

中国城市人居活动空间扩展与关联研究

——基于整合 DMSP/OLS 和 NPP/VIIRS

夜间灯光遥感数据

孙赫 李雪铭 刘贺¹

(辽宁师范大学 地理科学学院, 辽宁 大连 116021)

【摘要】 利用拟合最优幂函数模型, 将 NPP/VIIRS 影像模拟为 DMSP/OLS 影像, 构建中国 1992—2020 年长时间序列夜间灯光影像集, 采用空间扩展测度、空间自相关分析、构建引力模型, 分析探究城市人居活动总体特征。结果表明: (1) 区域间空间扩展特征分异明显, 1992—2020 年中国城市人居活动空间面积增加到原来的 8.75 倍, 扩展速度、扩展强度波动显著。(2) Moran' s I 指数先上升后下降, 空间集聚效应明显; 高值区由以北京、广州为中心向东部沿海城市演变, 低值区由中、西部地区向西部、东北地区演变。(3) 空间关联具有明显异质性特征, 各城市人居活动空间发展具有均衡化趋势。

【关键词】 空间扩展 空间集聚 空间关联 人居活动 夜间灯光

【中图分类号】: K901 **【文献标志码】**: A **【文章编号】**: 1005-8141 (2021) 12-1427-06

城市作为人口的主要聚居地, 城市人居活动对城市空间扩展及空间关联具有重要意义。随着城市化水平逐渐提高, 城市人居活动变化强度大, 人居活动空间不断扩展, 但空间扩展的无序化导致人地关系紧张等一系列城市问题。区域空间关联实际上是城市间相互联系、相互作用, 在人流、物流、资金流等人居活动流的影响下, 空间上相互独立的城市不断变成有机整体。居民作为城市的主体, 其人居活动在一定程度上克服了空间和距离的障碍, 将城市逐渐连成一个整体, 进而形成了不同的空间关联形式。探究城市人居活动空间扩展及关联的时空特征, 对理解城市间相互影响和制定区域发展战略具有重要的借鉴意义。

人居活动作为城市人居环境系统的主体, 主要是指城市人口在日常生活的一系列活动中。目前国内外学者关于人居活动的研究主要涉及俄罗斯人居活动空间与定居模式之间相关特征研究^[1], 加纳地区人居活动空间扩展对海岸线的影响^[2], 基于智能数据探究人居活动与环境之间的相互作用^[3], 通过问卷调查数据分析南京市人居活动多样性特征及影响因素^[4], 以长沙市为例基于人居活动空间扩展并结合生态约束确定城市边界^[5]。人居活动通过多种形式将城市逐渐关联成一个有机整体, 学术界出现了大量关于城市关联的研究, 主要集中于空间关联模型的建立及实证分析^[6,7,8,9], 至此城市空间关联研究出现了新的切入点。

纵观国内外的相关研究, 其在人居活动城市关联方面的研究均存在着不足。首先, 研究所用数据虽然具有一定的代表性, 但是涵盖范围有限。活动日志等数据多带有主观意味, 会对研究结果的客观性产生不同程度的影响。其次, 现有研究很难凸显出人

作者简介: 孙赫 (1994-), 女, 辽宁省锦州人, 博士研究生, 主要研究方向为城市人居环境。李雪铭 (1964-), 男, 江苏省常熟人, 教授, 博士生导师, 主要研究方向为城市人居环境。

基金项目: 国家自然科学基金项目 (编号: 41171137、41671158); 教育部博士点基金项目 (编号: 20132136110001); 辽宁省高等学校优秀人才支持计划资助 (编号: LR2013050)

口在其中的作用。本文采用夜间灯光数据表征城市人居活动，并以此研究城市人居活动空间扩展与空间关联的时空演变。该研究方法优点在于年平均稳定灯光影像能够探测出城市甚至小规模区域的灯光，使其能够分辨城市地区与乡村地区，主要应用于城市化过程^[10,11]、城镇建成区扩展^[12]、城市经济发展^[13,14]、碳排放^[15]等方面。近年来，随着夜间灯光数据开发程度的不断加深，应用于人居活动及城市空间关联的研究中取得了显著的成果^[16,17,18]。目前，由 DMSP/OLS 与 NPP/VIIRS 两套卫星传感器提取的夜间灯光数据应用较广，但由于二者本质上的区别和不可兼容性，现有研究多是根据其中某一套数据单独进行分析。夜间灯光数据的长期变化特征可以表示城市人居活动强度的时间变化，能够更加精确地表示城市人居活动空间扩展及空间关联时空演化特征，并研究城市之间的空间效应，因此众多学者在将两类灯光数据整合对比研究中进行了尝试性的探索。

本文借鉴已有研究成果进行数据整合以表征长时序的人居活动强度，探究 1992—2020 年我国 286 个地级及以上城市（因数据收集不便，故未包含香港特别行政区、澳门特别行政区和台湾地区）人居活动的空间扩展及空间关联的时空演变特征。

1 数据来源与研究方法

1.1 数据来源与处理

本文研究区域为我国 286 个地级及以上城市，由于在此期间内行政区划发生变革，为统一研究标准，参照全国行政区划最新标准进行划分。夜间灯光研究数据主要来源于美国国家地理物理数据中心 (<http://ngdc.noaa.gov/eog/>)，为保证研究时序长，根据数据时效性强的原则，选取 1992 年、2002 年、2012 年和 2013 年的 DMSP/OLS 年平均数据和 2012 年、2013 年、2020 年的 NPP/VIIRS 无云合成月数据。

DMSP/OLS 和 NPP/VIIRS 两种数据不同年份间传感器参数、空间分辨率和光谱响应方式等具有显著差异，不能直接用来对比分析，需要实现数据整合^[19,20]。(1)DMSP 年度数据校正。剔除光、云层、短暂火光和背景噪声等的干扰，将其转化为 Asia-Lambert-Conformal-Conic 投影坐标系，空间分辨率设定为 1000m，并对数据进行三步校正，分别为相互校正、年内融合和年际间校正。(2)VIIRS 年度数据预处理。根据 VIIRS 月度数据合成年度灯光数据集，过滤生物质燃烧，极光和背景噪声等无关特征，设定相同投影坐标系与空间分辨率，选取全国单元格像元辐射阈值为 472.86，并去除像元值为负值的单元格。(3)VIIRS 生成拟合 DMSP。提取两套数据重合的年份 2012 年、2013 年进行敏感度分析，选取最优拟合参数，将 VIIRS2020 年度数据计算成拟合 DMSP2020 数据。

1.2 城市建成区提取

城市建成区是指行政区范围内集中连片的部分，以及在近郊区附近与城市有着密不可分的联系的区域。目前基于灯光数据提取城市用地信息的方法主要阈值法和图像分类法两种方法，本文采取阈值法，将 DN 值划为 40 作为城市建成区的范围阈值^[21]。

1.3 研究方法

空间扩展测度：城市人居活动空间扩展变化主要使用扩展速度、扩展强度表征^[22]。计算公式如下：

$$V = (A_{i+n} - A_i) / n \quad \dots\dots\dots (1)$$

$$S = [(A_{i+n} - A_i) / n] / A_i \times 100\% \quad \dots\dots\dots (2)$$

式中，V、S 分别表示空间扩展速度和扩展强度； A_{i+n} 、 A_i 表示研究时段内始末期的建成区面积；n 为时间跨度。

引力模型：起源于牛顿经典力学中的万有引力模型经过众多学者对其不断拓展，逐渐形成较为完善的理论体系，可以用来表征空间相互关联、影响程度^[17, 18]。计算公式如下：

$$G_{ij} = K \frac{Q_i Q_j}{D_{ij}^r} \dots\dots\dots (3)$$

式中， G_{ij} 为城市 i 与城市 j 之间的人居活动联系程度大小； K 为引力常数，一般取值为 1； Q_i 、 Q_j 为城市 i 、城市 j 的质量，使用各个城市建成区内夜间灯光值总量表征城市质量； D_{ij} 为城市 i 与城市 j 之间的空间距离，本文使用空间直线距离； r 为摩擦系数，本文摩擦系数值为 1，用以揭示国家或省级的城市空间联系状态。

空间自相关分析：使用 Moran' sI 指数衡量我国地级以上城市人居活动的空间联系程度^[23, 24]。计算公式如下：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \dots\dots\dots (4)$$

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \dots\dots\dots (5)$$

Moran' sI 数值范围一般在 $[-1, 1]$ 之间，当数值为负数时，表明空间分布上呈负相关，绝对值越大，空间差异越大；当数值为正数时，表明空间分布上呈正相关，数值越大，空间集聚性越强；当数值为 0 时，说明其空间分布不相关。 n 为研究区域数量； x_i 、 x_j 分别表示城市 i 、 j 建成区夜间灯光总量即建成区人居活动总量； S^2 为方差； w_{ij} 表示空间权重矩阵，利用 Rook 方式进行创建^[25]。

全局自相关仅能对整体状态进行评估，不能表征各区域与其周边邻近区域的关联程度，因此必须利用局部自相关进行分析^[26]。计算公式为：

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{S^2} \sum_{i,j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x}) \dots\dots\dots (6)$$

当 I_i 值为正值时，表明其局部区域呈现集聚分布状态；当 I_i 值为负值时，表明其局部区域呈现分散分布状态。在此基础上生成 LISA 聚类图，便于直观观察其在局部区域的集聚状态。

2 结果及分析

2.1 城市空间扩展特征

1992—2020 年我国城市人居活动空间面积增加到原来的 8.75 倍，其扩展速度、扩展强度波动明显。为保证研究时序长且数据时效性强的原则，将我国城市人居活动空间扩展时序变化分为 3 个时间段进行研究，分别是 1992—2002 年、2002—2012 年、2012 年—2020 年。从扩展速度来看，东部地区长时间为全国增长最多的地区，全国人居活动空间面积逐年上升，扩展强度一直保持在 11%，各地区间空间扩展特征差异较大。1992—2002 年东部地区的扩展速度和扩展强度均高于其他地区，主要受到改革开放政策的影响，越来越多的人流、信息流等人居活动流从中西部地区涌向东部地区，从农村涌向城市，在一定程度上扩大了东部

地区城市人居活动的空间范围。2002—2012 年内全国各地均有明显扩张, 扩展强度均在 10% 以上, 体现出该时段是我国城市空间扩张的主要阶段, 此时经济发展全面向好, 西部扩张态势尤为明显, 主要受到西部大开发和中部崛起战略的影响, 使中西部地区城市经济水平得到提高, 人居活动空间得到扩大。2012—2020 年, 我国中西部的扩张强度仍未减退, 说明西部城市可发展空间较大、资源丰富、城市蓄力足, 同时东部地区的扩展强度降低主要是由于东部地区城市人居活动空间的发展模型由外部延伸转向为内部填充, 而东北地区则由于经济动力不足、人口外流等原因, 未有显著扩张。

2.2 城市空间集聚特征

全局自相关分析: 为了分析我国地级以上城市人居活动强度的空间分布的整体集聚特征, 本文使用 GeoDA 软件分别计算了 1992 年、2002 年、2012 年、2020 年我国地级以上城市人居活动的夜间灯光总量的 Moran' sI 值及其相关数值可见, 1992—2020 年的全局 Moran' sI 值均为正值, 且通过 99.9% 置信度的检验, 说明我国 286 个地级以上城市的人居活动空间分布呈现出显著的城市集群特征, 城市之间的相互依赖性较强, 具有较为明显的“马太效应”。即表现为人居活动强度较高的城市之间相邻近, 强度较低的城市之间相邻近的空间结构。从时序变化角度看, Moran' sI 值在 1992—2012 年呈逐年增加的趋势, 而 2012—2020 年数值却有明显的回落, 说明城市之间的人居活动强度空间集聚性呈逐渐增强又弱化的趋势, 近 29 年间我国城市发展经历了先大范围集聚扩张后差距逐渐缩小, 发展趋于平衡的过程。

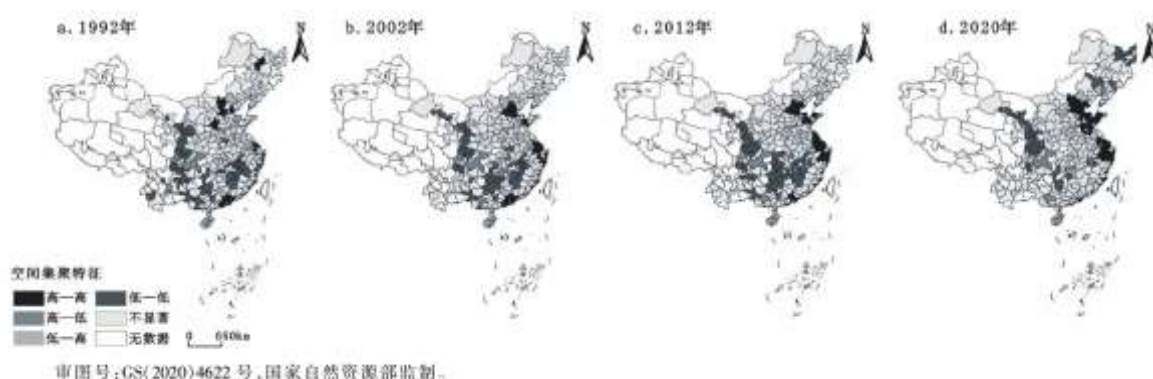


图 1 1992—2020 年我国城市人居活动空间自相关分异

局部自相关分析: 为了进一步测度城市人居活动强度的局部空间特征及其变动, 本文采用局部 Moran' sI 指数进行了分析。利用 GeoDa 软件计算出局部 Moran' sI 指数数值, 并将其划分成 4 种空间关系 (HH、LL、LH、HL), 利用 ArcGIS 软件进行可视化显示 (图 1)。4 种空间关系的区域特征依次为: (1) 高高区域特征。区域差异性较小, 整体区域的人居活动总量较高。1992 年, HH 区域主要分布在广东、江苏、河北、山西、黑龙江等省份, 直辖市在该年份未体现明显的辐射作用, 仍以各省原有的资源、产业、交通优势, 其人居活动强度呈高值集聚分布。随着时间推移, 该特征城市数量不断增加, 河北、江苏保持高值集聚, 山东由强大的产业支撑与环渤海的交通条件优势发展加快, 广东在 2020 年较周边地区高值集聚的特征不再显著。同时, 城市人居活力强度的改变已不再以省份为单位发展, 而逐渐受到重点型城市和核心型城市的辐射作用, 按京津冀城市群、长三角经济带等区域组团, 沿东部和东南部沿海连绵分布。(2) 低低区域特征。区域差异性较小, 整体区域的人居活动总量较低。LL 区域主要分布在四川、甘肃、贵州、江西、云南、西藏、广西等中西部省份。这类地区由于处于边远地区, 社会经济方面, 鲜少受到大城市的辐射带动作用; 自然地理方面, 地形复杂, 大多位于我国第一、二阶梯, 导致其经济发展水平较低, 因此该区域的人居活动总量也相对较低。经过近 29 年的发展, LL 低值集聚城市数量减少, 中部地区不再具有显著的低值特征, 与周边城市人居活力逐渐形成均衡发展模式。(3) 低高区域特征。区域差异性较大, 城市本身的人居活动总量较低, 但周边城市人居活动总量较高。主要位于河北、广东等 HH 区附近分布, 该类型的城市数量相对较少, 城市周围大多分布着经济发展水平较高的城市。相对于周边城市而言, 这类城市的发展优势并不明显, 在一定程度上限制了该类地区的人居活动总量。如河北承德 4 个年份均表现为 LH 特征,

原因在于其城市定位为避暑旅游城市，夏季外来人口较多，但本地发展未有明显进步，又由于位于河北边缘，与内蒙古、辽宁相邻，经济未得到长足发展。(4)高低区域特征。区域差异性较大，城市本身的人居活动总量较高，但周边城市人居活动总量较低，大多分布在重庆、武汉、兰州、长沙这类作为直辖市或省会城市等经济发展水平较高的中西部地区。这类城市在所在区域的一定范围内占据较大的发展优势，经济发展水平较高，市区辐射带动能力较强，人居活动总量相对较高，说明在一些城市人居活动欠发达地区，省会的首位带动作用愈见明显。

2.3 城市空间关联特征

城市等级结构：城市节点等级作为区分城市空间网络结构的基本要素之一，根据城市位序—规模法则可知，在空间网络结构中的重要性差距较大。因此，将各个城市建成区的夜间灯光总量即人居活动强度作为衡量城市在空间网络结构中等级差异的标准，利用 ArcGIS 中的自然断点法，对其进行等级划分。

I-V级表示人居活动总强度从强到弱，将其分为核心型城市、重点型城市、重要型城市、普遍型城市和一般型城市。从各城市等级数量来看，各等级城市数量逐渐均衡，各等级间差异减小，I、II、III级城市占整体城市比例呈增长又下降趋势。这说明，1992—2012年各城市均有不同程度的城市人居活力提升，空间差异缩小，而2012—2020年随着城市功能逐渐稳定，部分城市优势逐渐凸显，发展较快，人居活力强度显著。从不同等级城市空间分布看，各年间不同等级城市分布呈现先聚集后分散再集中的特征，且城市等级与行政等级相关性较强，等级高的核心城市多为直辖市或各省份省会及副中心城市。1992年，核心型城市较少，只有北京、天津、上海、广州、东莞等，重点型城市主要为部分省份的省会，如哈尔滨、沈阳、南京、太原等，人居活力强度较大城市以东北、华北为主，强度较小城市则广泛分布于我国腹部地区。随着城市发展有序进行，核心型城市人居活动强度依旧显著领先于其他城市，数量有所增加，以直辖市及其周围为主，重点型城市则普遍分布于东部沿海地区的现象。河北、山西、江苏等省份由于自然资源与交通运输等优势，发展迅速，华北、东部、东南沿海地区城市等级大幅提升，而东北城市人居活力却有明显减弱，西北地区没有明显变化。

关联层级结构：由引力模型得出城市与城市之间的空间关联。由于部分区域未达到建成区提取条件（ $DN \geq 40$ ），因此4年的空间关联数量并不相同。其网络空间关联数量由1992年的75349对联系增加至2020年的81509对联系，说明人居活动空间关联网络由稀疏且相对简单的网络逐渐成长为稠密且相对复杂的网络。本文利用ArcGIS中的自然断点法对其进行分类，其中空间关联共可分为5类，即I-V级联系，关联程度由最强至最弱。除了V级联系之外其他4类联系的数量均呈现出逐渐增加的趋势，这也在一定程度上说明我国城市空间关联的程度正在逐渐加强。

宏观网络结构：“流空间”理论下的城市网络是由城市节点和城市关联轴线两个部分所构成，并在一定的地理空间上映射而成的。在此基础上，本文为了直观地反映出我国地级以上城市人居活动空间关联的分布格局，根据城市节点等级结构和网络关联层级结构的计算结果计算出城市最大引力连接线，绘制了我国城市空间关联程度时空演变，具体如图2所示。

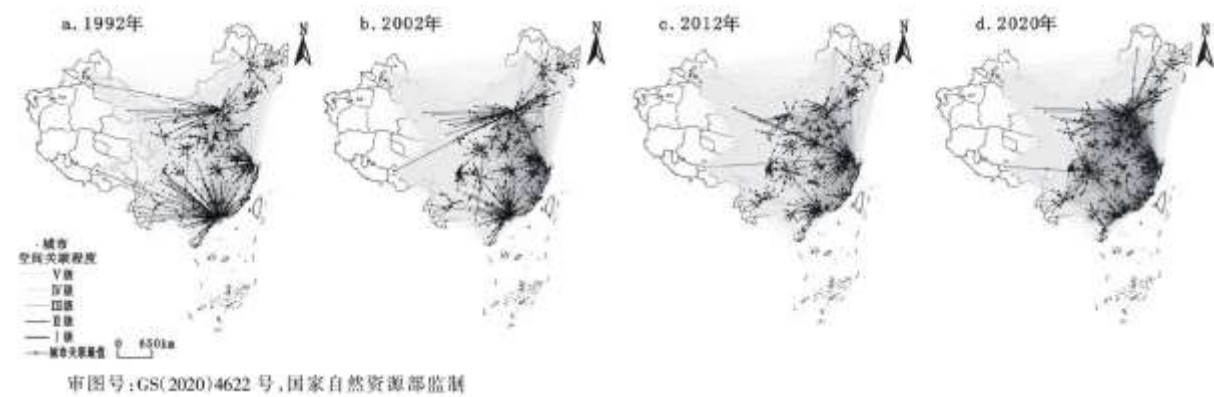


图 2 1992—2002 年我国城市空间关联程度时空演变

由最大引力线变化看, 1992 年我国整体人居活动呈显著的北京、上海、广州三极核分布特征, 分别带动北部、西北部、东部、南部地区城市人居活力发展。随着时序的变化, 各极核的空间引力辐射范围逐渐减小, 地区间形成自己的辐射单元。东北地区的黑龙江、吉林和内蒙古北部一直有自己稳定的组团结构, 辽宁则受京津冀整体的影响较大, 这既与城市人居活动水平有关, 更有城市的地理位置相关; 重庆带动周边中西部城市人居活力的能力逐渐凸显; 东部沿海和东南部沿海城市不再完全依靠上海带动作用, 而凭借自身优势与周边城市建立引力结构, 沿海岸线呈条带状分布。至 2020 年, 我国人居活动空间格局形成多核心组团的关联网。

由网络关联层级结构看, 不同时段内我国各等级城市空间关联强连接对数 (I-IV 级) 均有明显增加, 由 1992 年的 1280 对上升至 2020 年的 11450 对, 最强联系程度增大 4 倍, 人居活动联系日渐密切, 城市间发展差距缩小。我国整体空间关联结构具有显著的空间异质性特征, 城市人居活动联系非常密切的地区主要于长三角、珠三角、京津冀 3 个城市群组团分布, 其次分布于沿海城市和东北部、中西部经济发展程度较好的区域, 其他地区联系较为松散。引力模型的大小, 不仅与城市地理位置有关, 还与城市自身实力相关。广州、北京、上海 3 个经济发展水平高的城市共同构成人居活动关联网的核心框架, 空间上的关联轴线较为短促。中心联系逐渐扩张, 辐射能力逐渐增强; 新增了苏州、无锡、杭州、东莞、青岛等一系列经济发展水平较高城市, 在一定程度上加固了原有联系格局, 推进了城市群中小城市的快速崛起, 同时带动了自身及周边省份共同发展, 如河北、山东、福建等, 而成都、重庆的中心地位日益凸显, 使中西部地区城市得以发展。通过时序比较发现, 我国人居活动网络更加完善, 空间分布增加了大量新的城市节点, 城市联系更加紧密, 呈现较为复杂的网络形态。

3 结论与讨论

本文尝试利用夜间灯光数据表征人居活动强度, 使用空间扩展测度、引力模型和空间自相关分析探究了我国 286 个地级以上城市人居活动空间扩展与关联, 深入探讨了我国城市网络空间关联和空间集聚特征, 以期深化我国城市网络研究, 为制定区域发展战略提供一定的依据。主要结论如下: (1) 空间扩展时空特征。我国城市人居活动空间扩展速度和扩展强度均有所增强, 1992—2020 年我国城市人居活动空间面积增长至原来的 8.75 倍, 扩展速度、扩展强度波动明显, 东部地区扩展速度一直处于领先地位, 而中、西部扩展强度则随着年间发展稳步提升, 东北地区扩展能力相对落后。(2) 空间关联集聚特征。通过全局自相关分析发现, 城市人居活动强度空间差距逐渐减小, 集聚性特征则先逐渐增强又呈弱化的态势, 全局 Moran' sI 指数先上升后下降。通过局部自相关分析可以将其划分成 4 类空间关联类型, 人居活动总量高值区集聚于东部沿海, 低值区则集聚于中部和西北部。(3) 空间关联总体特征。城市节点等级共分为 5 种类型, 除一般型城市之外, 其他城市节点数量均处于不断增加状态, 其中核心型城市和重点型城市主要分布于我国东部地区。空间关联层级数量随着时间的推移也处于不断增加的状态, 城市空间关联具有明显的异质性特征。

本文应用建成区内的夜间灯光总值表征人居活动总强度, 更能精确地反映出城市人居活动空间扩展及关联特征。但由于夜间灯光数据仅能表示夜间状况, 具有一定的缺陷, 因此在未来的研究中应与其他数据相结合做进一步研究。

参考文献:

[1]Glezer O B,Vainberg E I.The Space of Life Activities of the Population and Settlement Pattern as the Factors and Conditions of the Modernization of Russia[J].Regional Research of Russia,2014,4(3):136-142.

[2]Appeaning K.Shoreline Morphological Changes and the Human Factor.Case Study of Accra Ghana[J].Journal of Coastal Conservation,2013,17(1):85-91.

-
- [3]Zhou X,Li D.Quantifying Multi-dimensional Attributes of Human Activities at Various Geographic Scales Based on Smartphone Tracking[J].International Journal of Health Geographics,2018,17(7):44-52.
- [4]林梅花,甄峰,朱寿佳.南京城市居民活动多样性特征及其影响因素[J].热带地理,2017,37(3):400-408.
- [5]梅梦媛,陈振杰,张云倩,等.居民活动空间与生态约束协调的城市开发边界划定方法——以长沙市为例[J].长江流域资源与环境,2018,27(11):2472-2480.
- [6]Ducruet C,Cuyala S,Hosni A E.Maritime Networks as Systems of Cities:The long-term Interdependencies Between Global Shipping Flows and Urban Development(1890-2010)[J].Journal of Transport Geography,2018,66:340-355.
- [7]Geoff B.A Multi-scale Analysis of 27,000 Urban Street Networks:Every US City,Town,Urbanized Area, and Zillow Neighborhood[J].Environment and Planning B:Urban Analytics and City Science,2018,47(4):590-608.
- [8]宋琼,赵新正,李同昇,等.多重城市网络空间结构及影响因素——基于有向多值关系视角[J].地理科学进展,2018,37(9):1257-1267.
- [9]彭翀,林樱子,顾朝林.长江中游城市网络结构韧性评估及其优化策略[J].地理研究,2018,37(6):1193-1207.
- [10]何春阳,李景刚,陈晋,等.基于夜间灯光数据的环渤海地区城市化过程[J].地理学报,2005,(3):409-417.
- [11]Tan M.Urban Growth and Rural Transition in China Based on DMSP/OLS Nighttime Light Data[J].Sustainability,2015,(7):8768-8781.
- [12]黄璐,杨英宝,朱琴.基于 DMSP/OLS 数据的南京市建成区扩展研究[J].地理空间信息,2018,16(1):94-97.
- [13]钟鑫,王少军,王珊珊,等.基于灯光数据的长江中游城市群经济发展研究[J].测绘地理信息,2017,42(3):78-82.
- [14]Qi K,Hu Y N,Cheng C,et al.Transferability of Economy Estimation Based on DMSP/OLS Nighttime Light[J].Remote Sensing,2017,9(8):786.
- [15]苏泳娴,陈修治,叶玉瑶,等.基于夜间灯光数据的中国能源消费碳排放特征及机理[J].地理学报,2013,68(11):1513-1526.
- [16]杨眉,王世新,周艺,等.DMSP/OLS 夜间灯光数据应用研究综述[J].遥感技术与应用,2011,26(1):45-51.
- [17]陈昕,彭建,刘焱序,等.基于 DMSP/OLS 夜间灯光数据的京津冀地区城市空间扩展与空间关联测度[J].地理研究,2018,37(5):898-909.
- [18]吴健生,刘浩,彭建,等.中国城市体系等级结构及其空间格局——基于 DMSP/OLS 夜间灯光数据的实证[J].地理学报,2014,69(6):759-770.

[19]Li X, Li D, Xu H, et al. Intercalibration Between DMSP/OLS and VIIRS Night-time Light Images to Evaluate City Light Dynamics of Syria's Major Human Settlement During Syrian Civil War[J]. International Journal of Remote Sensing, 2017, 38:5934-5951.

[20]Zheng Q, Weng Q, Wang K. Developing a New Cross-sensor Calibration Model for DMSP-OLS and Suomi-NPP VIIRS Night-light Imageries[J]. ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing, 2019, 153:36-47.

[21]李德仁, 余涵若, 李熙. 基于夜光遥感影像的“一带一路”沿线国家城市发展时空格局分析[J]. 武汉大学学报(信息科学版), 2017, 42(6):711-720.

[22]袁甲, 沈非, 黄薇薇, 等. 改革开放以来芜湖市城市空间扩展及驱动力分析[J]. 人文地理, 2015, 30(3):72-78.

[23]张乐勤, 方宇媛. 基于LMDI-ESDA模型的安徽省用水变化驱动效应空间格局[J]. 地理与地理信息科学, 2017, 33(1):67-72.

[24]王春杨, 张超. 中国地级区域创新产出的时空模式研究——基于ESDA的实证[J]. 地理科学, 2014, 34(12):1438-1444.

[25]许培源, 许红妹. 福建省厦漳泉大都市区空间结构特征分析[J]. 经济地理, 2012, 32(6):59-66.

[26]吴飞龙, 程承旗, 陈波, 等. LISA用于人口空间自相关性分析——以北京市为例[J]. 地理信息世界, 2015, 22(5):38-42.