

# 中国水足迹强度空间关联格局及影响因素分析

张凡凡<sup>1</sup>, 张启楠<sup>2</sup>, 李福夺<sup>3</sup>, 傅汇艺<sup>1</sup>, 杨兴洪<sup>1</sup>

(1. 贵州大学管理学院, 贵阳 550025; 2. 中南林业科技大学经济学院, 长沙 410004;  
3. 中国农业科学院农业资源与农业区划研究所, 北京 100081)

**摘要:** 水资源短缺已成为制约经济社会发展的重要因素, 科学审视水资源利用现状、探索水资源可持续发展的有效动力具有重要的理论和现实意义。基于水足迹视角分别测算 2006-2015 年中国 31 个省域的水足迹强度, 利用探索性空间数据分析(ESDA)对其时空格局演变特征进行解析, 考虑到该方法空间描述的粗略性, 通过引入时空跃迁测度法进行细化, 并借助空间杜宾模型探讨其影响因素。结果表明: 中国水足迹强度空间集聚效应显著且具有跃迁性, 但主要以类型 VI 为主, 其空间结构具有一定的路径依赖特征; 人口数量仍然是当前中国水足迹强度的一个主要驱动因子, 而城镇化率和对外开放程度则对降低水足迹强度起积极作用; 中国水足迹强度存在“倒 N 型”的 Kuznets 曲线, 且大部分省份水足迹强度处于第一个拐点与第二个拐点之间, 北京、天津、上海等区域已越过第二个拐点, 处于水足迹强度下降阶段, 而部分西部欠发达地区仍未跨越第一个拐点。

**关键词:** 水足迹强度; 探索性空间数据分析; 时空跃迁测度法; 空间杜宾模型

水资源作为一种基础性自然资源和战略性经济资源, 是生态环境和经济发展的重要控制要素。中国人均水资源占有量为 2200 m<sup>3</sup>, 仅为世界平均水平的 1/4, 加之水资源空间分布的不均衡使得部分省份缺水严重, 对经济社会发展构成威胁, 因此, 有关水资源的研究成为一项重大课题, 且大多数学者将研究视角集中在水资源利用效率评价体系及其提升路径方面, 但这种传统的水资源利用评价体系仅涉及农业、工业、生活直接用水量, 无法反映人类对水资源的真实占用。而水足迹强度作为衡量水资源利用效率的有效工具, 其研究视角从传统的实体水拓展到了隐含在商品中的虚拟水, 这种研究思路在水资源研究方面取得了突破性进展, 越来越得到广大学者的关注。

吴兆丹等<sup>[1]</sup>学者指出, 水足迹最早是由荷兰学者 Hoekstra 提出的, 用来表示个人、企业或国家在生产产品或消费服务的过程中所消耗的水资源以及为稀释污染水达到排放标准所需要的水资源总和。目前国内外学者对水足迹的研究主要集中于水足迹测算方法的改进、水足迹与经济的协调发展、水足迹视角下的区域水资源安全等方面, 而对于水足迹强度的研究较少, 且现有文献存在一定的改进空间。其中, 张燕等<sup>[2]</sup>的研究表明新疆水足迹强度由 0.42 m<sup>3</sup>/元下降到 0.06 m<sup>3</sup>/元, 说明近年来新疆在水资源利用方面取得了很大进步, 但该研究过程没有考虑生态和水污染足迹, 与实际水足迹有所偏差; 孙才志等<sup>[3]</sup>以

收稿日期: 2018-09-26; 修订日期: 2019-02-17

基金项目: 贵州省教育厅硕士点项目 (2018ssd04); 贵州省教育厅大学生项目 (2018dxs03)

作者简介: 张凡凡 (1992-), 女, 山西太原人, 硕士, 研究方向为农业经济理论与政策。

E-mail: 805637038@qq.com

通讯作者: 杨兴洪 (1971-), 女, 贵州都匀人, 教授, 研究方向为农业经济理论与政策、农业保险等。

E-mail: 2904054710@qq.com

1997-2007年省级面板数据为基础，借助锡尔指数、基尼系数探讨了区域水足迹强度变化规律，但该研究在空间分析方面过于简化，容易造成水足迹强度分布特征偏差；盖美等<sup>[4]</sup>采用核密度估计模型、基尼系数、锡尔指数刻画了辽宁省水足迹强度的动态演变规律，并从空间视角探讨了人均GDP、人均水足迹、工业用水比例等对水足迹强度的影响，但该研究局限于影响因子的线性分析，这种忽略研究客体非线性假设的做法容易造成研究结果的偏误。基于此，本文将水污染足迹和生态水足迹纳入研究框架，借助探索性空间数据分析并结合时空跃迁测度法细化水足迹强度的空间关联特征，同时，为了突破原有理论的局限，通过引入人均GDP的二次项和三次项探讨经济增长与水足迹强度可能存在的非线性关系，旨在对水资源的可持续性评价进行补充和创新。

1 研究方法 with 数据来源

1.1 研究方法

1.1.1 水足迹强度测算方法

水足迹强度即单位GDP所消耗的水资源量，用各地区总水足迹与其地区生产总值的比值表示，水足迹强度越大，说明单位GDP所消耗的水资源越多，利用效率越低。其中，总水足迹的测算主要采用自下而上的方法，通过消费者视角构建水足迹账户，计算公式如下：

WF = WF\_{cs} + WF\_{ip} + WF\_{de} + WF\_{wp} (1)

式中：WF为总水足迹；WF\_{cs}、WF\_{ip}、WF\_{de}、WF\_{wp}分别表示农畜产品水足迹、工业产品水足迹、生活和生态水足迹、灰水足迹，由于WF\_{cs}、WF\_{ip}、WF\_{de}属于水量足迹，而WF\_{wp}属于水质足迹，因此一般对WF\_{wp}作单独核算，不计入生态水足迹的测算范围。

(1) 农畜产品水足迹

根据研究需要以及数据的可获得性原则，本文选取粮食、蔬菜、食用油、猪肉、牛羊肉、家禽、蛋类、奶类、鱼类、酒类、水果等11种具有代表性的农畜产品作为研究对象，将其虚拟水含量与消费量的乘积之和作为农畜产品水足迹，其中，农畜产品虚拟水含量主要参考Hoekstra等<sup>[5]</sup>的研究成果，如表1所示。

表1 主要农畜产品虚拟水含量

Table 1 Virtual water content of main agricultural and livestock products (m³/kg)

| 产品    | 粮食   | 蔬菜   | 食用油  | 猪肉   | 牛羊肉   | 家禽   | 蛋类   | 奶类   | 鱼类   | 水果   | 酒类   |
|-------|------|------|------|------|-------|------|------|------|------|------|------|
| 虚拟水产量 | 1.13 | 0.15 | 5.24 | 3.65 | 19.80 | 3.50 | 3.80 | 1.90 | 5.00 | 1.00 | 1.39 |

(2) 工业产品水足迹

由于工业产品品种繁多、虚拟水含量计算复杂，其数据获取受到了一定限制，加之自身所占比例较小，以余灏哲等<sup>[6]</sup>、潘文俊等<sup>[7]</sup>为代表的大多数学者均直接使用《中国统计年鉴》中的工业用水量予以代替，本文将沿袭这一做法。

(3) 生活和生态水足迹

生活和生态水足迹主要包括城镇和农村生活用水量以及为维持生态系统的正常发育所必需的水资源，基本上都是实体水，因此，借鉴孙才志等<sup>[8]</sup>的做法，同样直接引用《中

国统计年鉴》中的数据。

#### (4) 灰水足迹

灰水足迹主要是指为稀释水体中的污染物使其达到排放标准所需的水资源量, 主要采用如下公式计算得到:

$$WF_{wp} = \max\left(\frac{P_c}{N_c}, \frac{P_n}{N_n}\right) \quad (2)$$

式中:  $P_c$ 、 $P_n$ 分别为工业废水中的化学需氧量和氨氮含量;  $N_c$ 、 $N_n$ 表示化学需氧量和氨氮含量的达标浓度, 将借鉴污水排放标准 (GB8978-1996) 中的二级排放标准 120 mg/L 和 25 mg/L 分别作为达标浓度。

#### 1.1.2 空间计量分析方法

空间权重矩阵的构建是进行空间计量分析的必要准备, 借鉴李飞等<sup>[9]</sup>的做法, 同时构建三种空间权重矩阵, 即临近空间矩阵  $W^l$ 、地理距离矩阵  $W^g$  以及经济距离矩阵  $W^e$ , 以此来保证研究结论的准确性, 公式如下:

$$W^l = \begin{cases} 1 & \text{相邻} \\ 0 & \text{不相邻} \end{cases}, W^g = \frac{1}{d^2}, W^e = W^g \times E \quad (3)$$

$$E_{ij} = \frac{1}{|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|}, (i \neq j) \quad (4)$$

式中:  $\frac{1}{d^2}$  表示球面距离平方的倒数;  $E$  矩阵主对角线与非主对角线上的元素分别为 0 和  $E_{ij}$ ;  $\bar{Y}_i$ 、 $\bar{Y}_j$  分别表示研究期内地区  $i$  和  $j$  的人均实际 GDP 的平均值。

#### (1) 探索性空间数据分析 (ESDA)

探索性空间数据分析方法主要用来描述地理事物在空间上的关联性与集聚性, 其核心内容是空间自相关检验——全局空间自相关检验与局部空间自相关检验, 其中, 全局空间自相关检验用于描述事物在整个区域的空间关联与差异程度, 其公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x}) / S^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (5)$$

式中:  $I$  是全局自相关莫兰指数;  $W_{ij}$  即空间权重矩阵;  $n$  则是标本数目;  $x$  为观测值;  $S^2$  为样本方差。莫兰指数介于 -1 与 1 之间, 莫兰指数越大表示区域相关性越大。如果莫兰指数大于零表示该研究对象呈现空间正相关分布, 莫兰指数小于零则相反, 如果莫兰指数等于零则代表其空间分布是完全随机的, 这种检验方式从总体性角度呈现了区域地理事物之间的关联程度, 但其前提假设要求研究空间是同质的, 这与现实中地理空间的异质性不符, 所以需要通过局部空间自相关检验同时结合莫兰指数散点图以及 LISA 分布图进行直观展示, 也就是将全局空间自相关指数  $I$  分解到不同区域单元模块中。方程如下:

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^n W_{ij} Z_j \quad (6)$$

式中:  $I_i$  为全局空间自相关莫兰指数在区域单元中分解后的局部空间自相关莫兰指数;  $Z_i = x_i - \bar{x}$ ;  $Z_j = x_j - \bar{x}$ 。

#### (2) 空间杜宾模型

相邻地理单元的水足迹强度及其驱动因素、在模型构建时被忽略的因素都可能对本地理单元的水足迹强度产生影响作用, 同时鉴于空间杜宾模型更具一般性特征, 将空间

视角的水足迹强度影响因素方程设定为：

$$Y_{it} = \alpha \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} + \beta \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{jt} + \delta X_{it} + \varepsilon$$

(7)

式中： $Y$ 表示水足迹强度； $t$ 代表时间； $X_{it}$ 为自变量； $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\delta$ 分别表示因变量、自变量回归系数、自变量非空间回归系数； $\varepsilon$ 为残差项。

1.2 数据来源与变量选取

通过《中国水资源公报》《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》等统计资料，搜集整理2006-2015年我国31个省、市、自治区的水足迹强度相关数据，在此基础上以2006年为基期对所涉及到的价值变量平减，具体的描述性统计如表2所示。其中，水足迹强度作为被解释变量，采用各地区总水足迹与其地区生产总值的比值表示；人均GDP既是影响水足迹强度的重要因素也是关注的核心解释变量，一般而言，一个地区的经济发展水平越高，其产品消费量也越多，相应的水足迹消耗越高，但为了验证水足迹强度Kuznets假说的存在，进一步将人均GDP的二次项和三次项引入模型；其余控制变量主要参考阚大学等<sup>[10]</sup>、朱启荣等<sup>[11]</sup>的研究选取城镇化率、人口数量、对外开放程度进入模型，其中，城镇化率和人口数量分别用城镇人口占总人口的比例、地区人口总数表示，对外开放程度则采用进出口总额表示。

表2 各变量的描述性统计结果  
Table 2 Descriptive statistical results of each variable

| 变量    | 变量名称                      | 样本量/个 | 最大值     | 最小值  | 均值    | 标准差    |
|-------|---------------------------|-------|---------|------|-------|--------|
| $y$   | 水足迹强度/( $\text{m}^3$ /万元) | 310   | 10.59   | 0.67 | 3.18  | 1.82   |
| $x_1$ | 人均GDP/万元                  | 310   | 10.63   | 0.58 | 3.31  | 2.05   |
| $x_2$ | 人均GDP的平方                  | 310   | 112.96  | 0.33 | 15.17 | 19.60  |
| $x_3$ | 人均GDP的立方                  | 310   | 1200.55 | 0.19 | 88.77 | 177.43 |
| $x_4$ | 城镇化率/%                    | 310   | 0.90    | 0.21 | 0.51  | 0.15   |
| $x_5$ | 人口数量/亿人                   | 310   | 1.08    | 0.03 | 0.43  | 0.27   |
| $x_6$ | 对外开放程度/亿元                 | 310   | 793.47  | 0.18 | 67.44 | 127.86 |

2 结果分析

依据水足迹理论计算得到2006-2015年中国水足迹消费情况（表3），自2006年以来中国水足迹总量逐年增加，从9598.97亿 $\text{m}^3/\text{a}$ 上升到2015年的10553.89亿 $\text{m}^3/\text{a}$ ，其中，农业水足迹所占比例最大，约占总水足迹的74%，占比最小的是生态水足迹，总水足迹中仅有1%为生态用水，工业水足迹、生活水足迹和灰水足迹所占比例分别为14%、8%和3%。与此同时，中国水足迹强度却呈现出不断下降趋势（图1），且各地区下降幅度均超过50%，说明近年来中国水资源利用效率明显提升。其中，提升速度最快的是西部地区，比如位于西南地区的贵州省水足迹强度十年间下降了70%，东部地区相对缓慢，可能的原因是东部地区经济发达，水资源利用效率高，其水足迹强度基数较小，下降空间相对不足，而西部地区水足迹强度普遍在400 $\text{m}^3$ /万元以上，拥有更大的下降空间，可见未来中国水资源利用效率的提升应重点关注西部欠发达地区。不难发现，水足迹强度分布规律一定程度上也是中国各地区经济发展水平在空间上的映射，这种相关性暗示了经

表3 2006-2015年我国各地区平均水足迹

Table 3 The average water footprint of various regions of China during 2006-2015 (亿m<sup>3</sup>/a)

| 省份  | 农业水足迹  | 工业水足迹  | 生活水足迹 | 生态水足迹 | 灰水水足迹 | 总水足迹   |
|-----|--------|--------|-------|-------|-------|--------|
| 安徽  | 337.59 | 91.44  | 32.27 | 3.02  | 9.06  | 473.39 |
| 北京  | 108.16 | 5.14   | 16.23 | 5.22  | 0.51  | 135.25 |
| 福建  | 206.45 | 75.34  | 28.29 | 2.11  | 7.05  | 319.24 |
| 甘肃  | 142.90 | 13.66  | 9.26  | 2.78  | 6.23  | 174.83 |
| 广东  | 573.00 | 129.83 | 99.85 | 6.54  | 20.07 | 829.28 |
| 广西  | 263.59 | 53.16  | 42.42 | 4.12  | 31.23 | 394.53 |
| 贵州  | 197.10 | 31.55  | 15.99 | 0.59  | 3.35  | 248.58 |
| 海南  | 48.67  | 3.96   | 6.83  | 0.15  | 0.95  | 60.55  |
| 河北  | 399.36 | 24.37  | 23.93 | 3.46  | 18.74 | 469.86 |
| 河南  | 524.19 | 54.07  | 34.77 | 7.36  | 19.76 | 640.15 |
| 黑龙江 | 213.00 | 46.88  | 17.13 | 2.46  | 9.35  | 288.82 |
| 湖北  | 320.34 | 101.31 | 41.83 | 0.30  | 12.01 | 475.79 |
| 湖南  | 364.67 | 88.00  | 42.69 | 3.02  | 15.91 | 514.30 |
| 吉林  | 152.64 | 23.74  | 13.56 | 3.90  | 9.28  | 203.11 |
| 江苏  | 437.01 | 212.35 | 55.89 | 5.57  | 19.00 | 729.81 |
| 江西  | 248.39 | 57.87  | 27.80 | 2.66  | 9.75  | 346.49 |
| 辽宁  | 242.29 | 23.65  | 24.68 | 3.86  | 13.62 | 308.10 |
| 内蒙古 | 137.50 | 20.63  | 12.36 | 11.97 | 9.00  | 191.47 |
| 宁夏  | 35.42  | 4.15   | 1.72  | 1.55  | 8.30  | 51.14  |
| 青海  | 31.54  | 4.23   | 2.96  | 0.49  | 3.34  | 42.55  |
| 山东  | 533.54 | 26.49  | 34.45 | 5.05  | 17.68 | 617.21 |
| 山西  | 196.69 | 13.73  | 11.19 | 2.13  | 9.58  | 233.32 |
| 陕西  | 208.24 | 12.86  | 15.14 | 1.51  | 10.07 | 247.81 |
| 上海  | 126.29 | 77.68  | 24.31 | 1.06  | 2.28  | 231.61 |
| 四川  | 452.10 | 57.48  | 44.86 | 2.92  | 15.74 | 573.10 |
| 天津  | 73.64  | 4.76   | 5.05  | 1.28  | 2.29  | 87.02  |
| 西藏  | 16.86  | 1.41   | 1.79  | 0.03  | 0.07  | 20.16  |
| 新疆  | 122.45 | 11.04  | 12.74 | 10.10 | 14.49 | 170.81 |
| 云南  | 256.89 | 23.73  | 21.21 | 2.45  | 10.76 | 315.04 |
| 浙江  | 298.69 | 58.95  | 44.26 | 8.50  | 17.92 | 428.31 |
| 重庆  | 161.74 | 41.67  | 18.77 | 0.64  | 6.44  | 229.25 |

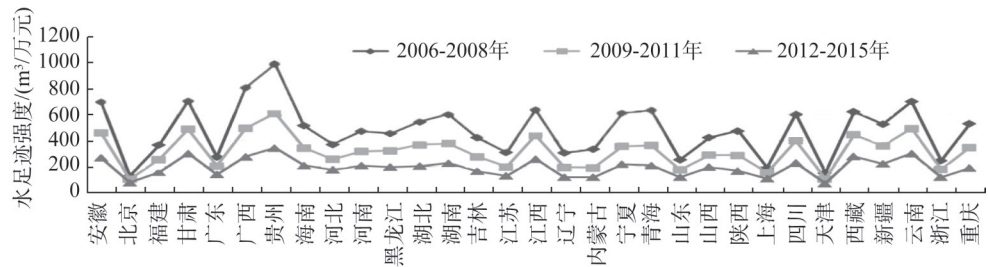


图1 2006-2015年我国水足迹强度变化趋势

Fig. 1 The change trend of China's water footprint intensity during 2006-2015



济发展对降低水足迹强度具有一定的积极作用，但随着水足迹强度下降难度的增加，这种积极作用在一定程度上被掩盖。

2.1 探索性空间数据分析

在空间计量分析中首先需利用ESDA方法进行空间自相关性检验。借鉴Anselin<sup>[12]</sup>的做法，本文通过全局莫兰指数并结合LISA图对水足迹强度的空间集聚效应进行验证，结果如表4所示。可以看出，在研究期内中国各省市水足迹强度的Moran's *I*指数均在1%的水平上显著为正，换句话说，水足迹强度在空间上体现为高高集聚或低低集聚的地理特征，并非完全随机分布。因此，在中国水足迹强度的研究中不能忽视客观存在的地理空间分布因素。

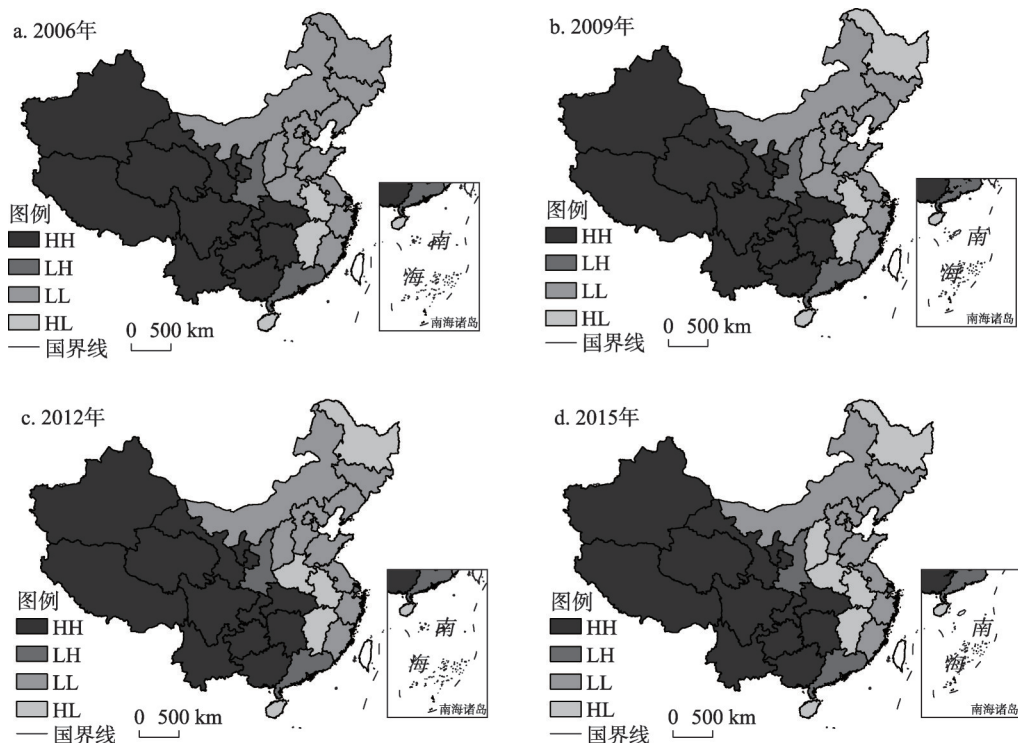
表4 中国水足迹强度变化的全局自相关Moran's *I*指数值

Table 4 Global autocorrelation Moran's *I* reference value of water footprint intensity changes in China

| 年份   | <i>I</i> | <i>E(I)</i> | <i>z</i> | <i>P-value</i> * | 年份   | <i>I</i> | <i>E(I)</i> | <i>z</i> | <i>P-value</i> * |
|------|----------|-------------|----------|------------------|------|----------|-------------|----------|------------------|
| 2006 | 0.475    | -0.033      | 4.295    | 0.000            | 2011 | 0.441    | -0.033      | 3.982    | 0.000            |
| 2007 | 0.472    | -0.033      | 4.268    | 0.000            | 2012 | 0.432    | -0.033      | 3.924    | 0.000            |
| 2008 | 0.482    | -0.033      | 4.329    | 0.000            | 2013 | 0.427    | -0.033      | 3.858    | 0.000            |
| 2009 | 0.465    | -0.033      | 4.172    | 0.000            | 2014 | 0.396    | -0.033      | 3.584    | 0.000            |
| 2010 | 0.474    | -0.033      | 4.239    | 0.000            | 2015 | 0.382    | -0.033      | 3.462    | 0.001            |

为了弥补全局莫兰指数同质性假定带来的局限性，有必要进一步通过局部莫兰指数探讨省域间的聚类状况<sup>[13]</sup>。如图2所示，我国水足迹强度LISA聚类图主要分为高高聚类型（HH）、低高聚类型（LH）、低低聚类型（LL）以及高低聚类型（HL）四种空间集聚方式。高高聚类型指的是水足迹强度高值区相互集聚的空间类型，低高聚类型指的是本区域的水足迹强度相对较低、其相邻省域的水足迹强度相对较高、从而形成中间低四周高的闭合状态，低低聚类型指的是本区域与相邻区域水足迹强度均比较低的空间分布情况，而高低聚类型则指的是本区域水足迹强度相对较高、但被周边低值区包围的聚类方式。可以看到，高高聚类型和低低聚类型是我国水足迹强度的主要聚集模式，高高模式主要分布在西北和西南地区，这些区域共同形成了水足迹强度“高值俱乐部”，其空间范围基本保持稳定，水资源利用效率相对较差，但随着近年来西部大开发战略的实施，西部地区在经济方面取得了长足发展，其水资源利用效率不断提升；低低聚类型主要分布在我国华北、华东以及东北地区，近年来，该区域范围有逐步萎缩状态，从2006年的14个变为2015年的9个；属于低高聚类型的有广东省和陕西省，该区域水资源利用效率较高，但容易受周边区域负向效应的影响而有所减弱；处于高低聚类型的安徽省、江西省以及海南省则具有有利的“被扩散”的区位优势，需要加强与周边水足迹强度较低省份的联系，借鉴其先进技术，提高水资源利用效率。

以上研究对我国水足迹强度的空间分布特征进行了探讨，这种空间分布并非一成不变，而是随着时空演变而不断发生变化。因此，本文将研究时段细分为三个区间，采用时空跃迁测度法进行深入分析，具体跃迁类型主要包括以下四种情况。类型Ⅰ：本省域主动发生跃迁而相邻省域未发生变化的情况，LL→HL、LH→HH、HH→LH、HL→LL等都属于这种跃迁类型；类型Ⅱ：本省域在相邻省域发生跃迁的情况下仍然保持原有状态，如LL→LH、LH→LL、HH→HL、HL→HH等；类型Ⅲ：本省域与相邻省域都发生



注：本图基于国家测绘地理信息局标准地图服务网站下载的审图号为GS(2016)2893的标准地图制作，底图无修改。

图2 2006-2015年中国水足迹强度LISA集聚分布图

Fig. 2 LISA concentration distribution map of China's water footprint intensity during 2006-2015

了跃迁，如LL→HH、LH→HL、HH→LL、HL→LH；类型Ⅳ：本省域与相邻省域均未发生跃迁，具体跃迁类型划分如表5所示。可见，我国大部分省域都属于第四种跃迁类型，说明我国水足迹强度空间结构变化具有一定的路径依赖特征，而类型Ⅲ在研究期内并未出现，进一步验证了非典型性的特征。具体而言，黑龙江、河南、山西等省份受自身水足迹强度的影响分别于2006-2009年、2010-2012年、2013-2015年主动发生跃迁，由LL聚集型转变为HL聚集型，主要与这些省份经济发展速度放缓有关。而山东和内蒙古则受上述三个省份跃迁的影响被更多的水足迹强度较高省份所包围，被动从LL聚集型向LH聚集型转变，从而使LL聚集型急剧萎缩；相反，重庆则由于自身经济发展较快主动由HH象限跃迁至LH象限，但空间溢出效应的存在使其水资源利用效率极易受周边地区的影响，未来水足迹强度可能处于不稳定状态。

## 2.2 水足迹强度驱动因素的空间效应分析

通过ESDA检验可以得出我国水足迹强度存在显著的空间关联性，所以，普通最小二乘法对区域间相对独立的假设不再满足分析需求<sup>[14]</sup>，需要引入空间模型进行回归估计，如表6所示。可以发现，不论是临近空间权重矩阵、地理距离空间权重矩阵还是经济距离空间权重矩阵，其估计结果具有高度一致性且均通过了显著性检验，以临近空间权重矩阵 $W'$ 估计结果为例：人口数量对水足迹强度有正向影响，人口数量每增加1%，水足迹强度将相应地增加17.588%，相较于其他解释变量而言，人口数量对水足迹强度的影响程度最大，说明人口数量仍然是当前中国水足迹强度的一个主要驱动因子，且随

表5 2006-2015年中国水足迹强度跃迁类型

Table 5 The type of water footprint intensity transition in China during 2006-2015

| 跃迁类型 | 时间划分       |    |    |    |     |                      |    |    |    |     |               |    |     |    |    |
|------|------------|----|----|----|-----|----------------------|----|----|----|-----|---------------|----|-----|----|----|
|      | 2006-2009年 |    |    |    |     | 2010-2012年           |    |    |    |     | 2013-2015年    |    |     |    |    |
| 类型Ⅰ  | LL→HL: 黑龙江 |    |    |    |     | LL→HL: 河南; HH→LH: 重庆 |    |    |    |     | LL→HL: 山西     |    |     |    |    |
| 类型Ⅱ  | —          |    |    |    |     | —                    |    |    |    |     | LL→LH: 山东、内蒙古 |    |     |    |    |
| 类型Ⅲ  | —          |    |    |    |     | —                    |    |    |    |     | —             |    |     |    |    |
| 类型Ⅳ  | 北京         | 天津 | 河北 | 山西 | 内蒙古 | 北京                   | 天津 | 河北 | 山西 | 内蒙古 | 北京            | 天津 | 河北  | 上海 | 江苏 |
|      | 辽宁         | 吉林 | 上海 | 江苏 | 浙江  | 黑龙江                  | 辽宁 | 吉林 | 上海 | 江苏  | 浙江            | 安徽 | 黑龙江 | 辽宁 |    |
|      | 安徽         | 福建 | 江西 | 山东 | 河南  | 安徽                   | 福建 | 江西 | 山东 | 浙江  | 福建            | 江西 | 湖北  | 湖南 | 广东 |
|      | 湖北         | 湖南 | 广东 | 广西 | 海南  | 湖南                   | 广东 | 广西 | 海南 | 湖北  | 广西            | 山东 | 河南  | 海南 | 重庆 |
|      | 重庆         | 四川 | 贵州 | 云南 | 西藏  | 贵州                   | 云南 | 西藏 | 陕西 | 四川  | 四川            | 云南 | 西藏  | 陕西 | 贵州 |
|      | 陕西         | 甘肃 | 青海 | 宁夏 | 新疆  | 青海                   | 宁夏 | 新疆 | 甘肃 |     | 青海            | 宁夏 | 新疆  | 甘肃 | 吉林 |

着人口数量的增多水足迹强度有进一步增强趋势，未来可以考虑把控制人口数量作为降低水足迹强度的突破口。城镇化率以及对外开放程度对降低水足迹强度起积极作用，城镇化率在某种程度上能够反映一个地区的产业结构；一般而言，城镇化率越高的地区其二三产业所占比例越大，创造经济价值的能力和张力就愈大，从而使得单位水资源消耗的GDP产出率有较大提升，最终表现为城镇化率推进对降低水足迹强度的积极促进作用。对外开放程度实质上是依靠贸易形式实现生产资料的流通与共享，通过进口产品，大量水足迹从国外流入，加大了水足迹消耗的外向依赖程度，从而整体上降低了国内的水足迹消耗量。在富裕程度方面，由于人均GDP、人均GDP二次项和三次项的回归系数分别为-1.636、0.354、-0.019，满足 $\beta_1<0, \beta_2>0, \beta_3<0$ 的变化规律，说明中国水足迹强度存在“倒N型”的Kuznets曲线。为了更好地描述现阶段富裕程度对中国水足迹强度的影响，进一步测算了其拐点值，分别为3.0万元和9.3万元，也就是说，当人均GDP小于3万元时，水足迹强度随着人均GDP的增加而减少，这主要是由于随着机械化水平的提高，人们的体力劳动强度不断下降，减少了对粮食的直接消耗，因此，会在第一个拐点前出现水足迹强度的短暂下降；当人均GDP介于3万~9.3万元时，水足迹强度会随着人均GDP的增加而提高，这主要与人们的消费水平和结构发生改变、增加肉类等虚拟水含量更高的畜产品消费量有关；而当人均GDP大于9.3万元时，水足迹

表6 不同空间权重矩阵的空间杜宾模型估计结果<sup>①</sup>

Table 6 Estimation results of spatial Dubin model with different spatial weight matrices

| 变量名称           | $W^d$     | $W^s$     | $W^t$     |
|----------------|-----------|-----------|-----------|
| $x_1$          | -1.636*** | -1.590*** | -1.778*** |
| $x_2$          | 0.354***  | 0.336***  | 0.367***  |
| $x_3$          | -0.019*** | -0.018*** | -0.019*** |
| $x_4$          | -9.676*** | -7.875*** | -5.964*   |
| $x_5$          | 17.588**  | 17.991**  | 21.671**  |
| $x_6$          | -0.002*   | -0.001    | -0.003*   |
| $W \times y$   | 0.345***  | 0.668***  | 0.165     |
| 曲线类型           | 倒N型       | 倒N型       | 倒N型       |
| 拐点/(万元/人)      | 3.0和9.3   | 3.1和9.2   | 3.2和9.6   |
| Log-likelihood | -47.881   | -11.604   | 59.678    |
| $R^2$          | 0.954     | 0.959     | 0.953     |

① 注：(1) “\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示在1%、5%、10%的水平上显著；(2) 这里的拐点指的是数学意义上的极值点，即一阶导数等于零的点，由于涉及的是人均GDP三次曲线，因此共有两个极值点。



强度又会随着经济的快速增长而呈现下降趋势。通过对比表7所示的2015年中国各区域人均GDP与拐点值的远近,发现目前中国各区域在Kuznets曲线中所处的阶段差异较大,大部分地区正处于第一个拐点与第二个拐点之间,北京、上海、天津等区域已越过第二个拐点,处于水足迹强度下降阶段,而部分西部欠发达地区如贵州、甘肃、云南、西藏等区域则由于经济发展较慢仍未跨越第一个拐点,因此,需要根据不同区域的发展状况合理引导水足迹消费。此外,空间自回归系数在三种空间权重矩阵下始终为正,说明临近区域的水足迹强度与本区域水足迹强度呈正相关关系,临近区域水足迹强度的优化同样会对本区域水足迹强度产生积极影响。

表7 2015年中国各区域人均地区生产总值  
Table 7 Per capita GDP in each region of China in 2015 (万元/人)

|      |       |      |       |      |      |      |      |      |      |      |
|------|-------|------|-------|------|------|------|------|------|------|------|
| 安徽   | 北京    | 福建   | 甘肃    | 广东   | 广西   | 贵州   | 海南   | 河北   | 河南   | 黑龙江  |
| 3.48 | 10.10 | 6.41 | 2.67  | 6.41 | 3.34 | 2.67 | 3.93 | 4.04 | 3.75 | 3.96 |
| 湖北   | 湖南    | 吉林   | 江苏    | 江西   | 辽宁   | 内蒙古  | 宁夏   | 青海   | 山东   | 山西   |
| 4.76 | 4.07  | 5.07 | 8.27  | 3.50 | 6.58 | 7.17 | 4.23 | 4.01 | 6.15 | 3.54 |
| 陕西   | 上海    | 四川   | 天津    | 西藏   | 新疆   | 云南   | 浙江   | 重庆   |      |      |
| 4.74 | 9.84  | 3.55 | 10.63 | 2.96 | 4.10 | 2.75 | 7.38 | 4.84 |      |      |

3 结论与讨论

- (1) 中国水足迹强度整体呈下降趋势,从2006年的508 m<sup>3</sup>/万元下降到2015年的173 m<sup>3</sup>/万元,但地区经济发展水平的不均衡以及消费结构的不同形成了水足迹强度的差异化空间分布,总体上表现为东部低、中西部高的地理形态,其分布规律一定程度上也是中国各地区经济发展水平在空间上的映射。
- (2) 通过探索性空间数据分析对中国省际水足迹强度的时空格局演变特征进行解析发现,中国水足迹强度空间集聚效应显著且具有跃迁性,但主要以类型Ⅵ为主,其空间结构具有一定的路径依赖特征。其中,HH聚集和LL聚集型是最主要的空间聚类方式,但近年来随着黑龙江、河南等农业大省以及资源依赖性的山西等省份经济发展速度放缓,使得LL聚集型急剧萎缩,到2015年仅有9个省份属于这一集聚类型,对此需要引起重视,通过政策引导激发其经济活力,以达到降低水足迹强度的效果。此外,未来应重点关注安徽、江西、海南等HL聚集类型区的水足迹变化情况,发挥其有利的“被扩散”的区位优势,加强与周边水足迹强度较低省份的联系,借鉴其先进技术,提高水资源利用效率。
- (3) 水足迹强度驱动因素的空间效应分析结果表明,中国水足迹强度的降低一方面要通过“苦练内功”,适当控制人口的过快增长,提高城市化水平,优化产业结构,促进区域经济发展来实现。同时,基于水足迹强度“倒N型”Kuznets曲线的存在,中国当前正处于水足迹强度上升期,应及时调整农产品消费结构,降低水足迹消费量;另一方面,需要充分发挥临近地区水足迹强度优化对本区域的辐射带动作用,同时可以借助国外市场的有利优势,进一步加大对外开放程度,积极促进国际间的经济合作,以缓解国

内水足迹消费的过快增长。

### 参考文献(References):

- [1] 吴兆丹, LALL U, 王张琪, 等. 基于生产视角的中国水足迹地区间差异: “总量—结构—效率”分析框架. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(12): 85-94. [WU Z D, LALL U, WANG Z Q, et al. Regional differences of water footprints in China based on production perspective: Analysis framework of "total-structure-efficiency". China Population, Resources and Environment, 2015, 25(12): 85-94.]
- [2] 张燕, 徐建华, 吕光辉. 西北干旱区新疆水资源足迹及利用效率动态评估. 中国沙漠, 2008, 25(4): 775-780. [ZHANG Y, XU J H, LYU G H. Dynamic assessment of water footprint and utilization efficiency of Xinjiang in Arid Northwest China. China Desert, 2008, 25(4): 775-780.]
- [3] 孙才志, 刘玉玉, 陈丽新, 等. 基于基尼系数和锡尔指数的中国水足迹强度时空差异变化格局. 生态学报, 2010, 30(5): 1312-1321. [SUN C Z, LIU Y Y, CHEN L X, et al. The spatial and temporal variation pattern of Chinese water footprint based on the Gini coefficient and the SIL index. Acta Ecologica Sinica, 2010, 30(5): 1312-1321.]
- [4] 盖美, 吴慧歌, 曲本亮. 辽宁省水足迹强度差异及空间关联格局分析. 地域研究与开发, 2017, 36(1): 148-152. [GAI M, WU H G, QU B L. Analysis of water footprint intensity difference and spatial correlation pattern in Liaoning province. Regional Research and Development, 2017, 36(1): 148-152.]
- [5] HOEKSTRA A Y, CHAPAGAIN A K, ALDAYA M M, et al. The Water Footprint Assessment Manual: Setting the Global Standard. London: Earthscan, 2011.
- [6] 余灏哲, 韩美. 基于水足迹的山东省水资源可持续利用时空分析. 自然资源学报, 2017, 32(3): 474-483. [YU H Z, HAN M. Spatial and temporal analysis of water resources sustainable utilization in Shandong province based on water footprint. Journal of Natural Resources, 2017, 32(3): 474-483.]
- [7] 潘文俊, 曹文志, 王飞飞, 等. 基于水足迹理论的九龙江流域水资源评价. 资源科学, 2012, 34(10): 1905-1912. [PAN W J, CAO W Z, WANG F F, et al. Evaluation of water resource utilization in the Jiulong River Basin based on water footprint theory. Resources Science, 2012, 34(10): 1905-1912.]
- [8] 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. 自然资源学报, 2013, 28(4): 571-582. [SUN C Z, CHEN S, ZHAO L S. Spatial correlation pattern analysis of inter provincial water footprint intensity in China based on ESDA. Journal of Natural Resources, 2013, 28(4): 571-582.]
- [9] 李飞, 曾福生. 基于空间杜宾模型的农业基础设施空间溢出效应. 经济地理, 2016, 36(6): 142-147. [LI F, ZENG F S. Spatial spillover effects of agricultural infrastructure based on spatial Dubin model. Economic Geography, 2016, 36(6): 142-147.]
- [10] 阚大学, 吕连菊. 中国城镇化对水资源利用的影响研究: 基于水足迹视角和空间动态面板数据. 上海经济研究, 2017, (12): 37-46, 84. [KAN D X, LYU L J. Research on the impact of urbanization on water resources utilization in China: Based on the water footprint perspective and spatial dynamic panel data. Shanghai Economic Research, 2017, (12): 37-46, 84.]
- [11] 朱启荣, 杨琳, 刘璇. 中国出口贸易的水足迹与贸易结构优化研究. 数量经济技术经济研究, 2016, 33(12): 42-60. [ZHU Q R, YANG L, LIU X. Study on the water footprint and trade structure optimization of China's export trade. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2016, 33(12): 42-60.]
- [12] ANSELIN L. Local indicators of spatial association-LISA. Geographical Analysis, 1995, 27(2): 93-115.
- [13] 吴慧歌. 辽宁省水资源利用效率及其空间关联格局研究. 大连: 辽宁师范大学, 2017. [WU H G. Water resources utilization efficiency and spatial correlation pattern in Liaoning province. Dalian: Liaoning Normal University, 2017.]
- [14] 雷玉桃, 苏莉. 中国水足迹强度区域差异的空间分析. 生态经济, 2016, 32(8): 29-35. [LEI Y T, SU L. Spatial analysis of regional differences in water footprint intensity in China. Ecological Economics, 2016, 32(8): 29-35.]

## The spatial correlation pattern of water footprint intensity and its driving factors in China

ZHANG Fan-fan<sup>1</sup>, ZHANG Qi-nan<sup>2</sup>, LI Fu-duo<sup>3</sup>, FU Hui-yi<sup>1</sup>, YANG Xing-hong<sup>1</sup>

(1. School of Management of Guizhou University, Guiyang 550025, China; 2. School of Economics, Central South University of Forestry and Technology, Changsha 410004, China; 3. Institute of Agricultural Resources and Agricultural Zoning, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Beijing 100081, China)

**Abstract:** Shortage of water resources has become an important factor that restricts economic and social development. It is of great theoretical and practical significance to examine the current situation of water resources utilization and explore the effective driving force for sustainable development of water resources. Based on the water footprint perspective, this paper calculates the water footprint intensity of 31 provinces in China from 2006 to 2015 respectively. The spatial data analysis (ESDA) is used to examine the evolution of space-time pattern. Considering the rough nature of the spatial description of the method, the spatial Dubin model is introduced to refine and with the help of the model, we analyse the influencing factors. The result shows that the spatial agglomeration effect of water footprint intensity in China is significant and with transition, however, it is mainly based on type VI, and its spatial structure has a certain path dependence. Currently, population quantity is still a major driving factor of water footprint intensity in China, while the urbanization rate and the degree of opening to the outside world play an active role in reducing the water footprint strength. There is an "inverted N" Kuznets curve in China's water footprint intensity. In most provinces, the intensity of water footprint is between the first and second inflection points. Beijing, Tianjin, and Shanghai have crossed the second inflection points, and they are in the stage of the decline of footprint intensity, while some of the underdeveloped areas in the western region have not crossed the first turning point.

**Keywords:** water footprint intensity; exploratory spatial data analysis; space-time transition measure method; spatial Dubin model