

DOI:10.13869/j.cnki.rswc.2023.03.015.

王绍业, 倪用鑫, 彭华, 等. 近20年延河流域生长季产水系数时空变化特征及影响因素[J]. 水土保持研究, 2023, 30(3): 423-429.

WANG Shaoye, NI Yongxin, PENG Hua, et al. Analysis on the Temporal and Spatial Variation Characteristics and Influencing Factors of Water Yield Coefficient in the Growth Season of Yanhe River Basin in the Past 20 Years[J]. Research of Soil and Water Conservation, 2023, 30(3): 423-429.

近20年延河流域生长季产水系数 时空变化特征及影响因素

王绍业^{1,2}, 倪用鑫², 彭华³, 吕锡芝², 魏义长¹

(1.华北水利水电大学 测绘与地理信息学院, 郑州 450046; 2.黄河水利委员会黄河水利科学研究院
河南省黄河流域生态环境保护与修复重点实验室, 郑州 450003; 3.四川省青神县河湖服务中心, 四川 眉山 620400)

摘要: [目的]流域产水系数的变化反映了降雨和下垫面变化的综合影响,研究产水系数的变化特征对流域水资源合理调控具有重要意义。[方法]以延河流域为研究区,采用一元线性回归和 Mann-Kendall 方法分析生长季产水系数的变化趋势,结合 NDVI、降雨量、暴雨日数和无雨日数 4 种产水系数影响因素进行空间聚类分析,并探究其时空变化特征。[结果]2001—2017 年延河流域生长季的产水系数呈现波动增加趋势,但增加趋势不显著,且大部分区域变化幅度相对较小,倾向率介于 $-0.017 \sim 0.031/10\text{ a}$,延河流域生长季平均产水系数空间上呈北向南、西向东逐渐增大,大部分区域存在不显著的上升趋势,西北部区域产水系数呈不显著的下降趋势,中部部分区域呈现显著的上升趋势。[结论]就变化率而言,产水系数与降雨量、暴雨日数呈正相关,与无雨日数和 NDVI 呈负相关。就多年平均值而言,平均产水系数与平均降雨量、暴雨日数 and NDVI 均呈现正相关关系,与无雨日数呈负相关关系。延河流域产水系数时空变化特征及影响因素分析可为干旱半干旱区流域水资源管理和规划提供理论支撑。

关键词: 产水系数; 时空变化; 空间聚类分析; 延河流域

中图分类号: P339

文献标识码: A

文章编号: 1005-3409(2023)03-0423-07

Temporal and Spatial Variation Characteristics and Influencing Factors of Water Yield Coefficient in the Growth Season of Yanhe River Basin in the Past 20 Years

WANG Shaoye^{1,2}, NI Yongxin², PENG Hua³, LYU Xizhi², WEI Yichang¹

(1.College of Surveying and Geo-informatics, North China University of Water Resources and Electric Power, Zhengzhou 450046, China; 2.Institute of Soil and Water Conservation, Yellow River Institute Of Hydraulic Research, Zhengzhou 450003, China; 3.Sichuan Qingshen River and Lake Service Center, Meishan, Sichuan 620400, China)

Abstract: [Objective] The change of water yield coefficient in the basin reflects the comprehensive influence of rainfall and underlying surface change. It is of great significance to study the change characteristics of water yield coefficient for reasonable regulation of water resources in the basin. [Methods] Yanhe River Basin was taken as the study area, the change trend of water production coefficient in the growth season was analyzed by using the unitary linear regression and Mann Kendall method. The spatial clustering analysis was carried out in combination with the four factors affecting the water production coefficient, namely NDVI, rainfall, rainstorm days and rainless days, and the spatiotemporal change characteristics were explored. [Results] From 2001 to 2017, the water yield coefficient in the growth season of the Yanhe River Basin showed a fluctuating increasing trend, but the increasing trend was not significant, and the change range in

收稿日期: 2022-01-04

修回日期: 2022-04-02

资助项目: 国家重点研发计划项目(2017YFA0605004); 国家自然科学基金项目(51979118); 中国博士后基金特别资助项目(2020T130235)

第一作者: 王绍业(1997—), 男, 河北辛集人, 硕士研究生, 主要从事生态水文方面的研究。E-mail: wang.shaoye@qq.com

通信作者: 吕锡芝(1986—), 男, 山东惠民人, 正高级工程师, 博士, 主要从事生态水文方面的研究。E-mail: nihulvixzhi@163.com

<http://stbcj.paperonice.org>

most regions was relatively small, with a tendency rate between 10.017/decade and 0.031/decade. The average water yield coefficient in the growth season of the Yanhe River Basin increased gradually from north to south and from west to east in space, and there was an insignificant upward trend in most regions. The water yield coefficient in the northwest region showed an insignificant downward trend, the water yield coefficient in the central part of the region showed a significant upward trend. [Conclusion] As far as the change rate is concerned, the water yield coefficient is positively correlated with rainfall and rainstorm days, and negatively correlated with rainless days and NDVI. As far as the multi-year average value is concerned, the average water yield coefficient has a positive correlation with the average rainfall, rainstorm days and NDVI, and a negative correlation with the number of rainless days. The analysis of temporal and spatial variation characteristics and influencing factors of water yield coefficient in Yanhe River Basin can provide theoretical support for water resources management and planning in arid and semi-arid regions.

Keywords: water yield coefficients; spatial and temporal variation; spatial cluster analysis; Yanhe River Basin

产水系数是指区域内水资源总量与降雨量的比值,反映了一个地区降雨转化为水资源的潜力,其主要影响因素为降雨和下垫面条件的变化。目前,随着全球气候变暖和人类活动对环境的影响加剧,水循环发生了巨大变化,直接导致了产水系数的时空变化,诱发了严峻的水资源短缺等生态环境问题^[1]。延河作为黄河中游的重要一级支流,20 世纪 90 年代以来大规模的退耕还林还草工程的实施和梯田、淤地坝等水土保持措施建设显著改变了流域的下垫面特征,导致流域产水系数以及可利用水资源量锐减,加剧了干旱半干旱区流域的缺水形势,已广泛引起政府决策部门和公众的关注。

近年来,国内外研究者对流域产水系数变化及相关影响因素进行了大量的研究。Shi 等^[2]研究了中国北方降雨对产水量的影响,结果表明海河流域山区降雨量对产水量和产水系数的影响呈线性关系。许科研等^[3]计算了黄河源区 1961 年以来年均降水资源量,分析表明黄河源区降水变化与产水系数的变化具有很好的一致性。Shi 等^[4]通过降雨等因素研究了黄淮海流域产水系数时空变化特征,结果表明产水系数和降雨量呈正相关,但相关系数受降雨特征和土地利用类型的影响较大。其他一些研究者还分析了下垫面条件(如植被覆盖和土地利用类型)和蒸散发对产水系数的影响。Lu 等^[5]评估了拉萨河流域的时空产水量变化,并通过降水、土地覆盖和归一化差异植被指数(NDVI)变化分析了其影响因素,结果表明降水和 NDVI 变化是影响拉萨河流域产水系数的主要因素。罗宇等^[6]研究了气候和植被综合影响下延河流域实际蒸散发的变化规律,植被覆盖度的作用导致了空间差异显著。

然而,以往的研究把重点放在了流域的降雨量的

变化、植被覆盖和土地利用类型变化等单因素对产水系数的影响,忽略了影响因素之间的耦合聚类互馈作用。同时,对于处于干旱半干旱区的延河流域来说,流域本身缺水严重,非生长季的降水产流很小或者几乎不产流,仅分析全年的产水系数难以准确反映下垫面等流域特征变化的影响。因此,本研究以延河流域生长季产水系数为研究对象,深入分析流域生长季产水系数的时空变化特征,利用空间聚类分析方法识别生长季降雨、暴雨日数、无雨日数、NDVI 和土地利用/覆盖等影响因素的综合影响,厘清生长季产水系数的演化特征和成因,以期为流域合理利用和管理水资源提供理论依据。

1 数据与方法

1.1 研究区域

延河是黄河中游的一级支流,位于黄河右岸、中游区上段的河口镇至龙门段,全长 286.9 km,流域面积为 7 725 km²。延河发源于靖边县天赐湾乡周山,由西北向东南,流经志丹、安塞、延安,于延长县南河沟凉水岸附近汇入黄河。流域地处黄土丘陵沟壑区,地表以黄绵土为主,气候为大陆性气候,年平均气温为 9.2℃,流域内水资源严重匮乏且分布不均,年均降水量为 500 mm 左右,生长季为 4—10 月^[6-10],约占全年降雨量 90%。

1.2 数据来源

延河流域降雨数据来源于黄河流域水文年鉴,根据流域内的 19 个雨量站的日降雨、暴雨日数、无雨日数等特征值进行反距离加权插值,得到 250 m 分辨率的栅格数据;NDVI 数据来源于美国航天局网站(NASA)的 MOD13Q1 归一化差异植被指数(NDVI)数据;产水系数为水资源总量和降水总量的比

值,水资源总量采用降水扣除实际蒸散发方法计算,实际蒸散发由彭曼公式计算。

本研究其他数据包括降雨数据和植被数据等见表 1。

表 1 数据详情

数据类型	数据描述	数据来源	时间系列
降雨量	反距离加权插值为栅格数据,空间分辨率 250 m	《黄河流域水文年鉴》延河流域 19 个站点日降雨量数据	2001—2017 年
气象数据	包括气温、相对湿度、蒸发、风向风速、日照数据	中国气象数据网 http://data.cma.cn/ 中国地面气象站 5 个站点逐日观测资料	2001—2017 年
植被数据	栅格数据,空间分辨率 250 m	美国航天局网站(NASA) https://landsweb.modaps.eosdis.nasa.gov/search/MOD13Q1 归一化差异植被指数(NDVI)数据	2001—2017 年
土地利用数据	栅格数据,空间分辨率 30 m	GlobeLand30 全球地理信息公共产品	2000 年、2010 年、2020 年三期

1.3 研究方法

1.3.1 产水系数计算 产水系数定义为区域内水资源总量与降水量的比值,考虑到延河流域暂无官方实测的水资源总量数据,因而本研究在计算产水系数时,假设年尺度上流域土壤水和地下水的蓄变量忽略不计,采用扣除流域实际蒸散发的剩余降水量作为流域水资源总量,在此基础上计算流域的产水系数:

$$WYC=\frac{RA-ET}{RA}$$

(1)

式中:WYC 表示产水系数;RA 表示降水量;ET 表示蒸散发量。

为了便于空间比较,使用公式(2)对实际产水系数进行归一化计算。

$$WYC_{norm}=\frac{WYC-WYC_{min}}{WYC_{max}-WYC_{min}}$$

(2)

式中:WYC_{norm}表示归一化产水系数;WYC 表示产水系数;WYC_{max}表示产水系数最大值;WYC_{min}表示产水系数最小值。

1.3.2 一元线性回归分析 通过 ArcGIS 栅格计算器工具,利用公式(3)计算出每个像元的趋势,来反映整个流域空间的趋势分布。本研究计算了延河流域的产水系数、暴雨日数、无雨日数、降雨量和 NDVI (归一化植被指数),共 5 种数据的倾向率。

$$Slope=\frac{n\times\sum_{i=1}^n(i\times K_i)\sum_{i=1}^ni\sum_{i=1}^nK_i}{n\times\sum_{i=1}^ni^2(\sum_{i=1}^ni)^2}$$

(3)

式中:Slope 表示时间序列的变化即倾向率,当 slope>0 时表示时间序列变化为正趋势,即随时间增长而增加,当 slope<0 时表示时间序列变化为负趋势,即随时间增长而减少;n 表示研究时间的长短,如本研究是 17 a,所以 n 为 17;i 表示研究的年份号,如本研究是从 2001 年开始,i=1 表示 2001 年,i=2 表示 2002 年,以此类推;K 表示具体研究计算的数据,本研究

K 表示产水系数等上文提到的共 5 种数据。

1.3.3 Mann-Kendall 趋势分析和检验 Mann-Kendall(M-K)可用于分析时间序列的趋势和突变,最开始是由 Mann 和 Kendall 提出,并经过不断改进和完善,是世界气象组织(WMO)推荐并已广泛使用的非参数检验方法^[11]。M-K 检验的优点是其样本不需要特定的分布,不会因为少量的异常值干扰结果,可以客观地描述样本序列的总体变化趋势。在本研究中,使用 M-K 检验方法来检验产水系数趋势的显著性,以获得更准确的趋势特征。计算过程如下:

对于具有 n 个数据的时间序列 $x_i(i=1,2,\cdots,n)$

$$S=\sum_{k=1}^{n-1}\sum_{j=k+1}^n\operatorname{sgn}(x_j-x_k)$$

$$j>k,j=2,\cdots,n;k=1,\cdots,n-1$$

(4)

其中:

$$\operatorname{sgn}(x_j-x_k)=\begin{cases}1 & x_j-x_k>0 \\ 0 & x_j-x_k=0 \\ -1 & x_j-x_k<0\end{cases}$$

(5)

S 为正态分布,其均值 0,方差为:

$$\operatorname{var}(S)=\frac{n(n-1)(2n+5)}{18}$$

(6)

当长时间序列 n>10 时,统计量 Z 的表达式为:

$$Z=\begin{cases}\frac{S-1}{\sqrt{\operatorname{var}(S)}} & S>0 \\ 0 & S=0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\operatorname{var}(S)}} & S<0\end{cases}$$

(7)

给定置信水平 α,当 |Z|≥Z_{1-α/2}时,说明时间序列存在明显的上升或下降趋势,显著性检验的置信度为 90%,95%和 99%时,Z_{1-α/2}的值分别为 1.65,1.96,2.56。

1.3.4 空间聚类分析 聚类分析是一种有效简便的信息数据处理方式,通过聚类,复杂的系统变得简单,事物的内部规律变得更加清晰^[12]。聚类分析通过把一个没有类别标记的样本集按某种相似性划分为若

干类,将相似的样本尽可能地归为一类,不相似的样本尽量划分到不同的类中,类内样本距离尽量小,而不同类之间的距离尽可能大。本研究采用欧式距离进行聚类分析,定义如下:

$$d(i,j)=\sqrt{|x_{i1}-x_{j1}|^2+|x_{i2}-x_{j2}|^2+\cdots+|x_{ip}-x_{jp}|^2} \quad (8)$$

本研究应用聚类分析功能,探究产水系数和几个影响因素的空间相关关系。

2 结果与分析

2.1 产水系数的时间变化特征

从时间变化来看(图1),2001—2017年延河流域

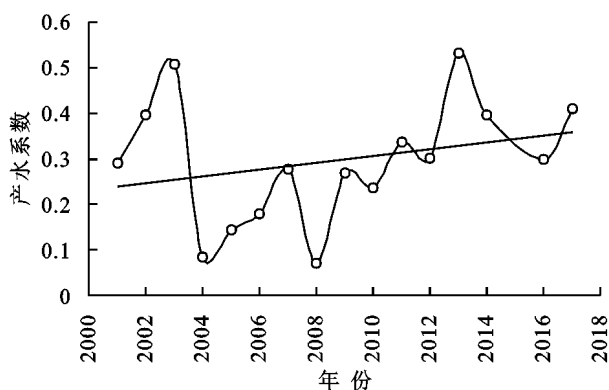
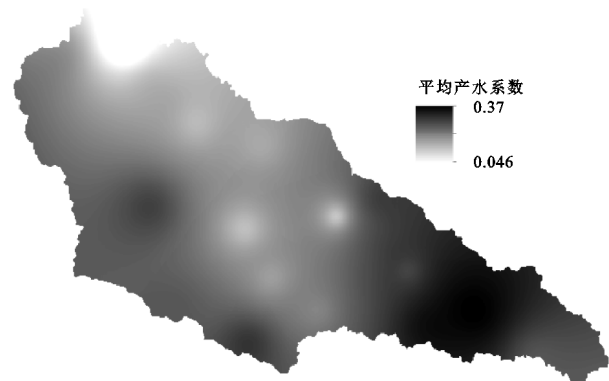


图1 产水系数时间变化趋势及空间分布

2.2 产水系数的空间变化特征

从空间上来看(图2),延河流域生长季平均产水系数北向南、西向东逐渐增大。研究区平均产水系数最小值(小于0.1)位于延河流域上游的安塞、志丹、靖边三县交界处,占总区域的1.4%,延河流域下游尤其是甘谷驿水文站以下区域的平均产水系数最大(0.3以上),占总区域的22.1%。甘谷驿水文站控制区的



生长季平均产水系数 0.05 到 0.37 之间,平均值为 0.26。延河流域平均产水系数的呈现波动增加的趋势,一元线性回归线性倾向率为 0.007 5, MK 趋势检验统计值为 1.53, 小于 0.01 显著性水平,增加趋势不显著。

从生长季产水系数时间变化趋势的空间分布上来看,大部分区域变化幅度相对较小,倾向率介于 $-0.017/10$ a 和 $0.031/10$ a 之间,最大值位于延河流域中部区域,该部分区域位于延安市宝塔区,是延安市的核心城区,2000 年以来大规模的城市开发建设改变了流域的下垫面特征,不透水区域面积增加导致径流系数显著提升,是产水系数增加的主导因素。

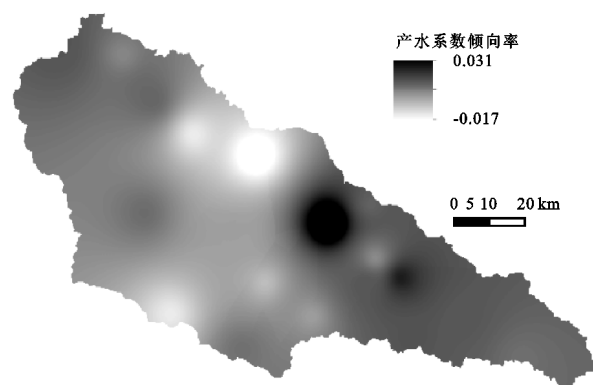


图1 产水系数时间变化趋势及空间分布

大部分流域的生长季平均产水系数介于 0.2~0.3, 占总区域的 69%。延河流域的生长季平均产水系数绝大部分区域存在不显著的上升趋势,流域西北部部分地区产水系数呈不显著的下降趋势,流域中部延安市宝塔区的部分区域呈现显著的上升趋势,平均产水系数的变化趋势反映了城市建设等不同土地利用类型转变的综合影响。

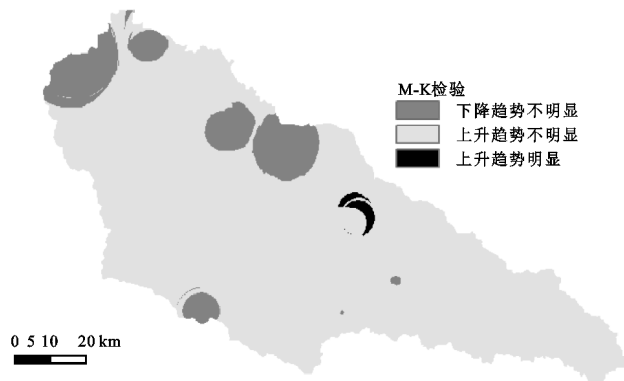


图2 产水系数空间变化特征及趋势检验

2.3 产水系数影响因素分析

为揭示产水系数变化影响因素的耦合影响,本研究选择降雨量、暴雨日数、无雨日数、NDVI 等 4 因素和归一化产水系数的变化率进行空间聚类分析(图3)。结果表明延河流域大部分区域的无雨日数和

NDVI 均呈现不同程度的增加趋势,耦合降雨量和暴雨日数的不同变化率导致了产水系数变化率的空间差异。

为探究聚类分析的 5 类区域各因素变化率对产水系数变化率的影响差异,将各因素的倾向率作为自

变量,将归一化产水系数的倾向率作为因变量构造相关散点图(图 4)。结果表明,聚类分析的 1 到 4 类地区的产水系数和降雨量与暴雨日数的相关性虽然不一致,但都随着横坐标的增大,产水系数负趋势逐渐减小,说明降雨变化率和暴雨日数变化率对产水系数趋势的影响具有一致性。无雨日数倾向率和 NDVI 倾向率位于第四象限,说明无雨日数和 NDVI 都与产水系数呈负相关。产水系数负趋势随着无雨日数趋势增加而增大,但随着 NDVI 趋势增大产水系数负趋势有增有减,说明 NDVI 趋势和产水系数趋势相关性不明显。第 5 类地区全部位于第一象限,说明在此地区中 4 种因素都与产水系数变化率呈正相关。就变化率而言,降雨量和暴雨日数与产水系数呈正相

关,而无雨日数和 NDVI 与产水系数呈负相关。

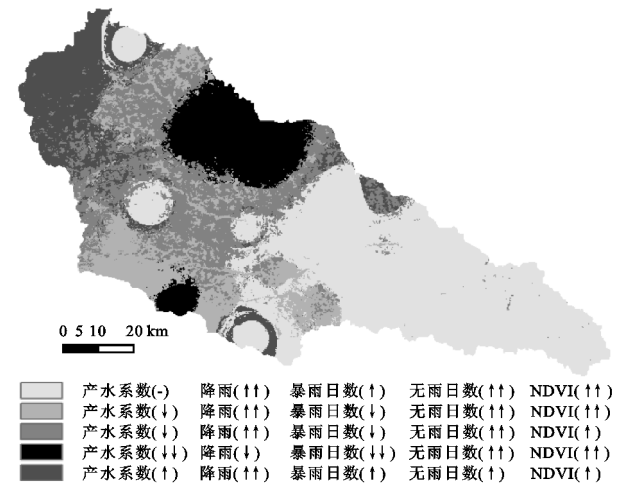


图 3 5 种因素聚类分析

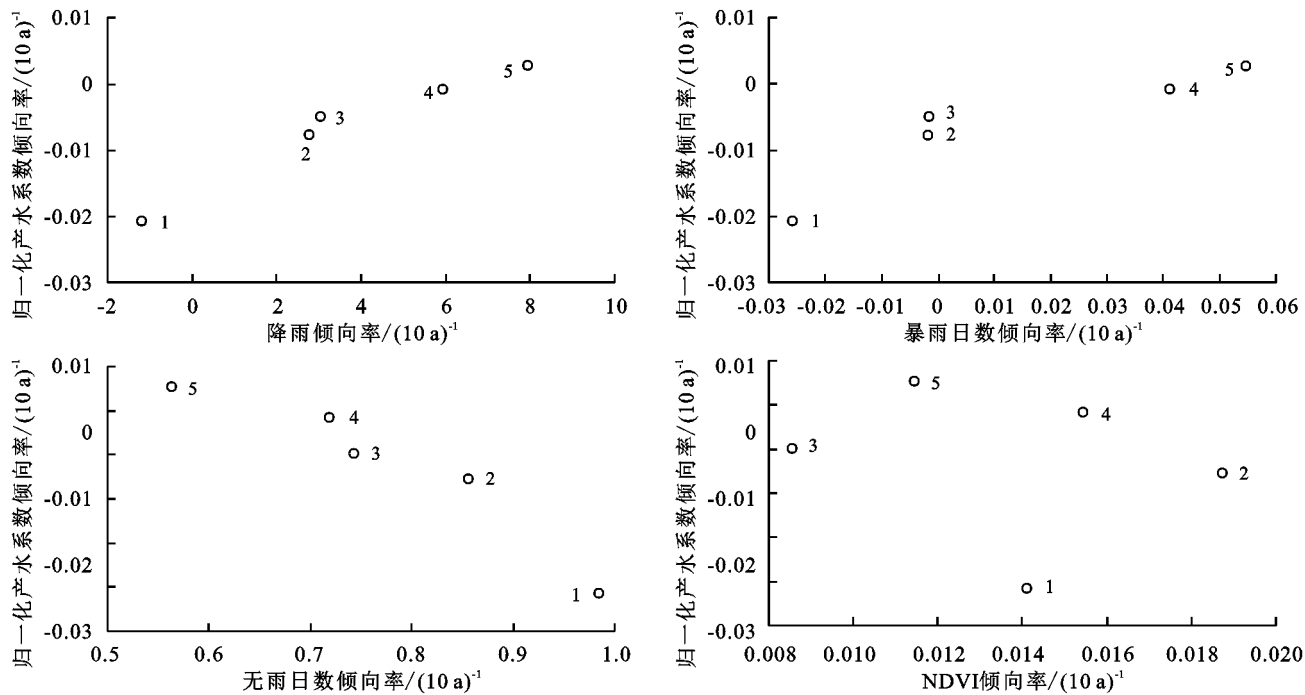


图 4 4 种因素倾向率与归一化产水系数倾向率耦合关系散点图

进一步通过聚类分析的 5 类区域的平均降雨量、暴雨日数、无雨日数、NDVI 和平均产水系数的耦合关系来分析其相关关系(图 5),结果表明,平均产水系数与平均降雨量、暴雨日数、无雨日数和 NDVI 均呈现线性相关关系, R^2 分别为 0.94,0.67,0.5,0.37。其中,产水系数与无雨日数呈负相关,与其他因素呈正相关,与无日数雨和植被覆盖度的相关性较差。与暴雨日数和无雨日数的相关性低于降雨量,这是因为延河流域部分地区虽然无雨日数高,但暴雨日数相对也高。因此,就多年平均值而言,产水系数与降雨量、暴雨日数和 NDVI 呈正相关,与无雨日数呈负相关。

2.4 讨论

以往的研究表明,影响流域产水系数的因素可以概括为气候变化和下垫面变化。由于降水、蒸散发、

气温和风速等气候条件的变化,改变了水资源的空间分布,对产水系数的变化有直接影响。下垫面变化包括了植被、土壤和地形等因素的变化,由于在一定的尺度内,土壤和地形相对变化不大,下垫面的变化主要反映了植被在内的土地利用的变化。1999 年以来,为了减少水土流失改善生态环境,流域内开展了一系列的水土保持措施和小流域治理建设,显著地改变了流域的降雨—径流关系。根据 2011 年第一次全国水利普查数据(表 2),延河流域累计修建梯田 350.48 km²,种植水土保持林 2 408.19 km²,人工种草 504.22 km²,淤地坝造地 52.75 km²,水土保持措施总面积占延河流域总面积的 42.91%,这些措施极大的改变了延河流域的下垫面特征,改善了流域的植被条件,解释了下垫面改变对产水系数变化的影响。

利用延河流域 2000 年和 2015 年的 2 期土地利用数据(图 6)分析流域土地利用变化情况(单位: km^2), 发现耕地面积明显减少, 逐渐转变成林地、草地和居住用地, 居住用地显著增加, 反映了城市化建设的影响。草地、林地和耕地等植被面积占比超过 90%, 是下垫面变化的主要因素, 显著影响了流域产流过程。通过两期的土地利用转移情况(图 7), 可以看出流域西北部

部部分耕地转为林地, 因为建设用地和耕地的蒸散发大于林地和草地^[13], 所以蒸散发量减小, 导致产水系数倾向率为正值; 延安城区扩张导致部分土地转为建设用地, 使得蒸散发量增大, 导致产水系数倾向率为负值。结果与前文所述的产水系数空间变化趋势一致, 表明本研究采用的反演计算方法可行, 产水系数的时空变化趋势结果比较可信。

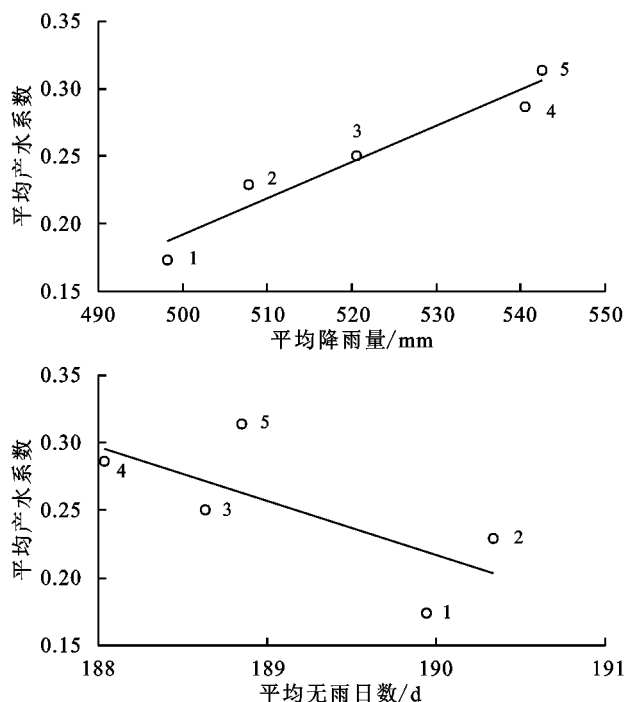


图 5 4 种因素平均值与产水系数平均值相关关系

表 2 延河流域水土保持措施累积实施面积

年代	km^2			
	梯田	林地	草地	淤地坝
2000	389.00	2180.39	499.56	45.70
2006	365.88	2052.80	513.55	46.85
2011	350.48	2408.19	504.22	52.75

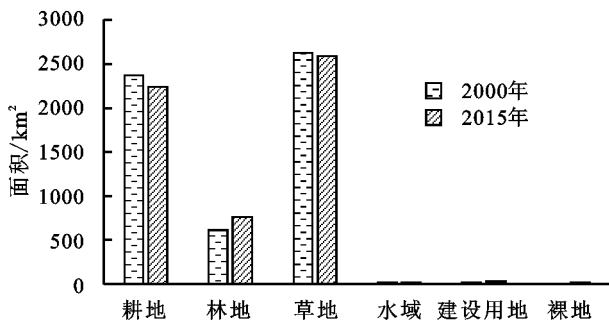


图 6 延河流域土地利用变化

根据 2001—2017 年延河流域的植被 NDVI 指数, 通过像元二分法计算流域的植被覆盖度, 结合一元线性回归 θ_{slope} 公式和 F 检验, 分析流域植被覆盖度的时空变化趋势(图 8)。结果表明 2001—2017 年延河流域植被覆盖度以 0.11/10 a 的速度增长,

98.72% 区域植被覆盖度显著提升 ($p < 0.05$), 0.48% 区域植被覆盖度显著减少 ($p < 0.05$), 其余区域的变化趋势不明显。植被的叶面截留和蒸腾消耗了相当一部分降水, 是水文循环的关键环节, 因此植被也是影响产水系数的间接影响因子, 在产汇流过程中起着重要作用, 是准确评估可利用水资源的最大不确定因子。然而, 目前的研究无法准确量化植被变化对产水系数变化的贡献, 特别是在缺水严重的延河流域, 植被变化的影响对准确评估可利用水资源就显得至关重要。

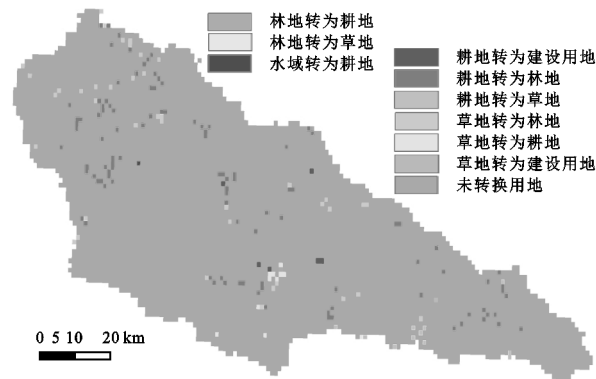


图 7 2000—2015 年延河流域土地利用变化

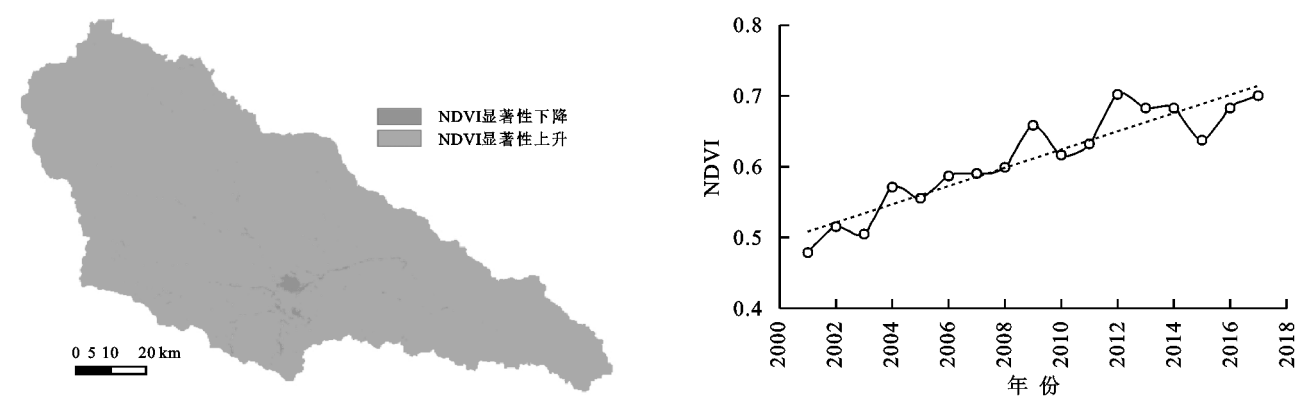


图 8 延河流域植被覆盖度的时空变化

3 结论

(1) 2001—2017 年延河流域平均产水系数的呈现波动增加趋势,但增加趋势不显著,且大部分区域变化幅度相对较小,倾向率介于 $-0.017\sim0.031/10\text{ a}$ 。

(2) 延河流域生长季平均产水系数北向南、西向东逐渐增大。延河流域的生长季平均产水系数大部分区域存在不显著的上升趋势,西北部区域产水系数呈不显著的下降趋势,中部部分区域呈现显著的上升趋势。

(3) 就变化率而言,聚类分析的 1~4 类地区的产水系数趋势与降雨变化率和暴雨日数变化率呈正相关,与无雨日数和 NDVI 呈负相关。就多年平均值而言,平均产水系数与平均降雨量、暴雨日数和 NDVI 均呈现正相关关系,与无雨日数呈负相关关系。

参考文献:

[1] 房平,马云,申杰,等.延河流域水生态环境存在问题及对策[J].人民黄河,2022,44(1):80-82,88.

[2] Shi C, Yuan S, Shi C, et al. Estimating the effect of precipitation and vegetation on water yield in northern China[J]. Polish Journal of Environmental Studies, 2018,27(1):305-311.

[3] 许科研,方一平,鲍文.长江黄河源区降水量变化对水资源的影响[J].人民黄河,2010,32(5):21-22.

[4] Shi X, Qin T, Yan D, et al. Analysis of the Changes in the Water Yield Coefficient over the Past 50 Years in the Huang-Huai-Hai River Basin, China[J]. Advances in Meteorology, 2018,doi.org/10.1155/2018/6302853.

[5] Lu H, Yan Y, Zhu J, et al. Spatiotemporal water yield variations and influencing factors in the Lhasa River Basin, Tibetan Plateau[J]. Water, 2020,12(5):1498.

[6] 罗宇,尹殿胜,穆兴民,等.延河流域实际蒸散发时空特征及影响因素分析[J].中国水土保持科学,2021,19(4):51-59.

[7] 陈天林,徐学选,张北赢,等.黄土丘陵区刺槐生长季生态需水研究[J].水土保持通报,2008,28(2):54-57.

[8] 刘露,朱得胜,夏帆,等.延河流域土地利用变化特征分析[J].地理空间信息,2021,19(5):38-41.

[9] 顾朝军,穆兴民,孙文义,等.极端暴雨洪水及侵蚀产沙对延河流域植被恢复响应的比较研究[J].自然资源学报,2017,32(10):1755-1767.

[10] 刘强,穆兴民,赵广举,等.延河流域水沙变化及其对降水和土地利用变化的响应[J].干旱区资源与环境,2021,35(7):129-135.

[11] 陈中平,徐强. Mann-Kendall 检验法分析降水量时程变化特征[J].科技通报,2016,32(6):47-50.

[12] 李鸿雁,原若溪,王小军,等.吉林省泥石流易发区的降雨特征分析[J].自然资源学报,2016,31(7):1222-1230.

[13] 李燕,张凯瑞.黄土高原不同植被覆盖/土地利用等对蒸散发量的影响[J].人民黄河,2021,43(12):68-73.



(上接第 422 页)

[23] 卢阳春,高晓慧,刘敏,等.城乡发展系统耦合协调的效率漏损及时空分异研究:以四川省 21 市(州)数据为例[J].农村经济,2021,39(3):101-109.

[24] 周蕾,杨山,陈升,等.无锡市城乡系统耦合测度与耦合度变化规律研究[J].人文地理,2011,26(6):77-82.

[25] 杨娜曼,肖地楚,黄静波,等.城乡统筹发展视角下湖南省城乡协调发展评价[J].经济地理,2014,34(4):58-64.

[26] 徐勇,王传胜.黄河流域生态保护和高质量发展:框架、路径与对策[J].中国科学院院刊,2020,215(7):875-883.

[27] 郭付友,佟连军,仇方道,等.黄河流域生态经济走廊绿色发展时空分异特征与影响因素识别[J].地理学报,2021,76(3):726-739.

[28] 何艳冰,黄晓军,杨新军,等.快速城市化背景下城市边缘区失地农民适应性研究:以西安市为例[J].地理研究,2017,36(2):226-240.

[29] 吴文恒,牛叔文,郭晓东,等.中国人口与资源环境耦合的演进分析[J].自然资源学报,2006,21(6):853-861.

[30] 王群,银马华,杨兴柱,等.大别山贫困区旅游地社会:生态系统脆弱性时空演变与影响机理[J].地理学报,2019,74(8):1663-1679.