

海河流域作物水分敏感系数空间分布

李小娟, 佟玲^{*}, 康绍忠

(中国农业大学中国农业水问题研究中心, 北京 100083)

摘 要: 作物水分敏感系数是指导有效灌溉和优化配水的关键参数, 研究其空间分布格局对流域水资源优化配置具有重要作用。该文通过空间统计建模, 利用探索性空间数据分析技术, 分别基于 Moran'I 统计量、Moran 散点图以及空间关联局域指标 (local indicators of spatial association, LISA) 对作物水分敏感系数 (K_y) 进行全局、局部空间自相关分析, 探索 K_y 在流域内的空间分布格局。结果表明, K_y 在流域空间上呈现出东部平原地区较大, 西部及北部山地较小的趋势, 其值在 0.749~1.668 变化。 K_y 总体上存在显著的空间正相关关系 (Moran'I 为 0.6009~0.6077, 且 $p < 0.0001$), 而且呈现明显的空间集聚特征: 高-高集聚区位于北京、天津等东部平原地区, 低-低集聚区位于承德、秦皇岛和大同等北部和西部山地, 高-高和低-低集聚类型区占据整个流域的 80%, 其中约有一半表现显著 ($p < 0.05$), 而低-高和高-低集聚区仅有少数; K_y 空间自相关程度随距离的增加而减弱, 在距离为 240~280 km 时自相关系数接近于 0。总之, K_y 形成以东部平原地区为“高敏感核心区”, 逐渐向西部及北部山地发散并降低的核心-边缘空间分布格局。研究结果可为该地区节水灌溉和水资源优化配置提供指导。

关键词: 空间变异测定, 流域, 水资源, 作物水分敏感系数, 探索性空间数据分析, 空间自相关分析

doi: 10.3969/j.issn.1002-6819.2013.14.011

中图分类号: S161.3

文献标志码: A

文章编号: 1002-6819(2013)-14-0082-08

李小娟, 佟玲, 康绍忠. 海河流域作物水分敏感系数空间分布[J]. 农业工程学报, 2013, 29(14): 82—89.

Li Xiaojuan, Tong Ling, Kang Shaozhong. Spatial pattern of crop water sensitive coefficient in Haihe Basin[J]. Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering (Transactions of the CSAE), 2013, 29(14): 82—89. (in Chinese with English abstract)

0 引 言

海河流域是中国重要的农业生产基地之一, 冬小麦是该流域内主要的粮食作物, 但由于水资源极度紧缺, 且 70% 以上的年降水量主要集中在 6—9 月份, 导致冬小麦生长期主要依赖灌溉, 严重缺水制约了冬小麦的生产^[1]。因此, 如何提高农业灌溉用水效率和效益, 以较少的水资源量生产出较多的粮食就显得尤为重要。作物水分敏感系数 K_y (又称产量反应系数) 是实施有效灌溉和优化配水的重要基础, 其值可由相对减产 (1- Y_a/Y_m) 与相对缺水 (1- ET_a/ET_m) 线性关系的斜率获得, 其中 ET_m 、 Y_m 分别表示充分灌溉处理的耗水量和产量, ET_a 、 Y_a 分别表示不同亏水处理耗水量及产量。联合国

粮农组织 (Food and Agriculture Organization, FAO)^[2] 给出了十几种不同作物 K_y 值, 其中冬小麦、春小麦、玉米、棉花全生育期 K_y 值分别为 1.0、1.15、1.25 及 0.85。特定水管理条件下单点尺度的不同作物 K_y 已有较多研究, 包括冬小麦^[3-5]、玉米^[5-8]、棉花^[8-10] 及其它作物^[11-12] K_y 的研究, 不同研究的作物 K_y 值有较大差异, 如冬小麦 K_y 值在 0.78~1.56, 玉米 K_y 值为 0.76~1.46, 而棉花 K_y 值为 0.78~0.92。然而这些研究仅局限于单点尺度上, 不同地域 K_y 主要受到气象及土壤等环境条件的影响^[3,5,13], 使得 K_y 存在明显的空间变异。因此为了拓宽其应用范围, 需要将 K_y 从点向面尺度进行扩展, 进一步研究 K_y 空间分布特征和时空分布格局, 有关这方面的研究还鲜有报道。

探索性空间数据分析 (exploratory spatial data analysis, ESDA) 是 1 种比较合理和成熟的空间数据分析方法, 它能有效的描述空间数据间的联系和关联性, 功用上大致分为 2 类: 一类是全局空间自相关, 用全局空间自相关统计量 (一般为 Moran'I 和 Geary 系数) 测度, 描述空间数据在整体空间上的平均关联程度; 另一类是局部空间自相关, 采用局部空间自相关统计量, 如空间关联局域指标 (local indicators of spatial association, LISA)、局

收稿日期: 2012-11-23 修订日期: 2013-06-27

基金项目: 国家高技术研究发展计划 (863) 课题 (2011AA100502); 公益性行业项目 (农业) (201203077); 国家科技计划课题 (2012BAD08B04)

作者简介: 李小娟 (1985—), 女, 广西人, 博士生, 主要从事节水灌溉理论与新技术研究。北京 中国农业大学中国农业水问题研究中心, 100083。Email: lxjcau@163.com

*通信作者: 佟玲 (1979—), 女, 辽宁人, 博士, 副教授, 主要从事节水灌溉理论与新技术研究。北京 中国农业大学中国农业水问题研究中心, 100083。Email: tongling2001@cau.edu.cn。农业工程学会会员: 佟玲 (E040100024M)

部 G 统计和 Moran 散点图, 进一步分析空间数据在局部空间上所表现出的关联程度和分布格局^[14-15]。目前, ESDA 分析技术在诸多领域已逐渐得到应用, 如区域经济差异^[16-19]、人口^[20-22]、土地利用^[23-25]、生态环境^[26-28]、公共健康^[29-31]以及其他领域^[32-34]的应用研究。但在农业用水方面研究较少。操信春^[35]等利用 ESDA 技术分析了中国省际水平水分生产率的空间集聚特征。熊佳^[36]等基于全国行政区研究了灌溉水利用效率的不同尺度空间自相关特征及其空间分布格局。实际上, 当一个子域的作物对水分亏缺较敏感时, 其周边地区作物对水分敏感的可能性也较大, 即具有空间关联性 (也称空间自相关), 需要进一步探究作物水分敏感系数的空间分布格局, 而相关研究尚未见报道。本文利用空间统计建模和 ESDA 技术, 通过全局和局部空间自相关分析, 探索海河流域主要作物冬小麦水分敏感系数隐含的空间关联性, 分析其区域差异及空间分布格局, 为该地区节水灌溉和水资源优化配置提供指导。

1 材料与方法

1.1 研究区域

海河流域地处华北平原, 位于 $112^{\circ}\sim 120^{\circ}\text{E}$ 、 $35^{\circ}\sim 43^{\circ}\text{N}$, 流域总面积 31.82 万 km^2 , 其中山区、平原面积分别占 60% 和 40%。流域水资源总量 372 亿 m^3 , 人均与亩均水资源占有量分别仅为 305 及 225 m^3 , 在全国各大流域中是最低的。流域以不足全国 1.3% 的水资源量, 担负着占全国 10% 的人口、11% 的耕地、13% 的 GDP 用水任务, 水资源供需矛盾日益突出^[37]。

1.2 数据及来源

获得了海河流域数字高程模型 (DEM) 和行政区划图 (来源于国家基础地理信息中心); 收集了流域内 157 个气象站近 50 a 的日气象数据 (包括平均最高气温、平均最低气温、平均相对湿度、日照时数、平均风速、降水等) 及地理坐标 (由国家气象信息中心提供); 收集了流域内 14 个试验站冬小麦非充分灌溉试验资料 (包括不同年份充分供水处理和不同水分亏缺处理的产量、耗水量数据, 土壤水分状况等), 包括望都、临西、藁城、临县、石马、滹沱河、南皮、禹城、栾城、新乡、天津、北京、岔河嘴、辉县站。DEM 及站点分布见图 1。

1.3 K_y 的确定

K_y 根据下式确定^[2]

$$\left(1 - \frac{Y_a}{Y_m}\right) = K_y \left(1 - \frac{ET_a}{ET_m}\right) \quad (1)$$

式中, ET_m 、 ET_a 分别表示充分灌溉处理和亏水处理耗水量, mm; Y_m 、 Y_a 分别表示充分灌溉处理和亏水处理的产量, $\text{kg}/667\text{m}^2$ 。

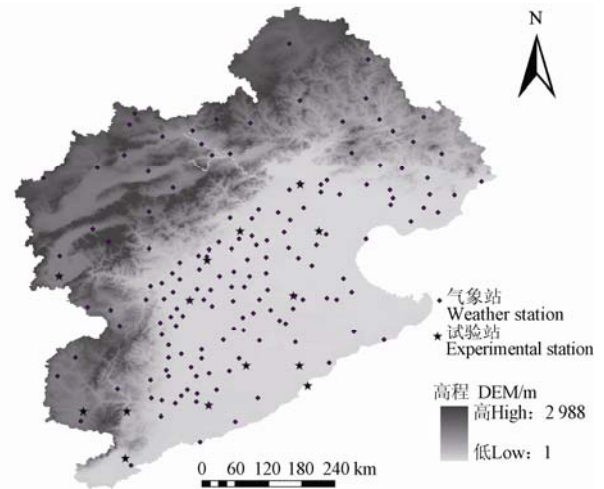


图 1 海河流域 DEM 及气象站、试验站分布图

Fig.1 DEM and location of experimental and meteorological stations in Haihe Basin

基于不同站点田间实测资料和气象数据分别确定 K_y 和 ET_0 值, 其中 ET_0 采用 Penman-Monteith 公式^[38]计算, 获得了两者之间的经验函数关系, 即 $K_y = 0.6994 + 0.0049e^{0.0077ET_0}$ ^[39], 对于缺乏灌溉试验资料的站点, 只要获得气象数据, 即可通过所建立的经验函数关系确定 K_y 值^[13,39]。此外, 干旱年、平水年和湿润年的确定见文献^[39]。

1.4 空间统计分析

1.4.1 空间关联全局指标

全局空间自相关是对变量的整体分布状况的描述, 可以衡量区域之间整体上的空间关联与空间差异程度, 常用的判定指标是 Moran'I 统计量, 其计算公式如下^[15]

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \times (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \times \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \quad (2)$$

式中, X_i 表示位置 (区域) i 的观测值, 本文指 K_y 值; \bar{X} 为 X_i 的平均值; n 为样本点数; W_{ij} 表示空间邻接权重矩阵, $W_{ij}=1$ 代表区域 i 与 j 相邻, $W_{ij}=0$ 代表区域 i 与 j 不相邻。Moran'I 值介于 -1 到 1 之间, 大于 0 为正相关, 小于 0 为负相关。采用标准化统计量 Z 来对 Moran' I 结果进行显著性检验, Z 的计算式为^[15]

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{VAR(I)}} \quad (3)$$

式中, $E(I)$ 为数学期望值, $VAR(I)$ 为 I 的方差。给定显著性水平 ($\alpha=0.05$), 计算标准化 Z 值的显著性检验值 p 值, 若 p 值小于 0.05, 则空间自相关显著, 反之不显著。当 Moran's I 显著且为正, 表示作物水分敏感系数较大 (或较小) 的区域在空间上显著集聚, 值越趋近于 1, 总体空间差异越小; 当 Moran's I 显著且为负, 表示区域与周边地区的作物水分敏感系数具有显著的空间差异, 值越趋近于 -1, 总体空间差异越大。

1.4.2 空间关联局域指标

1) Moran 散点图

Moran 散点图描述变量与其空间滞后因子之间的相关关系。Moran 散点图 4 个象限分别对应 4 种类型的局部空间联系形式: 第一象限 (高-高, H-H), 表示高属性值的区域单元被同是高值的区域所包围; 第二象限 (低-高, L-H), 表示低属性值的区域单元被高值的区域所包围; 第三象限 (低-低, L-L), 表示低属性值的区域单元被同是低值的区域所包围; 第四象限 (高-低, H-L), 表示高属性值的区域单元被低值的区域所包围; “H-H” 和 “L-L” 类型为正的空间自相关, 表示相似属性值之间的空间联系, 存在集聚, 而 “L-H” 和 “H-L” 类型为负的空间自相关, 表示不同属性值之间的空间联系, 存在空间异常; 若属性值均匀分布在 4 个类型, 则表示属性值在局部空间不存在空间自相关^[14-15]。

2) 空间关联局域指标 (LISA)

Moran 散点图直观显示了单个区域与周围区域属性值的相关关系, 但不能显示局部空间相关的显著性, 而 LISA 可以弥补这一不足。采用被普遍应用的 Local Moran's I_i 作为 LISA^[14-15]

$$I_i = \frac{(X_i - \bar{X})}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \sum_{j=1}^n W_{ij} \times (X_j - \bar{X}) \quad (4)$$

把 Moran 散点图与 LISA 显著性水平结合在一起, 即得 LISA 显著性水平图。

2 结果与讨论

2.1 K_y 的空间差异分布

冬小麦 K_y 存在空间变异, 呈现出从西部及北部山地向东部平原呈递增的趋势, 干旱、平水和湿润年 K_y 在空间上变化范围分别为 0.783~1.668、0.760~1.460、0.749~1.293, 整个流域平均值分别为 1.120、1.031 和 0.964。其空间分布图及在不同地区间的差异见文献^[39], 所获得的 K_y 结果与前人的研究结果有所差异, 比如 Sezen and Yazar (2006)

的 1.01^[4]、Doorenbos and Kassam (1979) 的 1.0^[2] 以及 Dehghanisanij 等 (2009) 的 1.03~1.22^[10], 这可能是因为不同研究区域环境条件的差异如气象因素造成的。将获得的 K_y 空间数据依据相似性最大的数据分在同一级而差异性最大的数据分在不同级的原则, 即根据各县 K_y 值从小到大排列, 第 1 分位数以前为第 1 级, 即低 K_y 区, 第 1 分位数到第 2 分位数之间为第 2 级, 即较低 K_y 区, 第 2 分位数到第 3 分位数之间为第 3 级, 即较高 K_y 区, 第 3 分位数以后为第 4 级, 即高 K_y 区。据此做 K_y 的四分位图, 将海河流域县域 K_y 值划分为 4 种不同的类型, 在干旱年, 低 K_y 区、较低 K_y 区、较高 K_y 区和高 K_y 区对应的 K_y 范围分别为 <0.968、0.968~1.081、1.081~1.270 和 >1.270; 在平水年为 <0.919、0.919~1.010、1.010~1.147 和 >1.147; 而在湿润年, 为 <0.879、0.879~0.949、0.949~1.048 和 >1.048。

2.2 K_y 空间自相关分析

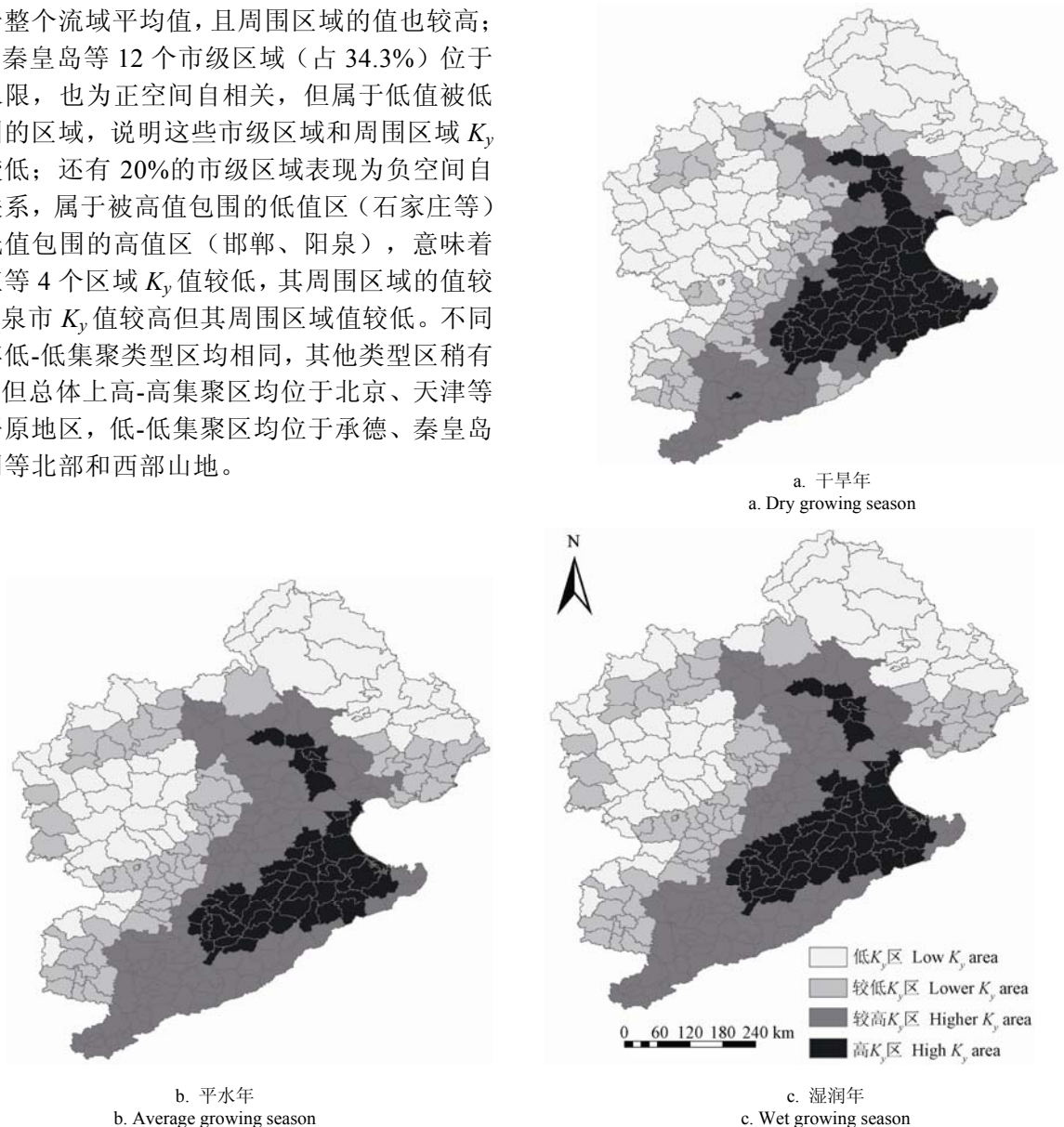
以市级行政区为区域单元, 分析海河流域市级行政区的冬小麦水分敏感系数在整个流域内以及局部区域内的平均关联和差异程度。表 1 列出了干旱、平水和湿润年作物水分敏感系数的全局 Moran's I 指数及其检验结果。3 个水平年的全局 Moran's I 均为正值 (0.6009、0.6058、0.6077) 且检验结果高度显著 ($p < 0.0001$)。表明 K_y 总体上存在显著的空间正相关关系, 不是随机分布的, 并呈现明显的空间集聚特征。

表 1 作物水分敏感系数的全局 Moran's I 及其检验
Table 1 Moran's I test for K_y of dry, average and wet typical growing seasons

水平年 Typical growing season	Moran's I	$E(I)$	Z	p 值 p -value
干旱年 Dry	0.6009	-0.0294	4.6482	0.0001
平水年 Average	0.6058	-0.0294	4.6264	0.0001
湿润年 Wet	0.6077	-0.0294	4.7018	0.0001

图 3 给出了作物水分敏感系数 K_y 的 Moran 散点图, 该图不仅可以可视化全局空间自相关性, 其回归线的斜率即为全局 Moran's I 的值, 还可以反映出局域的空间不稳定性, 其 4 个象限分别对应 4 种不同的局部空间联系。可见大多数市级区域落在第一、第三象限, 表现为显著的正空间自相关, 属于高-高集聚和低-低集聚类型。以干旱年为例, 高值被高值包围的高-高 (H-H) 集聚区有 16 个市级区域 (占 45.7%), 包括北京、天津等市, 为正空间自相关, 表明这些地区 K_y 值较高,

均高于整个流域平均值,且周围区域的值也较高;唐山、秦皇岛等 12 个市级区域(占 34.3%)位于第三象限,也为正空间自相关,但属于低值被低值包围的区域,说明这些市级区域和周围区域 K_y 值都较低;还有 20%的市级区域表现为负空间自相关关系,属于被高值包围的低值区(石家庄等)和被低值包围的高值区(邯郸、阳泉),意味着石家庄等 4 个区域 K_y 值较低,其周围区域的值较高,阳泉市 K_y 值较高但其周围区域值较低。不同水平年低-低集聚类型区均相同,其他类型区稍有差异,但总体上高-高集聚区均位于北京、天津等东部平原地区,低-低集聚区均位于承德、秦皇岛和大同等北部和西部山地。



注: K_y 区根据四分位数划分。

Note: K_y area was divided based on quartiles.

图 2 不同水平年 K_y 四分位图

Fig.2 Quartile map of K_y in three typical growing seasons

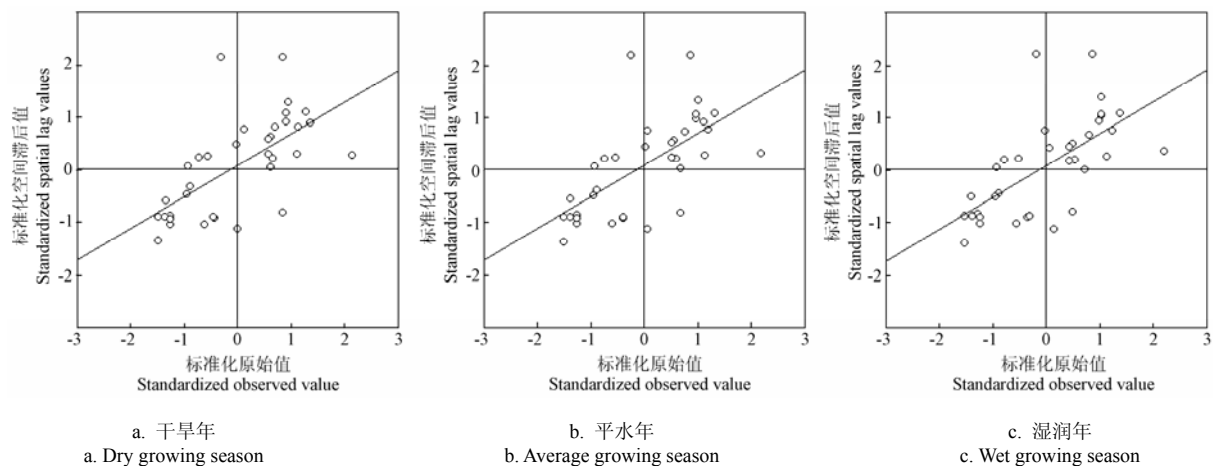
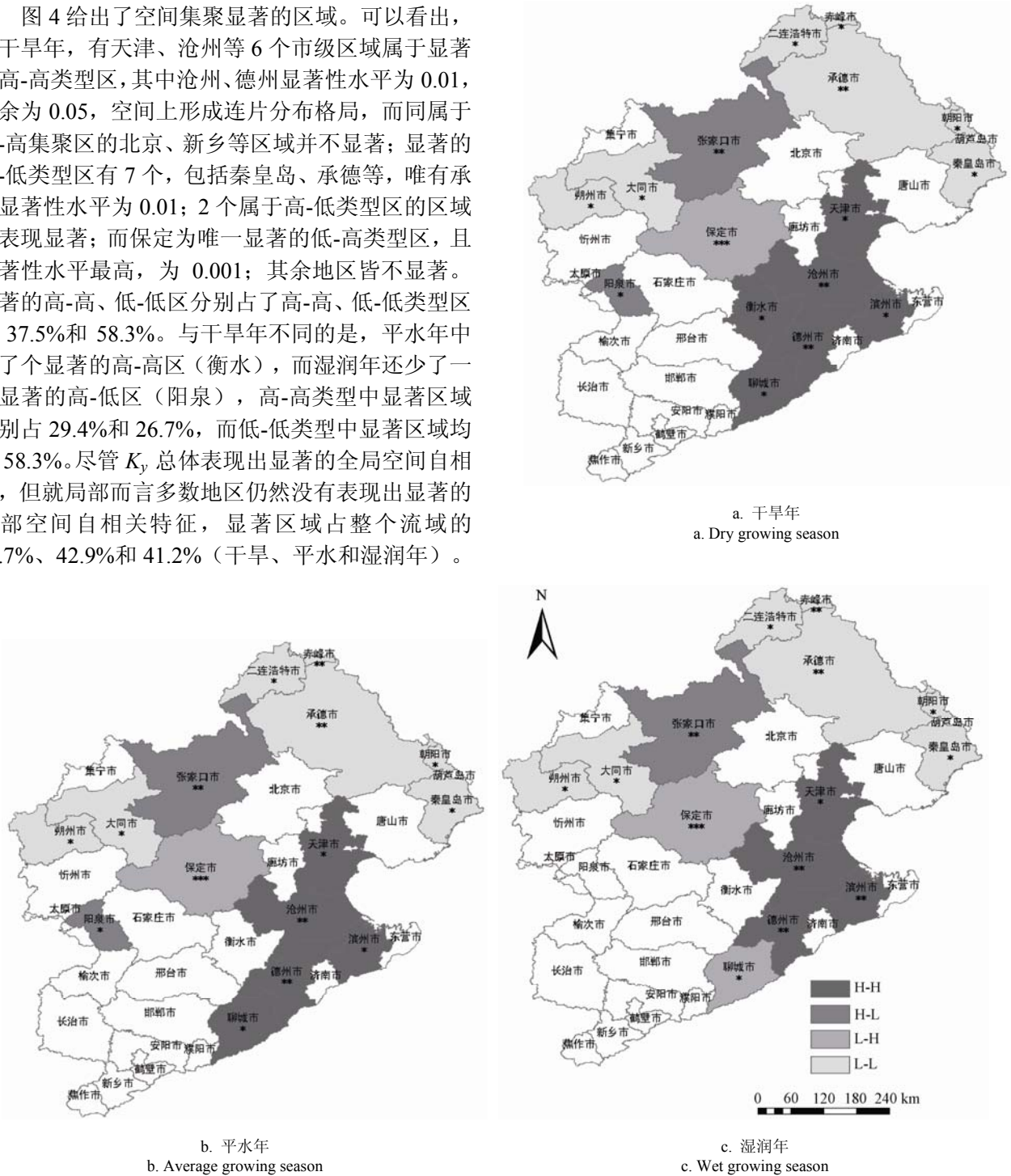


图 3 海河流域 K_y 值的 Moran 散点图

Fig.3 Moran scatterplots of K_y in Haihe Basin

图 4 给出了空间集聚显著的区域。可以看出, 在干旱年, 有天津、沧州等 6 个市级区域属于显著的高-高类型区, 其中沧州、德州显著性水平为 0.01, 其余为 0.05, 空间上形成连片分布格局, 而同属于高-高集聚区的北京、新乡等区域并不显著; 显著的低-低类型区有 7 个, 包括秦皇岛、承德等, 唯有承德显著性水平为 0.01; 2 个属于高-低类型区的区域均表现显著; 而保定为唯一显著的低-高类型区, 且显著性水平最高, 为 0.001; 其余地区皆不显著。显著的高-高、低-低区分别占了高-高、低-低类型区的 37.5% 和 58.3%。与干旱年不同的是, 平水年中少了个显著的高-高区(衡水), 而湿润年还少了一个显著的高-低区(阳泉), 高-高类型中显著区域分别占 29.4% 和 26.7%, 而低-低类型中显著区域均占 58.3%。尽管 K_y 总体表现出显著的全局空间自相关, 但就局部而言多数地区仍然没有表现出显著的局部空间自相关特征, 显著区域占整个流域的 45.7%、42.9% 和 41.2% (干旱、平水和湿润年)。



注: H-H、H-L、L-H 和 L-L 分别表示高-高、高-低、低-高和低-低集聚区; *, **, *** 分别表示显著性水平 0.05、0.01 和 0.001。
Note: H-H, H-L, L-H and L-L indicated a High-High, High-Low, Low-High and Low-Low cluster area; respectively. *, **, and *** indicated a significant level of 0.05, 0.01 and 0.001.

图 4 不同水平年 K_y 空间关联局域指标(LISA)显著性水平图

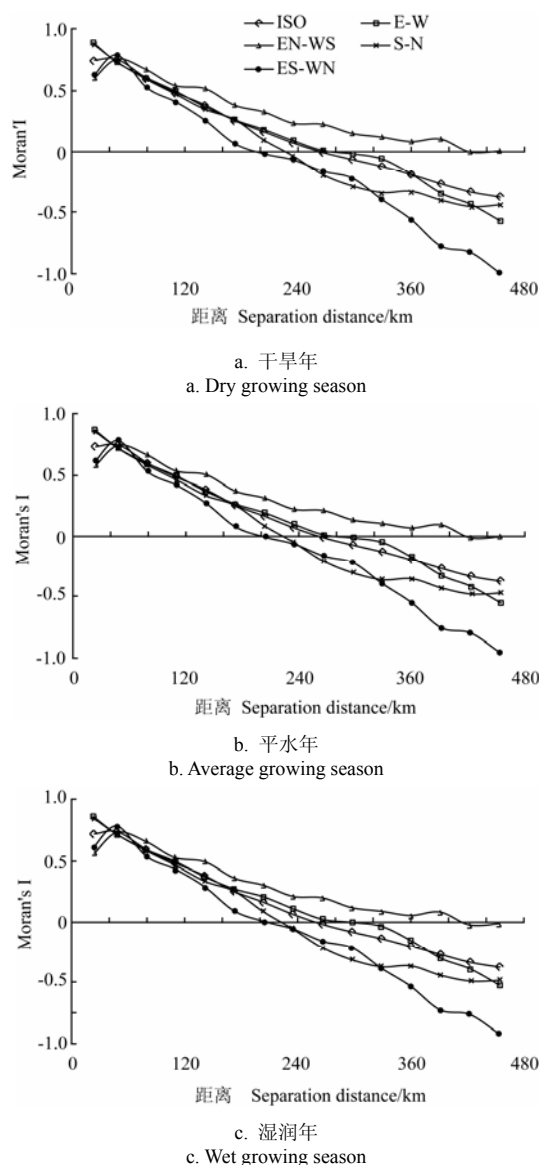
Fig.4 Local indicators of spatial association (LISA) cluster and significance map of K_y in three typical growing seasons

2.3 不同尺度 K_y 的分析

根据计算的不同方向、不同空间距离下的 Moran'I 值, 分析得到全方向上 (isotropic, ISO) 的 K_y 空间自相关系数随距离的变化, 以及 K_y 在东西 (E-W)、东北-西南 (EN-WS)、南-北 (S-N) 及东南-西北 (ES-WN) 4 个方向上的空间自相关特

征 (图 5)。由图可见, 无论是在全方向上还是 4 个不同方向上, K_y 自相关程度均随距离的增加而减弱, 其变化趋势基本一致。EN-WS 方向上, 自相关系数随着空间距离的增大而减小, 但 Moran'I 保持正值, 曲线位于其余方向的上方, 说明在该方向上 K_y 的自相关性最大, 起主要作用。除 EN-WS 方向

外，其他方向上的自相关系数在距离为 240~280 km 时接近于 0。距离小于 200 km 时，各个方向均为正的空间自相关。



注：ISO、E-W、EN-WS、S-N 和 ES-WN 分别表示全方向、东-西、东北-西南、南-北及东南-西北方向。

Note: ISO, EW, EN-WS, SN and ES-WN denoted Isotropic, east - west, northeast - southwest, south - north and east - west direction.

图 5 K_y 不同尺度自相关分析图

Fig.5 Autocorrelation analysis for K_y from different scales

作物水分敏感系数 (K_y) 反映作物对水分亏缺的敏感程度，值越大越敏感，即水分亏缺对作物产量的影响就越大。在海河流域，冬小麦 K_y 由于气候及环境条件的差异而存在空间变异，表现为从西部及北部山地向东部平原递增的趋势。空间自相关分析的结果表明冬小麦 K_y 总体上存在显著的空间正相关关系且具有明显的空间集聚特征，即冬小麦水分敏感系数高的市区在空间上成片聚集，冬小麦水分敏感系数低的市区也趋于相邻。其中， K_y 最高和高-高集聚区均位于北京、天津等东部平原地区，低

-低集聚区均位于承德、秦皇岛和大同等北部和西部山地。总的来看，流域内大部分市级行政区都位于 K_y 高-高及低-低类型区 (占 80%)，相似值集聚比较明显，属于非典型区的高-低及低-高市区在空间上无明显集中分布的态势。此外，在不同空间尺度上， K_y 自相关程度均随距离的增加而减弱，到一定距离之后将不存在自相关关系，即此时冬小麦水分敏感系数不存在空间关联性，独立随机分布。

3 结 论

本文利用探索性空间数据分析 (ESDA) 技术，通过全局 Moran'I 统计量、Moran 散点图以及空间关联局部指标 (LISA) 对 K_y 进行全局和局部空间自相关分析，研究 K_y 在流域内的空间分布格局。得到以下结论：

1) K_y 变化范围为 0.749~1.668，基于四分位图将县域 K_y 值划分为 4 种不同的类型：低 K_y 区、较低 K_y 区、较高 K_y 区和高 K_y 区。

2) 干旱、平水和湿润年全局 Moran'I 分别为 0.6009、0.6058 和 0.6077，且检验结果高度显著 ($p < 0.0001$)， K_y 总体上存在显著的空间正相关关系。

3) 高-高和低-低集聚类型区占据整个流域的 80%，其中约有一半表现显著 ($p < 0.05$)。

4) 不同方向上 K_y 空间自相关程度随距离的增加而减弱，距离达 240~280 km 时自相关系数接近于 0。

综上，海河流域冬小麦水分敏感系数形成以东部平原地区为“高敏感核心区”，逐渐向西部及北部山地发散并降低的核心-边缘空间分布格局。研究成果可为水资源的优化配置和节水灌溉提供指导。

[参 考 文 献]

- [1] Yang H, Zehnder A. China's regional water scarcity and implications for grain supply and trade. *Environment and Planning A*[J]. 2001, 33(1): 79-96.
- [2] Doorenbos J, Kassam A H. Yield response to water. United Nations Food and Agriculture Organization, Irrigation and Drainage Paper 33[M]. Rome, Italy, 1979.
- [3] Rajput G S, Singh J. Water production functions for wheat under different environmental conditions[J]. *Agricultural Water Management*, 1986, 11(3): 203-205.
- [4] Sezen S M, Yazar A. Wheat yield response to line-source sprinkler irrigation in the arid Southeast Anatolia region of Turkey[J]. *Agricultural Water Management*, 2006, 81(1/2): 59-76.
- [5] Dehghanianij H, Nakhjavani M M, Tahiri A Z, et al. Assessment of wheat and maize water productivities and production function for cropping system decisions in arid and semiarid regions[J]. *Irrigation and Drainage*, 2009, 58(1): 105-115.
- [6] Kipkorir E C, Raes D, Massawe B. Seasonal water production functions and yield response factors for maize and onion in Perkerra, Kenya[J]. *Agricultural Water Management*, 2002, 56(3): 229-240.
- [7] Oktem A. Effect of water shortage on yield, and protein and mineral compositions of drip-irrigated sweet corn in

- sustainable agricultural systems[J]. *Agricultural Water Management*, 2008, 95(9): 1003–1010.
- [8] Dağdelen N, Yılmaz E, Sezgin F, et al. Water-yield relation and water use efficiency of cotton (*Gossypium hirsutum* L.) and second crop corn (*Zea mays* L.) in western Turkey[J]. *Agricultural Water Management*, 2006, 82(1/2): 63–85.
 - [9] Yazar A, Sezen S M, Sesveren S. LEPA and trickle irrigation of cotton in the Southeast Anatolia Project (GAP) area in Turkey[J]. *Agricultural Water Management*, 2002, 54(3): 189–203.
 - [10] Dağdelen N, Başal H, Yılmaz E, et al. Different drip irrigation regimes affect cotton yield, water use efficiency, and fiber quality in western Turkey[J]. *Agricultural Water Management*, 2009, 96(1): 111–120.
 - [11] Shrestha N, Geerts S, Raes D, et al. Yield response of sugar beets to water stress under Western European conditions[J]. *Agricultural Water Management*, 2010, 97(2): 346–350.
 - [12] Lovelli S, Perniola M, Ferrara A, et al. Yield response factor to water (K_y) and water use efficiency of *Carthamus tinctorius* L. and *Solanum melongena* L[J]. *Agricultural Water Management*, 2007, 92(1/2): 73–80.
 - [13] 茆智, 崔远来, 李远华. 水稻水分生产函数及其时空变异理论与应用[M]. 北京: 科学出版社, 2003.
 - [14] 刘爱利, 王培法, 丁圆圆. 地统计学概论[M]. 北京: 科学出版社, 2012.
 - [15] 徐建华. 地理建模方法[M]. 北京: 科学出版社, 2010.
 - [16] 徐建华, 鲁凤, 苏方林, 等. 中国区域经济差异的时空尺度分析[J]. *地理研究*, 2005, 24(1): 57–68.
Xu Jianhua, Lu Feng, Su Fanglin, et al. Spatial and temporal scale analysis on the regional economic disparities in China[J]. *Geographical Research*, 2005, 24(1): 57–68. (In Chinese with English abstract)
 - [17] 孟斌, 王劲峰, 张文忠, 等. 基于空间分析方法的中国区域差异研究[J]. *地理科学*, 2005, 25(4): 393–400.
Meng Bin, Wang Jinfeng, Zhang Wenzhong, et al. Evaluation of regional disparity in China based on spatial analysis[J]. *Scientia Geographica Sinica*, 2005, 25(4): 393–400. (In Chinese with English abstract)
 - [18] 关伟, 朱海飞. 基于 ESDA 的辽宁省县际经济差异时空分析[J]. *地理研究*, 2011, 30(11): 2008–2016.
Guan Wei, Zhu Haifei. Patio-temporal analysis of inter-county economic differences in Liaoning Province based on ESDA[J]. *Geographical Research*, 2011, 30(11): 2008–2016. (In Chinese with English abstract)
 - [19] Cem E, Wilfried K. Regional disparities in the European Union and the enlargement process: an exploratory spatial data analysis, 1995–2000[J]. *The Annals of Regional Science*, 2006, 40(4): 723–765.
 - [20] Qin Zhiqin, Zhang Pingyu. Simulation analysis on spatial pattern of urban population in Shenyang City, China in late 20th century[J]. *Chinese Geographical Science*, 2011, 21(1): 110–118.
 - [21] 王国霞, 秦志琴, 程丽琳. 20 世纪末中国迁移人口空间分布格局: 基于城市的视角[J]. *地理科学*, 2012, 32(3): 273–281.
Wang Guoxia, Qin Zhiqin, Cheng Lilin. Spatial distribution of population migration in China in the 1990s[J]. *Scientia Geographica Sinica*, 2012, 32(3): 273–281. (In Chinese with English abstract)
 - [22] Andy S. Exploratory spatial data analysis of older adult migration: A case study of North Carolina[J]. *Applied Geography*, 2012, 35(1/2): 327–333.
 - [23] 郭斌, 任志远, 高孟绪. 基于 ESDA-GIS 的土地集约利用空间分异研究: 以陕西为例[J]. *测绘科学*, 2010, 35(4): 61–64.
Guo Bin, Ren Zhiyuan, Gao Mengxu. Space differentiation research of land intensive use based on ESDA-GIS taking Shaanxi as example[J]. *Science of Surveying and Mapping*, 2010, 35(4): 61–64. (In Chinese with English abstract)
 - [24] 谢花林, 刘黎明, 李波, 等. 土地利用变化的多尺度空间自相关分析: 以内蒙古翁牛特旗为例[J]. *地理学报*, 2006, 61(4): 389–400.
Xie Hualin, Liu Liming, Li Bo, et al. Spatial autocorrelation analysis of multi-scale landuse changes: A case study in Ongniud Banner, Inner Mongolia[J]. *Acta Geographica Sinica*, 2006, 61(4): 389–400. (In Chinese with English abstract)
 - [25] Chen Xiwei, Dai Erfu. Comparison of spatial autoregressive models on multi-scale land use[J]. *Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering (Transactions of the CSAE)*, 2011, 27(6): 324–331.
 - [26] 谢花林. 基于景观结构和空间统计学的区域生态风险分析[J]. *生态学报*, 2008, 28(10): 5020–5026.
Xie Hualin. Regional eco-risk analysis of based on landscape structure and spatial statistics[J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2008, 28(10): 5020–5026. (In Chinese with English abstract)
 - [27] Marín P G, Xanat A N, Jose Alberto C M, et al. Spatial patterns of soil degradation in Mexico[J]. *African Journal of Agricultural Research*, 2011, 6(5): 1109–1113.
 - [28] Chiprès J A, Larragoitia C J, Monroy M G. Exploratory and spatial data analysis (EDA–SDA) for determining regional background levels and anomalies of potentially toxic elements in soils from Catorce–Matehuala, Mexico[J]. *Applied Geochemistry*, 2009, 24(8): 1579–1589.
 - [29] Sanjeev S, Helena T, Richard L, et al. An exploratory spatial data analysis approach to understanding the relationship between deprivation and mortality in Scotland[J]. *Social Science and Medicine*, 2007, 65(9): 1942–1952.
 - [30] Theodora P, Susan J E. An exploratory spatial analysis of overweight and obesity in Canada[J]. *Preventive Medicine*, 2009, 48(4): 362–367.
 - [31] Wei T, Stuart T, Jie T. An exploratory spatial data analysis of low birth weight prevalence in Georgia[J]. *Applied Geography*, 2012, 32(2): 195–207.
 - [32] 李国平, 王春杨. 我国省域创新产出的空间特征和时空演化: 基于探索性空间数据分析的实证[J]. *地理研究*, 2012, 31(1): 95–106.
Li Guoping, Wang Chunyang. Spatial characteristics and dynamic changes of provincial innovation output in China: An investigation using the ESDA[J]. *Geographical Research*, 2012, 31(1): 95–106. (In Chinese with English abstract)
 - [33] Cassandra J G, Neelam C P, Scott G, et al. Wildland fire risk and social vulnerability in the Southeastern United States: An exploratory spatial data analysis approach[J]. *Forest Policy and Economics*, 2011, 13(1): 24–36.
 - [34] Oom D, Pereira J M C. Exploratory spatial data analysis of global MODIS active fire data[J]. *International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation*, 2013, 21: 326–340.
 - [35] 操信春, 吴普特, 王玉宝, 等. 中国灌区水分生产率及其时空差异分析[J]. *农业工程学报*, 2012, 28(13): 1–7.
Cao Xinchun, Wu Pute, Wang Yubao, et al. Analysis on

- temporal and spatial differences of water productivity in irrigation districts in China[J]. Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering (Transactions of the CSAE), 2012, 28(13): 1—7. (In Chinese with English abstract)
- [36] 熊佳, 崔远来, 谢先红. 灌溉水利用效率的空间分布特征及等值线图研究[J]. 灌溉排水学报, 2008, 27(6): 1—5. Xiong Jia, Cui Yuanlai, Xie Xianhong. Spatial distribution of irrigation water use efficiency and its isogram[J]. Journal of Irrigation and Drainage, 2008, 27(6): 1—5. (In Chinese with English abstract)
- [37] 任宪韶. 海河流域水资源评价[M]. 北京: 中国水利水电出版社, 2007.
- [38] Allen R G, Pereira L S, Raes D, et al. Crop evapotranspiration. Guidelines for Computing Crop Water Requirements[M]. United Nations Food and Agriculture Organization, Irrigation and Drainage, Paper 56. Rome, Italy, 1998.
- [39] Li X J, Tong L, Kang S Z, et al. Comparison of spatial interpolation methods for yield response factor of winter wheat and its spatial distribution in Haihe basin of north China[J]. Irrigation Science, 2011, 29(6): 455—468.

Spatial pattern of crop water sensitive coefficient in Haihe Basin

Li Xiaojuan, Tong Ling^{*}, Kang Shaozhong

(Center for Agricultural Water Research in China, China Agricultural University, Beijing 100083, China)

Abstract: The crop water production function is of importance to water resource planners. The crop water sensitivity coefficient in this study is derived from the seasonal empirical model presented by Doorenbos and Kassam (1979). The coefficient is also known as yield response factor (K_y), which is an important basis for implementing efficient irrigation and optimal water allocation. Significant disparities in K_y are well documented on spatial scales. Although many related results for K_y under the condition of specific water management have been reported in previous literature, most of the studies have been focused on the value of K_y at an individual site, and few on its spatial variation or spatial patterns. This paper begins to study based on above problem. Therefore, this research has important theoretical significance and practical value.

After determining the K_y values at the municipal level in the Haihe Basin, spatial statistical methods and exploratory spatial data analysis (ESDA) were implemented to examine the spatial pattern of K_y for winter wheat. Moran's I coefficient was used to study the global spatial autocorrelation, while Moran scatterplots and local indicators of spatial association (LISA) maps were used to study the local spatial autocorrelation of K_y . In addition, Moran's I values under different spatial directions were calculated to analyze spatial autocorrelation features in various directions including east-west (E-W), northeast-southwest (NE-SW), south-north (S-N) and southeast-northwest (SE-NW).

Results showed that the K_y of winter wheat indicated an increasing trend from the western and northern mountainous region to the eastern plain in the basin, with values in the range 0.749~1.668. The global Moran's I values for dry, average, and wet typical growing seasons were 0.6009, 0.6058, 0.6077, respectively, and all with statistically significant differences ($p < 0.0001$). This presents strong evidence of generalized, spatial autocorrelation between K_y at the global scale. The results of local spatial autocorrelation analysis revealed that K_y had a high-high (H-H) cluster in the eastern plain area including Beijing, Tianjin, etc., versus a low-low (L-L) cluster in the northern and western regions such as Chengde, Qinhuangdao, and Datong. Low-high (L-H) and high-low (H-L) clusters appeared to be rare. In addition, the total area in H-H and L-L clusters accounted for 80% of Haihe Basin, half of which exhibited statistical significance ($p < 0.05$). Moreover, the degree of spatial autocorrelation of K_y diminished with the increasing of distance at each and every direction was accordance in trend, and the autocorrelation coefficient approached zero at a distance of 240~280 km. The NE-SW direction played a dominant role in spatial autocorrelation.

In summary, the eastern plain area represents a “highly sensitive core region”, diverging and decreasing gradually towards the western and northern mountains, forming a “core-periphery” spatial pattern. The research results could present some references valuable for water-saving irrigation and water resources optimal allocation in the Haihe Basin and provide effective clues for further study in other areas.

Key words: spatial variable measurement, watersheds, water resources, crop water sensitive coefficient, ESDA, spatial autocorrelation analysis

(责任编辑: 刘丽英)