,2020年各城市水资源总量最高值是最低值的1.3万倍,对我国经济社会布局产生负面影响^[9]。

为了减少城镇化推进过程中对水资源的过度消耗和对水环境的过度破坏,党的十八大首次提出“坚持走新型城镇化发展道路”的中国式命题,摒弃“唯速度论英雄”的传统发展观念^[10]。新型城镇化注重发展质量,突显资源集约、产城互动、城乡统筹、生态宜居的发展模式,以期实现“人口、经济、资源、

环境协调发展”的“可持续发展道路”目标。因此,应当综合考虑新型城镇化内涵,结合水资源压力空间分布特征,科学分析城市发展与水资源压力二者之间的空间关系,以寻得有效缓解由城镇化发展带来水资源冲突问题的方法,因地制宜,争取为协调城镇化发展与水资源压力的关系提供建议。这对促进我国城镇化与水资源的“双和谐”、贯彻健康可持续发展理念、实现高质量发展具有重要意义。

综上,本文基于空间溢出视角论证了新型城镇化发展对水资源压力的影响。通过结合水足迹和供需比值思想表征我国31个省(自治区、直辖市)(因部分数据缺失,未将台湾、香港、澳门列入研究范围)水资源压力指数,从人口、经济、空间、社会、生态5个维度测度各省份新型城镇化发展水平。采用空间计量模型,从省份内部直接作用和省份之间相互作用的溢出影响两个角度探究我国新型城镇化发展影响水资源压力的空间特征。

1 文献综述

水资源消耗和水生态环境稳定对实现高速度、高质量的城镇化发展具有重要的意义。当前,已有学者对城镇化发展中水资源利用情况展开研究。

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目(17YJC790194)

作者简介:章恒全(1957—),男,教授,博士,主要从事水利经济与资源管理研究。E-mail:hqzhang630@163.com

起初的主流观点认为,水资源问题是城镇化发展衍生的“副产品”,城市扩张致使不透水面积增加,带来频繁的洪水灾害^[11]。在美国、欧洲等城市化和工业化程度最高的地区,工业生产产生的污染物通过污水系统等到达地表水,严重恶化当地水质^[12-13]。类似的证据在发展中国家也同样存在。Azizullah^[14]以巴基斯坦为研究对象,发现城镇化进程会带来水资源短缺、水环境污染等一系列的公共安全问题。Zinia 等^[15]研究了孟加拉湾沿岸地区的城镇化发展与海水环境之间的关系,发现城镇化带来的人口规模快速扩张会给当地带来严重的水华灾害。同时,由于城镇化引发了工业集聚,会对国家的水质产生较为恶劣的影响^[16]。我国城镇化发展虽然起步晚,但推进速度很快,这致使水资源需求量迅速增长^[17]。同时,由于我国人口众多,人口规模扩张和人口城镇化对废水排放产生持续的正向作用,基础设施建设难以有效处理快速的城镇化污染,只能由河流湖泊发挥“处理”污染物的作用^[18]。以上研究表明城镇化发展直接或间接加大了用水压力,然而,较少有研讨论城镇化进程对水量和水质的综合影响,即二者共同产生的水资源压力程度。

但也有学者得到相异的研究结论,他们认为随着城镇化发展进入稳定阶段,现代化的服务业会成为城市的支柱产业,由此替代高耗水高污染的传统制造行业份额,减少用水量和水污染^[19]。同时,新型城镇化的推进使城市功能得以提升、基础设施和公共配套服务得以完善,使得人力资本向城镇积聚,从而推动技术变革与创新^[20]。这有利于促进产业结构优化,从而对提升用水效率产生辅助作用,促进各行业用水效率全面提高^[21]。孙才志等^[22]发现城镇化发展过程中,人口集中供水能够减少水资源浪费,同时实现水资源利用的有效监控,对降低水足迹强度有显著的促进作用。除此之外,各地对城镇化发展提供助力支持和工作部署等相关政策,或对城镇化发展中产生的问题进行及时调控,政策的部署与调控能够避免由发展带来的负面影响^[23]。环境规制力度的提升能够促进地区污染企业的升级转型,从而约束地区的水环境污染情况^[24]。因此,应当综合考虑城镇化中的人口、产业和技术等因素,研究被赋予这些因素的新型城镇化发展对水资源压力的影响。同时,水资源具有区域性特征,地区城镇化发展可能也会对邻近地区的水资源压力产生影响,这种影响的方向和大小同样需要关注。

综上所述,城镇化发展对水资源并非只有一种影响方向,一方面,城镇化发展会致使水资源的大量消耗,恶化水环境,增加区域水资源压力;另一方面,

城镇化发展能够促进产业结构升级、改善节水技术,进而可以降低对水资源的消耗、改善水环境污染。而在新型城镇化背景下,这两种影响孰强孰弱尚不得知。

2 研究方法和数据

本文将空间关联因素纳入考量范围,通过构建多维度新型城镇化发展指数和以水足迹表征的水资源压力指数,从空间溢出视角探究我国新型城镇化发展对水资源压力的影响。

2.1 计量模型

本文基于索罗模型,以规模报酬不变的改进后生产函数为理论基础来测算新型城镇化发展对地区水资源压力的作用关系。索罗模型,也称为外生经济增长模型、新古典经济增长模型,由罗伯特·索罗(Robert Solow)于1957年提出。该方法指出,在完全竞争的市场条件下,劳动与资本要素投入的增长,能够相应带来产出的增长^[25]。本文构建了一个以水资源压力指数为被解释变量、新型城镇化发展为核心解释变量的普通面板回归模型,分析新型城镇化发展对水资源压力的影响,构建生产函数如下:

$$\ln Y_{it} = \alpha U_{it} + \gamma X_{it} + C + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: Y 为被解释变量——水资源压力; U 为核心解释变量——新型城镇化发展水平;下标 i 代表省份, t 代表时间; X 为控制变量; α 和 γ 分别为对应变量的系数; C 为常数项; ε_{it} 为随机误差项。

进一步地,为了体现新型城镇化发展对水资源压力增长可能呈现的空间溢出作用,本文在传统的测量方法中引入不同类型空间关联关系的空间权重矩阵 W ,以此来测算在不同空间关系下的新型城镇化发展对地区水资源压力的影响,即新型城镇化发展对地区水资源压力的空间外溢效应。本文选择空间杜宾模型(SDM)、空间滞后模型(SAR)及空间误差模型(SEM)3类空间计量模型来进行分析,由于空间杜宾模型(SDM)具有较强的解释能力,是本文关注的重点,其能在衡量新型城镇化发展对地区自身水资源压力作用的同时,更好地估计对周边地区直接作用与间接作用的大小。

$$Y_{it} = \eta w_i Y_t + \beta X_{it} + \theta w_i X_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中: Y_{it} 、 X_{it} 分别为被解释和解释变量,其中, X_{it} 表示核心解释变量 U 和控制变量两类; w_i 为空间权重矩阵 w 第 i 行,表示在研究模型中考虑了空间依赖关系; η 、 θ 为空间依赖性系数,其中, η 表示周边地区对本地水资源压力产生的溢出效应; β 为解释变量与控制变量的弹性系数; μ_i 为 i 地区的个体效应; ε_{it} 为误差项。

2.2 主要变量

2.2.1 因变量

水资源压力指数表征人类在生产生活过程中对地区水资源产生的负荷和水资源的相对稀缺程度^[26]。从供需平衡的角度出发,并基于水足迹理论衡量地区水资源压力指数,其数值越大,表示水资源压力越大;反之,则越小。计算公式为

$$I_{ws} = \frac{W_F + W_A}{W_R} \quad (3)$$

式中: I_{ws} 为水资源压力指数; W_F 为地区总水足迹; W_A 为地区节水量; W_R 为地区供水量。地区总水足迹根据下式计算:

$$W_F = W_{Fcs} + W_{Fg} + W_{Fle} + W_{Fga} \quad (4)$$

式中: W_F 为地区总水足迹; W_{Fcs} 为消耗农畜产品产生的水足迹; W_{Fg} 为工业水足迹; W_{Fle} 为生活和生态水足迹; W_{Fga} 为地区工业和农业总水污染足迹。其中,农畜产品产生的水足迹采用地区农畜产品的总产量乘以各类农畜产品所含虚拟水量计算得出,主要选取粮食、蔬菜、肉类、蛋类及制品、奶类、食用油、水产品、果类和啤酒共9类产品来计算地区农畜产品水足迹,各类农畜产品的虚拟水含量参考孙才志等^[27]成果。工业水足迹、生活和生态水足迹分别采用工业用水量、生活与生态用水量表示。水污染足迹包括工业和农业水污染足迹两种,本文选取由化学需氧量(COD)和氨氮物质量引发灰水足迹中的较大者作为研究区域的灰水足迹^[28]。

2.2.2 自变量

本文以我国31省份为研究对象,以2004—2019年为研究窗口,根据科学性、系统性、代表性、可行性等基本原则,结合相关文献及新型城镇化内涵,从人口、经济、空间、社会、生态5个维度的城镇化发展构建多维度的综合评价指标体系。本文采用加入时间变量的客观熵权法对我国新型城镇化发展指标权重进行测度。新型城镇化发展综合评价指标体系及各项指标的权重如表1所示。

2.2.3 控制变量

为了消除其他因素可能对结果造成的影响,本文还加入了一系列控制变量。科技创新水平(L):本文采用地区研发经费支出占国内生产总值的比重表示地区科技创新水平。人力资本(M):采用地区总就业人数与居民平均受教育年限的乘积来表征该地的人力资本水平。其中,居民平均受教育年限采用公式 $S = 6S_1 + 10S_2 + 16S_3$ 计算得来,式中, S_1 、 S_2 和 S_3 分别为地区小学、普通中学和高等学校每万人在校生人数^[31]。人口规模(P):采用地区年末常住人口数反映人口规模大小,来探索人口规模对地区

表1 我国新型城镇化发展综合评价指标体系及指标权重

| 评价维度 | 指标名称 | 单位 | 指标性质 | 权重 |
|-------|-----------------------------|--------------------|------|--------|
| 人口城镇化 | 城镇化率(X_1) | % | + | 0.2093 |
| | 城镇人口密度(X_2) | 人/km ² | + | 0.1572 |
| | 非农就业率(X_3) | % | + | 0.2113 |
| | 每万在校大学生数(X_4) | 人 | + | 0.2075 |
| 经济城镇化 | 城镇失业率(X_5) | % | - | 0.2147 |
| | 非农产业产值比重(X_6) | % | + | 0.2264 |
| | 人均GDP(X_7) | 元 | + | 0.2115 |
| | 人均固定资产投资(X_8) | 元 | + | 0.2119 |
| 空间城镇化 | 非农经济密度(X_9) | 万元/km ² | + | 0.1405 |
| | 城镇居民人均可支配收入(X_{10}) | 元 | + | 0.2097 |
| | 建成区面积占比(X_{11}) | % | + | 0.2091 |
| | 人均拥有建成区面积(X_{12}) | m ² | + | 0.2651 |
| 社会城镇化 | 人均拥有城镇道路面积(X_{13}) | m ² | + | 0.2665 |
| | 人均公园绿地面积(X_{14}) | m ² | + | 0.2593 |
| | 城乡居民人均可支配收入水平比值(X_{15}) | 农村=1 | - | 0.1761 |
| | 每万人医院卫生机构床位数(X_{16}) | 张 | + | 0.1714 |
| 生态城镇化 | 人均教育经费(X_{17}) | 元 | + | 0.1636 |
| | 人均基本养老保险基金支出(X_{18}) | 元 | + | 0.1533 |
| | 每万人拥有公共交通车辆(X_{19}) | 标台 | + | 0.1728 |
| | 每万人国际互联网用户数(X_{20}) | 户 | + | 0.1628 |
| 生态城镇化 | 建成区绿化覆盖率(X_{21}) | % | + | 0.2582 |
| | 工业污染治理完成投资额(X_{22}) | 万元 | + | 0.2296 |
| | 城市生活垃圾无害化处理率(X_{23}) | % | + | 0.2541 |
| | 单位GDP能耗(X_{24}) | 吨标准煤/万元 | - | 0.2581 |

注:上述指标选取参考王曦等^[29]、黄磊等^[30]。

水资源压力的具体影响。用水结构(S_T):选取地区工业用水比重来衡量地区用水结构。环境规制(R_E):本文选取地区环境污染治理投资额占工业增加值的比重表征地区环境规制水平。外贸依存度(O_p):本文采用地区外贸进出口总额占国内生产总值的比重来表征地区的外贸依存度。

2.3 数据来源

本文以2004—2019年为时间窗口、以我国31省份为研究单元进行实证分析。各指标数据来自历年《中国统计年鉴》《中国水资源公报》《城乡建设统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《国民经济与社会发展统计公报》《中国农村统计年鉴》《中国工业统计年鉴》以及各省份统计局、统计年鉴等。少量缺失数据采用插值法和趋势外推法补齐。同时,为消除通货膨胀影响,以货币为

单位的数据均以 2004 年为研究基期做平减处理。其中,针对生态城镇化“工业污染治理(X_{22})”指标项,对于工业污染治理完成额数据,本文参照朱平芳等^[32]的处理方式,将“ $0.55 \times$ 消费物价指数 + 0.45 \times 固定资产投资价格指数”作为其平减指数,对其进行平减处理。各变量描述性统计见表 2。

表 2 变量的描述性统计

| 变量 | 符号 | 最大值 | 最小值 | 均值 | 标准差 |
|-----------|----------|-------|--------|-------|-------|
| 新型城镇化发展水平 | U | 0.772 | 0.153 | 0.401 | 0.121 |
| 水资源压力指数 | I_{ws} | 2.390 | -0.515 | 1.288 | 0.543 |
| 科技创新水平 | L | 3.842 | -0.732 | 0.815 | 0.916 |
| 人力资本 | M | 9.514 | 4.313 | 7.577 | 1.100 |
| 人口规模 | P | 9.352 | 5.620 | 8.098 | 0.852 |
| 用水结构 | S_T | 4.223 | 0.195 | 2.868 | 0.734 |
| 环境规制 | R_E | 6.301 | 0.057 | 1.677 | 0.977 |
| 外贸依存度 | O_P | 5.177 | 0.128 | 2.866 | 0.978 |

3 新型城镇化发展水平与水资源压力分析

3.1 新型城镇化发展水平分析

3.1.1 全国新型城镇化发展水平分析

本文从人口、经济、空间、社会和生态 5 个维度对我国 31 省份新型城镇化发展指数进行测算,结果如图 1 所示。

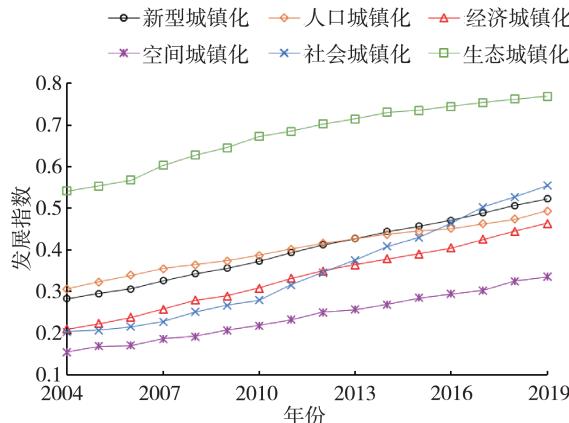


图 1 2004—2019 年全国新型城镇化发展指数变化趋势

综合来看,考察期内我国新型城镇化和各维度城镇化发展水平均在稳步推进。新型城镇化发展指数从 2004 年的 0.2829 跃升至 2019 年的 0.5231,涨幅为 89.916%,年均增长率为 4.187%。整体来看,新型城镇化发展指数的增长趋势较为平稳。各维度城镇化发展速度的关系为:社会城镇化 > 经济城镇化 > 空间城镇化 > 人口城镇化 > 生态城镇化,新型城镇化发展速度大致位于 5 个维度城镇化发展速度的平均水平。这说明我国新型城镇

化发展水平的提升是各维度城镇化发展协同作用的结果,多维度的城镇化聚集带来我国新型城镇化的不断发展。

3.1.2 各类地区新型城镇化发展水平分析

诺瑟姆将城市的发展划分为“初期、加速、稳定”3 个阶段。为了研究新型城镇化发展对水资源压力的影响,本文将诺瑟姆理论应用于我国新型城镇化发展阶段的划分。结合中国新型城镇化的发展特征,基于诺瑟姆理论和各国学者的研究成果,进一步将我国新型城镇化发展划分为“初期、前期加速、中期加速、后期加速、稳定”5 个阶段^[33],并通过 ArcGIS10.7 软件运用 jenks 最佳自然断裂法,将我国新型城镇化发展指数进行分类,具体分类结果如表 3 所示。

表 3 清晰地展示出,我国 31 省份新型城镇化发展水平不尽相同,并处于不同的新型城镇化发展阶段。其中,北京与上海在研究时段内的平均水平相对较高,处于稳定发展阶段。西藏、甘肃、贵州、云南与广西五省份在考察期内的平均新型城镇化发展水平相对较低,暂处于城镇化发展中的初期阶段。其余省份处于新型城镇化发展过程中的不同加速时期。

表 3 全国 31 个省份所处城镇化发展阶段分类

| 城镇化阶段 | 主要省份 | 类别 |
|-------|---------------------------------------|---------|
| 初期阶段 | 西藏、甘肃、贵州、云南、广西 | I 类地区 |
| 加速阶段 | 新疆、青海、陕西、山西、河南、河北、江西、安徽、黑龙江、吉林、海南、内蒙古 | II 类地区 |
| | 四川、宁夏、重庆、湖北、福建、辽宁、湖南 | III 类地区 |
| | 山东、江苏、浙江、广东、天津 | IV 类地区 |
| | 北京、上海 | V 类地区 |

3.2 水资源压力水平分析

3.2.1 水资源压力的空间分布格局分析

各省份水资源压力指数如图 2 所示,本文借助 jenks 最佳自然断裂法将水资源压力指数划分为“低、较低、中等、较高、高”5 个等级,并选取 2004 年、2009 年、2014 年和 2019 年数据对各省份水资源压力指数的时间变化趋势进行展示。

总体来看,我国 31 省份的水资源压力指数整体上呈现波动上升的趋势,除北京、天津、上海、江苏、安徽 5 省份的水资源压力在研究期内有所缓解外,其余省份的压力指数均呈现波动上涨的趋势,但上升速度在不断减缓。北部水资源压力整体高于南部,黄河中下游、西南部分地区、华北地区的水资源压力始终较大,这些地区均有较大的节水减排潜力。

与此同时,我国水资源压力的集聚特征较为明显,呈现出在特定区域集聚的特征。

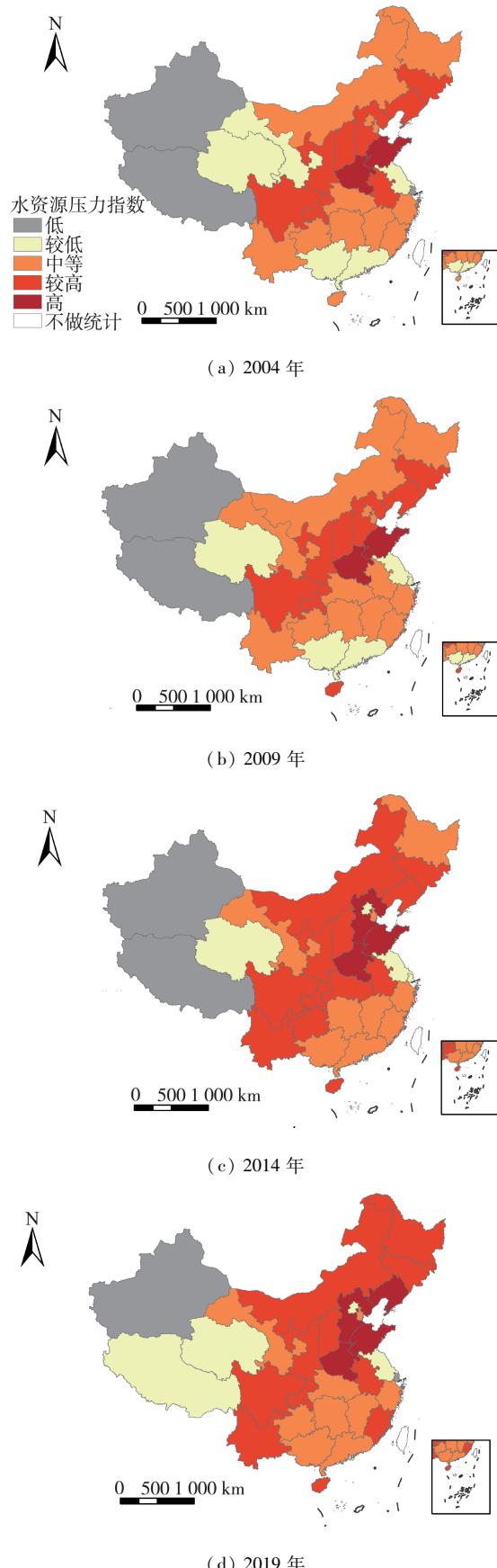


图2 2004—2019年水资源压力指数空间分布格局

3.2.2 水资源压力分布的变化趋势分析

本文利用空间标准差椭圆法 (standard deviational ellipse, SDE) 分析各省份间水资源压力分布的变化趋势,其可以从时间、空间两个维度揭示各省份水资源压力存在的差异及其演变趋势。具体而言,SDE 中的长轴表示水资源压力的分布方向,短轴表示水资源压力的分布范围,长短轴之比反映我国水资源压力的集聚或分散程度,比值大于 1,表明水资源压力分布的方向性越明显。椭圆的平均中心即为水资源压力的空间重心,重心位置的分布和移动可以揭示水资源压力水平的均衡性和变化特征。图 3 展示了 2004—2019 年我国 31 省份水资源压力指数的标准差椭圆长短轴和空间重心的变化情况。

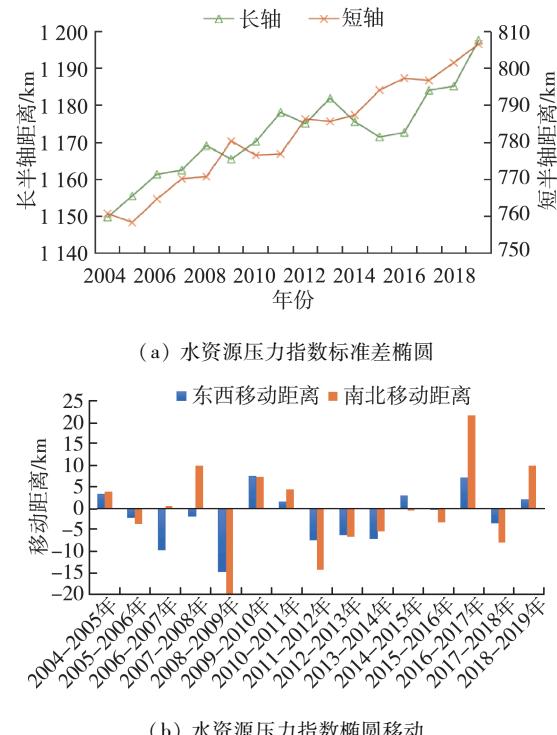


图3 2004—2019年全国水资源压力指数标准差椭圆

我国水资源压力空间标准差椭圆主要覆盖黄河中下游及华北地区,包括以河南为中心的河北、山西、陕西、湖北、安徽、山东等地。从标准差椭圆的参数来看,长轴变化区间为(1149.76, 1197.69),年均延长 3.19 km;短轴变化区间为(758.35, 806.66),年均延长 3.22 km,且椭圆长短半轴表现出波动上涨的变化趋势(图 3(a)),长、短轴代表的标准差均呈现波动上升的变化趋势,表明我国水资源压力分布在各方向上的集聚程度均有所降低。长短轴之比呈现为波动下降的变化趋势,说明我国水资源压力指数数据范围逐渐趋于分散,数据离散程度有所升高。这进一步表明我国水资源压力的分布范围越发广泛,各省份之间的水资源压力差距在逐渐缩小。从标准差椭圆的重心迁移情况来看,研究期内,重心

整体上向西方移动,说明我国东部地区的水资源压力有所减缓,与西部地区的差距正在逐年缩小。如图3(b)所示,我国水资源压力指数椭圆重心在东西方向上共向西移动26.82 km。研究期内,共有9年向西移动,6年向东移动,说明我国西部地区水资源压力上涨速度高于东部地区。就南北方向而言,重心共有7次向北移动,8次向南移动,较东西方向的重心迁移而言,南北方向的重心移动较为平缓,且呈现南北向交替移动的态势。但从16年整体变化的结果来看,重心在南北方移动的趋势不明显。

4 新型城镇化发展对水资源压力的空间溢出影响

4.1 新型城镇化发展与水资源压力的空间相关性检验

4.1.1 空间权重矩阵选取与构建

为研究区域之间各因素的相互作用而产生的外部性问题,首先要构建必要的、合适的空间权重矩阵。考虑到新型城镇化发展水平受到众多因素的影响,本文将构建邻接矩阵、地理距离矩阵和经济距离矩阵共3类空间权重矩阵,以此来引入区域间不同类型的地理关系,并对这3类空间权重矩阵进行标准化处理。邻接空间权重矩阵根据省份*i*和*j*之间是否相邻分别赋值为1或0,地理距离空间权重矩阵根据从省份*i*到省份*j*之间地理距离平方的倒数来对其进行赋值,经济距离空间权重矩阵采用省份间的地理距离(省份几何中心距离)与经济“距离”(以2004年为研究基期,做平减处理后的人均GDP之差)的乘积进行计算^[34]。

4.1.2 全局空间相关性检验

由于受到空间关联因素的影响,各类地理数据之间不再相互独立,为了有效判断各变量在地区之间是否存在空间上的关联关系,本文采用莫兰指数(Moran's *I*)来检验研究对象的全局空间相关性。Moran's *I*处于-1至1的区间内,若Moran's *I*大于0,表明变量在此空间范围内呈现正自相关关系,反之为负自相关关系。绝对值越接近于1,表示自相关性越强。本文对新型城镇化水平与水资源压力水平进行全局自相关检验,表4为具体的检验结果。

检验结果表明,新型城镇化发展水平和水资源压力水平在研究时段内呈现出较为明显的空间自相关性。其中,新型城镇化发展水平的Moran's *I*在3类空间权重矩阵下都呈现正向趋势。水资源压力水平的Moran's *I*在3类空间权重矩阵下均通过了5%的显著性检验,呈现出很好的空间相关性。

表4 2004—2019年我国新型城镇化发展水平、水资源压力水平全局自相关检验结果

| 年份 | 邻接矩阵 | | 地理距离矩阵 | | 经济距离矩阵 | |
|------|-----------|-----------------------|-----------|-----------------------|-----------|-----------------------|
| | <i>U</i> | <i>I_{WS}</i> | <i>U</i> | <i>I_{WS}</i> | <i>U</i> | <i>I_{WS}</i> |
| 2004 | 0.441 *** | 0.407 *** | 0.387 *** | 0.260 *** | 0.584 *** | 0.320 *** |
| 2005 | 0.439 *** | 0.392 *** | 0.385 *** | 0.252 ** | 0.585 *** | 0.311 *** |
| 2006 | 0.452 *** | 0.391 *** | 0.401 *** | 0.258 *** | 0.583 *** | 0.318 *** |
| 2007 | 0.466 *** | 0.400 *** | 0.398 *** | 0.247 ** | 0.596 *** | 0.326 *** |
| 2008 | 0.469 *** | 0.395 *** | 0.405 *** | 0.269 *** | 0.599 *** | 0.346 *** |
| 2009 | 0.456 *** | 0.371 *** | 0.396 *** | 0.251 ** | 0.591 *** | 0.324 *** |
| 2010 | 0.443 *** | 0.370 *** | 0.373 *** | 0.250 ** | 0.565 *** | 0.321 *** |
| 2011 | 0.454 *** | 0.371 *** | 0.376 *** | 0.255 *** | 0.572 *** | 0.324 *** |
| 2012 | 0.444 *** | 0.355 *** | 0.372 *** | 0.232 *** | 0.577 *** | 0.297 *** |
| 2013 | 0.432 *** | 0.351 *** | 0.373 *** | 0.232 ** | 0.582 *** | 0.299 *** |
| 2014 | 0.418 *** | 0.364 *** | 0.369 *** | 0.231 ** | 0.585 *** | 0.290 ** |
| 2015 | 0.423 *** | 0.354 *** | 0.370 *** | 0.227 ** | 0.594 *** | 0.280 ** |
| 2016 | 0.426 *** | 0.346 *** | 0.369 *** | 0.222 ** | 0.597 *** | 0.281 ** |
| 2017 | 0.439 *** | 0.349 *** | 0.368 *** | 0.235 ** | 0.595 *** | 0.291 ** |
| 2018 | 0.450 *** | 0.338 *** | 0.366 *** | 0.227 ** | 0.595 *** | 0.290 ** |
| 2019 | 0.439 *** | 0.340 *** | 0.359 *** | 0.234 ** | 0.582 *** | 0.316 *** |

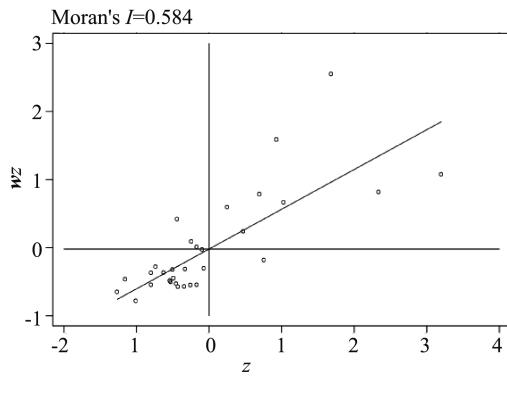
注:*, **, *** 分别代表10%、5%、1%的显著水平。表格中结果通过Stata16.0测算所得。

4.1.3 局部空间相关性检验

为了更好地表征研究对象在局部地区内存在的变异特征,进一步考察研究区域存在的空间异质性,本文在全局自相关分析基础上,采用Getis-OrdG_i*模型对各省份进行检验,分析考察对象的局部空间自相关特征,并借助Moran散点图与LISA空间集聚图来呈现我国新型城镇化发展水平与水资源压力水平的局部自相关的具体情况^[17]。

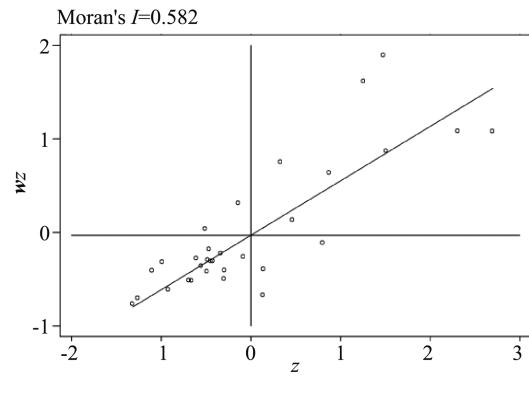
Getis-OrdG_i*模型通过计算检验统计量,可以将各地区分为高值空间集聚和低值空间集聚,进一步地,根据该地区与邻近地区的关系,可以分为“高-高(H-H)”聚集、“低-低(L-L)”聚集、“低-高(L-H)”聚集和“高-低(H-L)”聚集4种形式。H-H(L-L)代表高(低)观测值的省份被同是高(低)观测值的省份包围的空间关联形式,呈现空间正相关特征,说明研究对象在区域间具有相似性和聚集特征;H-L(L-H)代表高(低)观测值的地区被低(高)观测值的地区包围的空间关联形式,呈现空间负相关特性,表明研究对象具有区域异质性特征。限于篇幅,本文截取考察期初2004年和考察期末2019年经济距离矩阵下我国新型城镇化发展水平绘制Moran散点图,水资源压力水平绘制LISA空间集聚图,分析新型城镇化发展水平和水资源压力水平高低值的地区分布状况。

整体看来,我国新型城镇化和水资源压力分布均是以 H-H 型聚集和 L-L 型聚集为主。图 4 中,横轴 Z 表示趋平值,纵轴 wZ 表示空间权重矩阵与趋平值的乘积,可以看出我国新型城镇化发展水平



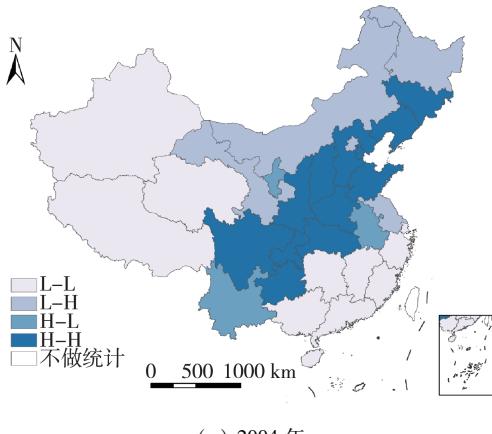
(a) 2004 年

的地域性特征较为明显,呈现出了在特定区域和省份的显著集聚状态。通过图 5,可以看出我国水资源压力水平同样呈现出显著的空间聚集状态,表现为明显的空间正相关性。

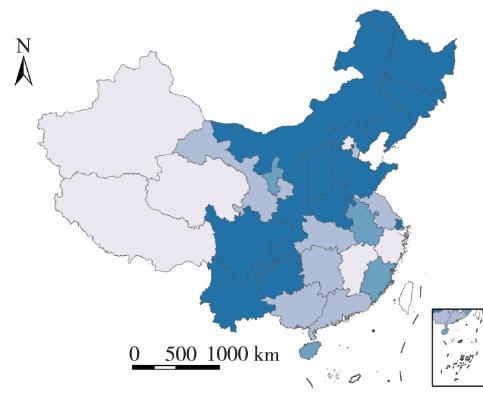


(b) 2019 年

图 4 2004 年、2019 年经济距离矩阵下全国新型城镇化发展水平 Moran 散点图



(a) 2004 年



(b) 2019 年

图 5 2004 年、2019 年经济距离矩阵下全国水资源压力水平 LISA 空间集聚图

4.2 新型城镇化发展对水资源压力的溢出效应

利用已经构建好的邻接、地理距离与经济距离矩阵,深入探索新型城镇化发展对水资源压力可能存在的空间溢出效应。

4.2.1 空间计量测算结果

分别采用 SAR、SEM 和 SDM3 类空间面板回归模型来分析我国新型城镇化发展对水资源压力的空间溢出作用。通过比较以上 3 种模型的 Log-L 、 AIC 和 R^2 值,发现 SDM 整体上具有最优的回归结果。故本文重点选择空间杜宾模型 SDM 的固定效应进行新型城镇化发展对水资源压力的空间溢出效应分解,同时将索罗模型作为对照。回归结果如表 5 所示。

经过卡方检验,Chi 2 统计量拒绝了将 SDM 模型替换为 SAR 模型或 SEM 模型的假设,证明本文选择的 SDM 模型是适用的。空间回归分析结果显示 SDM 模型中的核心解释变量新型城镇化发展水平的空间效应项均显著,这表明新型城镇化水平的

表 5 基于面板数据的回归结果

| 变量 | 普通面板回归 | 邻接矩阵 | 地理距离矩阵 | 经济距离矩阵 |
|----------------|------------|------------|------------|------------|
| U | 0.751 ** | 1.022 *** | 0.948 *** | 1.274 *** |
| $\ln L$ | -0.033 *** | -0.051 * | -0.055 ** | -0.064 ** |
| $\ln M$ | -0.034 *** | -0.035 *** | -0.028 *** | -0.017 * |
| $\ln P$ | 0.075 ** | 0.026 | 0.130 | 0.250 *** |
| $\ln S_T$ | -0.029 * | -0.028 * | -0.005 ** | -0.024 * |
| R_E | -0.008 ** | -0.122 ** | -0.007 * | -0.008 ** |
| $\ln O_P$ | -0.019 ** | -0.017 * | -0.005 | -0.016 |
| $W\ln U$ | | 0.596 *** | 0.335 * | 0.058 ** |
| $W\ln L$ | | | -0.017 | -0.056 ** |
| $W\ln M$ | | | -0.027 | -0.016 |
| $W\ln P$ | | | 0.193 *** | 0.889 *** |
| $W\ln S_T$ | | | -0.009 | -0.062 |
| WR_E | | | -0.028 *** | -0.047 *** |
| $W\ln O_P$ | | | -0.023 | -0.122 *** |
| Log-L | | 477.867 | 494.855 | 478.920 |
| AIC | | -919.734 | -953.711 | -921.840 |
| R^2 | 0.836 | 0.660 | 0.734 | 0.720 |

注:表格中结果通过 Eviews 9.0、Stata 16.0 测算所得。

发展对水资源压力存在着空间效应,同时也验证了本文选择的空间计量模型是合理的。

4.2.2 省份内部空间作用效应分析

基于文献综述和理论分析,新型城镇化的发展会带来两种影响,并且这两种影响往往同时存在:一是城镇化发展有利于改变传统的“粗放式”供水用水方式,且能够将生产生活废水进行集中处理,在一定程度上缓解地区水资源压力;二是在城镇化规模快速扩张阶段,由此带来人口、经济规模效应的扩张会增加地区用水量和污水排放量,从而增加地区水资源压力。

从测算结果来看,前文所述的第二种影响的正向作用超过了第一种影响的负向作用。在普通面板回归中,我国新型城镇化发展指数每提升1%,水资源压力会增长0.751%。而将空间因素纳入回归模型后,3类矩阵下的效率弹性均超过0.939,数值均高于普通回归结果,且均通过1%的显著性检验。这表明新型城镇化发展水平的提高对水资源压力的增长产生促进作用,且将空间关联因素纳入考量范围,提高了该影响的作用值。

控制变量中,科技创新水平 L 和人力资本 M 均在10%的显著性水平下系数均为负,即科技创新水平的提升和人力资本的增加能够显著抑制水资源压力的提高。人口规模 P 仅在经济距离矩阵中对水资源压力水平产生显著的正向影响,说明人口的增加可能为环境带来了更大的负荷。用水结构 S_T 和环境规制 R_E 的系数为负,说明产业结构优化调整和环境规制力度的提升有利于缓解用水压力^[35]。外贸依存度 O_P 对水资源压力的作用则不显著。

4.2.3 省份之间空间溢出效应分析

从省份之间溢出的视角看,核心解释变量新型城镇化发展 U 发挥的溢出影响在3类矩阵下分别通过了1%、10%和5%的显著性检验。地区新型城镇化水平每发展1%,将会对周边省份的水资源压力带来正向溢出影响。与省份内部空间作用不同的是,新型城镇化发展对周边省份的溢出效应在邻接矩阵中表现更好,单位影响达到了0.596%,地理距离矩阵次之。这可能是由于在省份间的相互影响中,空间邻接和交通便利性等空间关联因素扮演着更为重要的角色。对于水资源压力而言,经济的快速发展意味着更多的资源消耗和对环境的更高依赖,因此,水资源压力水平固然与经济情况存在一定的关联。但是,基于空间溢出视角,省份之间地理位置的相邻和交通的便利性等空间因素更能拉近地区间的要素交流,使得某省份在城镇化发展进程中,对本省份及周边地区的水资源压力均产生一定的正向

溢出效应。

控制变量中,科技创新水平 L 的提高,在地理距离矩阵和经济距离矩阵下对周边地区的水资源压力均表现为显著的负向影响,在邻接矩阵中的作用不显著。人口规模 P 在3类矩阵下均对周边地区的水资源压力产生较为明显的正向溢出影响,说明各省份的人口规模的提升能够明显增加周边地区的水资源压力。环境规制 R_E 的负向溢出效应均通过1%的显著性检验,随着环境规制力度的提高,地区自身和周边地区的水资源压力均得到了有效的缓解,说明各地政府强有力的环境管制工作对地区自身和周边地区的生态环境均起到了积极的保护作用。外贸依存度 O_P 在地理距离矩阵和经济距离矩阵下对水资源压力产生显著的负向溢出效应,说明地区对外开放能够纳入先进的管理方式和技术能力能够对周边地区产生示范效应,进一步缓解自身和周边地区的水资源压力。人力资本 M 和用水结构 S_T 对周边省份的水资源压力的溢出影响则不显著。

综合省内、省间分析,新型城镇化发展对水资源压力的作用效果中,第二种影响的正向作用超过了第一种影响的抑制作用。这充分表明:我国整体新型城镇化发展水平的提升对周边地区的水资源环境而言,可能呈现为弊大于利的影响效果。整体来看,新型城镇化发展水平的提高会给邻近省份带来明显的正向溢出作用,但其产生的溢出影响均小于对地区自身水资源压力的影响。这表明:一地新型城镇化发展水平的提高首先会为地区自身带来一定的水资源压力,其次也会影响到周边地区。这是由于某地的新型城镇化发展对周边地区形成示范效应,周边省份在学习和借鉴的过程中形成了速度较快、但质量较低的城镇化发展状态,此时的城镇化发展会带来更多的水资源消耗和废水的排放。与此同时,某地区的城镇化发展也会产生虹吸效应,吸引周边地区的人才、技术向本地区集聚,因此,周边地区较低水平的城镇化发展也无法在短期内快速改变自身供水用水及废水处理的条件和方式,无法有效缓解这份正向溢出效应。以上两方面原因导致地区的新型城镇化发展对周边省市水资源压力水平呈现出较为显著的正向溢出作用,但小于对地区自身的的作用效果。

5 结论与建议

5.1 结论

本文利用我国31省(区、市)2004—2019年的面板数据,分别测算我国各地区新型城镇化发展指数和水资源压力指数,并利用空间计量模型探

究了新型城镇化发展对水资源压力影响。研究发现,我国新型城镇化发展水平和水资源压力均呈现上涨的趋势,且地域性特征较为明显,均呈现出了在特定区域、省份的显著空间正相关的集聚状态。在普通面板回归中,我国新型城镇化发展指数每提升1%,水资源压力会增长0.751%。将空间关联因素纳入考量范围后,新型城镇化发展对水资源压力的正向作用增强。同时,新型城镇化发展水平的提高会给邻近省份带来明显的正向溢出作用,但其产生的溢出影响小于对地区自身水资源压力的影响。

5.2 建议

a. 坚持贯彻新型城镇化发展战略,注重提高新型城镇化发展质量。城镇化是经济社会发展的重要动力源泉,新型城镇化发展较为落后的I类、II类地区,应汲取发展经验、发挥特有优势、提高新型城镇化发展质量。

b. 优化产业结构提高产城融合度,提升技术水平降低资源依赖性。产业结构升级是城镇化发展转型的关键所在,应注重科技创新与技术水平的提升,鼓励城镇化发展水平较高的地区将“环保+技术”作为发展的双引擎,发挥其先进技术的空间溢出作用。

c. 完善水资源生态环境管理机制,促进我国环境与城镇协同发展。针对新型城镇化发展不平衡现象,我国应不断加强通力合作,因地制宜地完善水资源与水环境管理机制。一方面,做好地区间水量的分配工作,强化城镇化水平落后地区的指标管理;另一方面,稳步推进水资源压力较小地区的节水工作,激发压力较大地区的节水能力。

参考文献:

- [1] 秦腾,章恒全,佟金萍,等.长江经济带城镇化进程中的水资源约束效应分析[J].中国人口·资源与环境,2018,28(3):39-45.
- [2] 徐倩,陈红敏.城镇化对绿色发展效率的影响[J].科技管理研究,2022,42(16):190-196.
- [3] 涂建军,姜莉,徐桂萍,等.长三角城市群科技创新、产业结构升级与新型城镇化的交互影响[J].城市发展研究,2021,28(12):1-11.
- [4] 张月,潘柏林,李锦彬,等.基于库兹涅茨曲线的中国工业用水与经济增长关系研究[J].资源科学,2017,39(6):1117-1126.
- [5] 陈昆仑,郭宇琪,刘小琼,等.长江经济带工业废水排放的时空格局演化及驱动因素[J].地理科学,2017,37(11):1668-1677.
- [6] MA T, SUN S, FU G, et al. Pollution exacerbates China's

water scarcity and its regional inequality [J]. Nature Communications, 2020, 11(1): 650.

- [7] 李向前,刘洪,黄莉,等.我国城镇化模式与演进路径研究[J].华东经济管理,2019,33(11):172-177.
- [8] 刘炳辉,熊万胜.县城:新时代中国城镇化转型升级的关键空间布局[J].中州学刊,2021(1):1-6.
- [9] 吴志强,刘晓畅,刘琦,等.基于水资源约束的我国城市发展策略研究[J].中国工程科学,2022,24(5):75-88.
- [10] 刘舫,郑洁,李红勋.城市化、结构变迁与生态环境[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2021,23(5):37-47.
- [11] SETH R, PETERS N E. Effects of urbanization on streamflow in the Atlanta area (Georgia, USA): a comparative hydrological approach [J]. Hydrological Processes, 2001, 15(8): 1441-1457.
- [12] FERNANDEZ L. Wastewater pollution abatement across an international border[J]. Environment & Development Economics, 2009, 14(1): 67-88.
- [13] NOWAK D J, GREENFIELD E J. Tree and impervious cover in the United States [J]. Landscape and Urban Planning, 2012, 107(1): 21-30.
- [14] AZIZULLAH A, KHATTAK M, RICHTER P, et al. Water pollution in Pakistan and its impact on public health:a review[J]. Environment International, 2011, 37(2): 479-497.
- [15] ZINIA N J, KROEZE C. Future trends in urbanization and coastal water pollution in the Bay of Bengal: the lived experience [J]. Environment Development & Sustainability, 2015, 17(3): 531-546.
- [16] PANDEY B, SETO K C. Urbanization and agricultural land loss in India: comparing satellite estimates with census data[J]. Journal of Environmental Management, 2015, 148: 53-66.
- [17] 张玲玲,沈家耀.中国水足迹强度时空格局演变与驱动因素分析[J].统计与决策,2017(17):143-147.
- [18] 何舸,牛宇琛,王成坤,等.高度城镇化地区跨区水污染协同综合治理:东莞案例[J].中国给水排水,2020,36(12):25-30.
- [19] DAVIS J C, HENDERSON J V. Evidence on the political economy of the urbanization process[J]. Journal of Urban Economics, 2004, 53(1): 98-125.
- [20] 刘富华,梁牧.新型城镇化、人力资本与产业结构升级:基于人口老龄化的调节效应[J].湖南师范大学社会科学学报,2021,50(6):46-55.
- [21] 田泽,徐志鹏,任阳军.长江经济带新型城镇化对水资源与经济协调发展的影响[J].水利经济,2022,40(5):14-22.
- [22] 孙才志,张灿灿,郜晓雯.中国“四化”建设对水足迹强度的影响分析[J].自然资源学报,2020,35(4):767-778.

(下转第61页)

- al. Urban energy planning procedure for sustainable development in the built environment: a review of available spatial approaches [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 165(11):811-827.
- [15] KIRIKKALELI D, DARBAZ I. The causal linkage between energy price and food price[J]. *Energies*, 2021, 14(14):4182-4182.
- [16] YILDIZ I. Review of climate change issues: a forcing function perspective in agricultural and energy innovation [J]. *International Journal of Energy Research*, 2019, 43(6):2200-2215.
- [17] SCHAEFER T, UDENIO M, QUINN S, et al. Water risk assessment in supply chains [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 208(10):636-648.
- [18] HOLLING C S. Resilience and stability of ecological systems[J]. *Annual Review of Ecology and Systematics*, 1973, 4(1):1-23.
- [19] LABAKA L, MARAÑA P, GIMÉNEZ R, et al. Defining the roadmap towards city resilience [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2019, 146(9):281-296.
-
- (上接第 9 页)
- [23] GONZÁLEZ-VAL R, LANASPA L. Patterns in US urban growth, 1790—2000 [J]. *Regional Studies*, 2016 (2): 289-309.
- [24] LANOIE P, LAURENT-LUCCHETTI J, JOHNSTONE N, et al. Environmental policy, innovation and performance: new insights on the porter hypothesis [J]. *Journal of Economics & Management Strategy*, 2007, 20 (3): 803-842.
- [25] 赵敏,赵骏.索罗模型视角下城市创新对经济增长的效应测度:以中国 35 个大中城市为例[J].*科技管理研究*,2019,39(22):78-83.
- [26] 贾学秀,严岩,朱春雁,等.区域水资源压力分析评价方法综述[J].*自然资源学报*,2016,31(10):1783-1791.
- [27] 孙才志,陈栓,赵良仕.基于 ESDA 的中国省际水足迹强度的空间关联格局分析[J].*自然资源学报*,2013,28(4):571-582.
- [28] 孙克,徐中民.基于地理加权回归的中国灰水足迹人文驱动因素分析[J].*地理研究*,2016,35(1):37-48.
-
- (上接第 54 页)
- [23] LI Hao, ZHAO Yuhuan, LIN Jiang. A review of the energy-carbon-water nexus: concepts, research focuses, mechanisms, and methodologies [J]. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Energy and Environment*, 2020, 9(1):1-18.
- [24] GUO Shan, ZHENG Shupeng, HU Yunhao, et al. Embodied energy use in the global construction industry [J]. *Applied Energy*, 2019, 256:113838.
- [25] 曹涛,王赛鸽,陈彬.基于多区域投入产出分析的京津
- [20] MARANA P, EDEN C, ERIKSSON H, et al. Towards a resilience management guideline: cities as a starting point for societal resilience[J]. *Sustainable Cities and Society*, 2019, 48(7):101531.
- [21] KHAZAI B, ANHORN J, BURTON C G. Resilience performance scorecard: measuring urban disaster resilience at multiple levels of geography with case study application to Lalitpur, Nepal[J]. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 2018, 31(10):604-616.
- [22] WARDEKKER A, WILK B, BROWN V, et al. A diagnostic tool for supporting policymaking on urban resilience[J]. *Cities*, 2020, 101(6):102691.
- [23] SHARIFI A. Trade-offs and conflicts between urban climate change mitigation and adaptation measures: a literature review[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 276(12):1-14.
- [24] 吕悦风,项铭涛,王梦婧,等.从安全防灾到韧性建设:国土空间治理背景下韧性规划的探索与展望[J].*自然资源学报*,2021,36(9):2281-2293.

(收稿日期:2022-02-17 编辑:熊斌)

- [29] 王曦,陈中飞.中国城镇化水平的决定因素:基于国际经验[J].*世界经济*,2015,38(6):167-192.
- [30] 黄磊,吴传清.长江经济带城市工业绿色发展效率及其空间驱动机制研究[J].*中国人口·资源与环境*,2019,29(8):40-49.
- [31] 王雨飞,倪鹏飞.高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化[J].*中国工业经济*,2016(2):21-36.
- [32] 朱平芳,徐伟民.政府的科技激励政策对大中型工业企业 R&D 投入及其专利产出的影响:上海市的实证研究[J].*经济研究*,2003(6):45-53.
- [33] 高辉,石寅斌,张陈俊.中国城镇化影响因素的阶段差异研究:基于诺瑟姆理论[J].*管理现代化*,2019,39(1):58-61.
- [34] 宋敏,陈益鑫.城市群综合交通运输效率对经济增长的影响:基于长三角与粤港澳大湾区的比较研究[J].*城市问题*,2019(9):45-53.
- [35] 鲍超.中国城镇化与经济增长及用水变化的时空耦合关系[J].*地理学报*,2014,69(12):1799-1809.

(收稿日期:2022-06-30 编辑:陈玉国)

冀地区虚拟水核算[J].*生态学报*, 2018, 38 (3): 788-99.

- [26] 国家统计局,生态环境部.中国环境统计年鉴(2018) [M].北京:中国统计出版社,2019.
- [27] SHAN Yuli, ZHENG Heran, GUAN Dabo, et al. Energy consumption and CO₂ emissions in Tibet and its cities in 2014 [J]. *Earth's Future*, 2017, 5(8):854-64.

(收稿日期:2022-03-19 编辑:陈玉国)