

## 多源因素影响下泰安市产水量变化规律研究

刘孟泽<sup>1</sup>,孙晶辉<sup>2</sup>,谭秀翠<sup>1\*</sup>

1. 山东农业大学水利土木工程学院,山东 泰安 271018

2. 济南市水文中心,山东 济南 250002

**摘要:** 产水量是生态系统服务功能中表征水资源供给能力的指标之一,对生态系统评价具有重要意义。本文采用 InVEST 模型中 Annual Water Yield(年产水量)模块,利用 GIS 空间分析技术,对泰安市产水量变化规律及其对多源因素(降水量、潜在蒸散量、土地利用类型、净初级生产力、温度)的响应进行研究。研究结果表明:时间上,1990-2022 年,泰安市平均产水量为 234.92 mm,产水量以 2.1 mm/yr 的趋势增加,产水量变化主周期为 25 年,且在 2018 年存在突变。空间上,泰安市 94.1% 的地区产水量呈增加趋势,集聚模式为高值集聚;热点多集中于泰安市东部和城区,冷点多集中于西部和山地区。不同土地利用类型的产水能力由强到弱依次为建设用地、草地、耕地、林地、水域。多源因素中,泰安市产水量与降水量呈极强正相关性,且具有极显著性,两者在全时域、全时间尺度下都表现出强相干特征,产水量与潜在蒸散量、净初级生产力及温度相关性较弱。未来变化环境下,随着降水量的增加及城市用地的扩张,产水量呈增加趋势。研究结果对泰安市生态系统评价及水资源时空管理具有一定指导意义。

**关键词:** 产水量; InVEST 模型; 泰安市; 影响因素

中图法分类号: TV213.4

文献标识码: A

文章编号: 1000-2324(2026)01-0105-12

## Variation Patterns of Water Yield in Tai'an City Under Multi-source Factors

LIU Meng-ze<sup>1</sup>, SUN Jing-hui<sup>2</sup>, TAN Xiu-cui<sup>1\*</sup>

1. College of Water Conservancy and Civil Engineering/Shandong Agricultural University, Tai'an 271018, China

2. Hydrological Centre of Jinan City, Jinan 250002, China

**Abstract:** Water yield, one of the indicators characterizing water supply capacity in ecosystem service function, is of great significance for ecosystem evaluation. This paper adopts the Annual Water Yield module of the InVEST model, and utilizes GIS spatial analysis technology to study the variation patterns of water yield in Tai'an City and its response to multi-source factors (precipitation, potential evapotranspiration, land use types, net primary productivity, and temperature). The results show that temporally, the average annual water yield in Tai'an City from 1990 to 2022 is 234.92 mm, showing an increasing trend at a rate of 2.1 mm/yr; The main cycle of water yield change is 25 years, with an abrupt change observed in 2018. Spatially, 94.1% of the areas in Tai'an City exhibit an increasing trend in water yield, with the spatial aggregation pattern dominated by high-value clustering; Hot spots are mainly concentrated in the eastern and urban areas of Tai'an City, while cold spots are mostly located in the western and mountainous regions. The water yield capacity of different land-use types, in order from high to low, is construction land, grassland, cropland, forest land, and water body. Among the multi-source factors, the water yield in Tai'an City shows a strong positive correlation with precipitation, which is highly significant. Both exhibit strong coherence characteristics across all temporal and spatial scales. In contrast, the correlations between water yield and potential evapotranspiration, net primary productivity, and temperature are relatively weak. Under future changing environmental conditions, with the increase in precipitation and the expansion of urban land, water yield is expected to show an increasing trend. The findings of the study provide important insights for ecosystem assessment and the spatiotemporal management of water resources in Tai'an City.

**Keywords:** Water yield; InVEST model; Tai'an City; influencing factors

近年来资源约束趋紧、环境污染严重、生态系统退化、发展与人口资源环境之间的矛盾日益突出,已成为经济社会可持续发展的重大瓶颈制约<sup>[1]</sup>。为此,我国政府提出了全面推进“生态文

明建设”的重要战略:党的十八大报告把生态文明建设纳入了“五位一体”的总体发展布局中<sup>[2]</sup>。生态系统服务功能是评价生态系统的指标,其表征着生态系统所能提供的价值,其中产水量

收稿日期: 2025-02-27

修回日期: 2025-12-28

第1作者简介: 刘孟泽(2001-),男,硕士研究生,研究方向:水文与水资源。E-mail:834824902@qq.com

\*通讯作者: Author for correspondence. E-mail:tanxiucuiqq@163.com

表征生态系统的水资源供给能力,是重要的生态系统服务功能之一<sup>[3]</sup>。因此,分析区域产水量的时空变化特征及其驱动因素,对制定水资源空间管理策略、提出科学合理的生态决策具有重大意义<sup>[4]</sup>。George Marsh 在 1864 年《Man and Nature》一书中首次记录了有关生态系统服务功能的内容<sup>[5]</sup>,之后 Daily 和 Costanza 发表的论文,使生态系统服务作为一个跨学科概念开始在学术界广泛传播<sup>[6,7]</sup>。随着研究深入,许多精确简便的生态系统服务评估模型被相继研发出,如 MIMES、ARIES、IBIS 以及 InVEST 模型等<sup>[8]</sup>。目前,国内外学者们在评估产水量时,广泛使用 InVEST(生态系统服务综合评估)模型中的 Annual Water Yield(年产水量)模块。近年大量研究中,多采用数十年间的几个年份来研究某个地区的生态系统服务功能,如杨洁等人以 1995、2005、2015 年 3 期数据集,评估黄河流域产水量时空变化及其对降水和土地利用变化的响应<sup>[9]</sup>;周怡宁等人以 2000、2010 和 2020 年 3 期多源空间数据集,通过 InVEST 模型探究不同土地利用类型下,小滦河流域水源涵养功能的时空变化及其空间集聚模式<sup>[10]</sup>;Nahib Irmadi 等人以 2000、2010 和 2020 年西塔鲁姆河流域数据,通过 InVEST 模型评估了该流域水资源供需的时空变化及匹配状态<sup>[11]</sup>。综上,大量的研究仅聚焦于某几年的数据,使用连续时间序列的研究较少。因此,本文采用 InVEST 模型计算泰安市 1990-2020 年连续时间序列产水量,分析其时空变化规律,探究多源因素(降水量、潜在蒸散量、土地利用类型、净初级生产力、温度)与产水量的相关关系,为泰安市的生态保护治理提供了科学参考和支撑。

## 1 数据与方法

### 1.1 研究区概况

泰安市位于山东省中部,介于东经 116°~118°,北纬 35°30'~36°30'之间,总面积 7 762 平方千米。泰安处于鲁中山区西部,地势自东北向西南方向倾斜。山地集中分布在北部和东部,一般海拔高度在 400~800 m 之间。丘陵、平原主要分布在西南部,一般海拔高度在 100~200 m 之间。泰安市多年平均气温为 13.0 °C,平均降水量为 688.3 mm,平均相对湿度为 66%,平均风力 2.5 m/s。

截至 2023 年末,泰安市常住人口 534.87 万人,常住人口城镇化率为 66.45%。

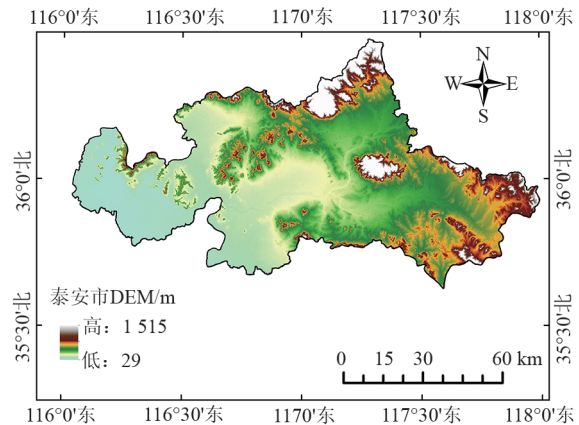


图 1 泰安市地形地貌图

Fig. 1 Topography of Tai'an City

### 1.2 数据来源

InVEST 模型计算及影响因素分析中所需的降水量<sup>[12]</sup>、潜在蒸散量<sup>[13]</sup>、土壤质地<sup>[14]</sup>、温度<sup>[15]</sup>、植被净初级生产力<sup>[16]</sup>栅格数据,均来自国家青藏高原科学数据中心(<http://data.tpdc.ac.cn>),使用的数据集分别为:中国 1 km 分辨率逐月降水量数据集(1901-2023)、中国 1 km 逐月潜在蒸散发数据集(1901-2023)、基于世界土壤数据库(HWSD)的中国土壤数据集(v1.1)、中国 1 km 分辨率逐月平均气温数据集(1901-2023)、“一带一路”沿线国家生态供给 NPP 数据集(2000-2015)。土地利用类型栅格数据来自 Zenodo<sup>[17]</sup>([zenodo.org](http://zenodo.org)),数据集为中国 30 m 年度土地覆盖数据集。土壤深度栅格数据来自 Scientific data<sup>[18]</sup>([www.nature.com/sdata](http://www.nature.com/sdata)),数据集为中国 100 m 分辨率土壤深度数据集。DEM 栅格数据来自地理空间数据云([www.gscloud.cn](http://www.gscloud.cn)),数据集为 ASTER GDEM 30M 分辨率数字高程数据。

### 1.3 研究方法

1.3.1 产水量计算方法 本研究采用 InVEST 模型中 Annual Water Yield 模块计算产水量,本模块基于 Budyko 曲线,考虑研究区土地利用类型、潜在蒸散量和土壤类型等指标,基于水量平衡方程,将产水量定义为每个栅格单元降水量减去实际蒸散量,主要公式<sup>[19]</sup>和土地利用类型参数表<sup>[9]</sup>

如下:

$$Y_{ni} = \left(1 - \frac{AET_{ni}}{P_n}\right) \times P_n \quad (1)$$

$$\frac{AET_{ni}}{P_n} = \frac{1 + W_n R_{ni}}{1 + W_n R_{ni} + \frac{1}{R_{ni}}} \quad (2)$$

$$W_n = Z \times \frac{AWC_n}{P_n} \quad (3)$$

$$AWC_n = \text{Min}(D_s, D_r) \times PAWC \quad (4)$$

$$PAWC = 54.509 - 0.132sand\% - 0.003(sand\%)^2 - 0.055silt\% - 0.006(silt\%)^2 - 0.738clay\% + 0.007(clay\%)^2 - 2.688OC\% + 0.501(OC\%)^2 \quad (5)$$

$$R_{ni} = \frac{K \times ET_0}{P_n} \quad (6)$$

式中:  $Y_{ni}$  为土地利用类型为  $i$  时栅格  $n$  的年产水量 (mm);  $P_n$  为栅格  $n$  的年降水量 (mm);  $AET_{ni}$  为土地利用类型为  $i$  时栅格  $n$  的实际年蒸散量;  $Z$  为 Zhang 系数;  $AWC_n$  为栅格  $n$  的植物可利用水量;  $PAWC$  为植物可利用含水率;  $D_s$ 、 $D_r$  分别为土壤 (soil) 深度数据和植物根系 (root) 深度数据;  $sand\%$ 、 $silt\%$ 、 $clay\%$  分别为土壤砂粒、粉粒、粘粒的比例;  $OC\%$  为土壤有机碳含量;  $R_{ni}$  为土地利用类型为  $i$  时栅格  $n$  的干燥度指数;  $K$  为植被蒸散系数;  $ET_0$  为潜在蒸散量。

表 1 土地利用类型参数表<sup>[9]</sup>  
Table 1 Parameters of land use types

地类描述 Land use description	序号 Number	根系深度/mm Root depth	植被蒸散系数 Vegetation evapotranspiration coefficient
耕地	1	2 000	0.7
林地	2	5 200	0.95
草地	3	2 300	0.65
水域	4	100	1
雪地	5	100	0.5
荒地	6	100	0.2
建设用地	7	100	0.3
湿地	8	100	1

1.3.2 土地利用类型转移矩阵 土地类型转移矩阵是描述土地类型之间相互转变的一种分析方法,它可表示研究期内土地类型之间的转移方向和转移量<sup>[20]</sup>。本研究利用 ArcGIS 10.8 软件中的栅格计算器将两个时期的土地类型栅格数据进行叠加计算,得到这段时期内各土地类型之间相互转移的面积。

$$K_{ab} = \begin{bmatrix} K_{11} & \dots & K_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ K_{n1} & \dots & K_{nn} \end{bmatrix} \quad (7)$$

式中:  $K_{ab}$  指初始时期的第  $a$  种地类转变为终止时期第  $b$  种地类的面积;  $n$  为土地利用类型的数量。

1.3.3 Mann-Kendall 显著性检验和 Theil-Sen 中值斜率分析法 本研究采用 Mann-Kendall 显著性检验和 Theil-Sen 中值斜率分析法分析产水量变化趋势。Theil-Sen 中值斜率分析法对于离群数据不敏感,常被用于长时间序列数据的趋势分析中。Mann-Kendall 检验是一种非参数的时间

序列趋势性检验方法,其不受缺失值和异常值的影响,适用于长时间序列数据的趋势显著检验<sup>[21]</sup>,主要公式和 Mann-Kendall 显著性检验类别表如下:

$$\beta = \text{mean} \left( \frac{x_j - x_i}{j - i} \right), \forall j > i \quad (8)$$

式中:  $x_j, x_i$  为时间序列数据。  $\beta > 0$  表示时间序列呈现上升趋势;  $\beta < 0$  表示时间序列呈现下降趋势。

$$Z = \begin{cases} \frac{S}{\sqrt{\text{Var}(S)}}, S > 0 \\ 0, S = 0 \\ \frac{S + 1}{\sqrt{\text{Var}(S)}}, S < 0 \end{cases} \quad (9)$$

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sign}(x_j - x_i) \quad (10)$$

式中:  $Z$  为检验统计量;  $x_j, x_i$  为该栅格  $i$  年和  $j$  年的产水量值;  $n$  为时间序列的长度。

表 2 Mann-Kendall 显著性检验类别表  
Table 2 Categories of Mann-Kendall significance test

	2.58<Z	1.96<Z≤2.58	1.65<Z≤1.96	Z≤1.65
β>0	极显著增加	显著增加	微显著增加	不显著增加
β=0	无变化			
β<0	极显著减少	显著减少	微显著减少	不显著减少

1.3.4 小波分析 小波分析是一种具有时-频多分辨功能的时间序列研究方法。该方法采用 Morlet 小波函数,对数据进行处理后进行小波变换(CWT)和逆小波变换(ICWT),计算小波系数和傅里叶功率谱后进行显著性检验,最后绘制小波系数图和小波方差图来展示产水量数据的周期性特征<sup>[22]</sup>。

$$\varphi(t) = \pi^{-\frac{1}{4}} e^{ict} e^{-\frac{t^2}{2}} \quad (11)$$

式中: $t$ 为时间自变量; $c$ 为频率参数,控制小波函数的频率; $i$ 为虚数单位; $e$ 为自然常数。

小波相干性(WTC)和交叉小波分析(XWT)是测试两个时间序列数据间时频空间关系、相关性、时延性的有效方法。WTC 反映了两个时间序列数据在时频空间中的相关程度;XWT 是将交叉谱分析和小波变换相结合的信号分析方法,可从多时间尺度研究两个时间序列共振周期及相位关系,反映共振周期的强度<sup>[23]</sup>。

1.3.5 Mann-Kendall 突变检验和滑动  $t$  检验 Mann-Kendall 检验进行突变分析时,首先通过对有  $n$  个样本量的时间序列  $X$  构造一个秩序列,在时间序列随机独立的假定下,定义统计量如下式<sup>[24]</sup>。

$$S_k = \sum_{i=1}^k r_i, (k = 2, 3, \dots, n) \quad (12)$$

$$UF_k = \frac{S_k - E(S_k)}{\sqrt{Var(S_k)}}, (k = 1, 2, \dots, n) \quad (13)$$

式中: $r_i=0$  或  $1$ ;  $UF_i=0$ ;  $E(S_k)$ 、 $Var(S_k)$ 是累计数  $S_k$  的均值和方差。

滑动  $t$  检验是考察两组样本平均值的差异是否显著来检验突变。其基本思想是把序列中两段子序列均值有无显著差异看作来自两个总体均值有无显著差异的问题来检验。该方法需要人为设置步长,具有一定主观性。

1.3.6 空间自相关分析 空间自相关分析是检验具有空间位置的数据与其相邻栅格上的数据的相关程度,表示所有空间单元在整个区域上与

周边区域的平均关联程度,其中最常用的是 Moran's I 指数<sup>[25]</sup>。

$$Moran's I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (14)$$

式中: $n$ 为要素总数; $\bar{x}$ 为平均值; $(x_i - \bar{x})$ 为第  $i$  个研究单元上的观测值与平均值的偏差; $w_{ij}$ 为要素  $i$  和  $j$  的权重。

计算出 Moran's I 指数后,对其进行显著性  $Z$  检验来判断数据是否具有显著性差异,公式如下:

$$Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{Var(I)}} \quad (15)$$

式中: $E(I)$ 为 Moran's I 指数的期望; $Var(I)$ 为方差。

冷热点分析是采用 ArcGIS 平台提供的 Getis-Ord  $G^*$ ( $G$ 系数)进行空间异质性的局域统计,能直观反映出高或低聚类的具体位置和聚集程度<sup>[26]</sup>。本研究利用  $G$  系数分析泰安市产水量的显著聚集区域,研究产水量冷热点区域空间分布规律。

1.3.7 影响因素相关性分析 本文采用 Matlab 程序对多源因素与产水量的相关性进行分析,该方法可基于栅格数据进行计算,能直观表现每个栅格上两个因素的相关系数。相关系数计算公式如下<sup>[27]</sup>:

$$R_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad (16)$$

式中: $R_{xy}$ 为相关系数; $x_i$ 为第  $i$  年的产水量,mm; $y_i$ 为第  $i$  年的影响因素数据。

## 2 结果与分析

### 2.1 泰安市产水量时空变化规律

2.1.1 泰安市产水量概况 1990-2022 年,泰安市平均产水量为 234.92 mm,并以 2.1 mm/yr 的趋势增加,见图 2,其中 2021 年产水量最高,为 534.4 mm,该年降水量为 1 023.2 mm;2002 年产水量最低,为 25.3 mm,该年降水量为 337.6 mm,这种极值年份的出现与降水量的异常波动密切相关,体现了降水量对产水量的主导控制作用。空间上,东部产水量较高,西部产水量较低。建

设用地产水量较高,林地产水量较低,水域不产水,见图3。

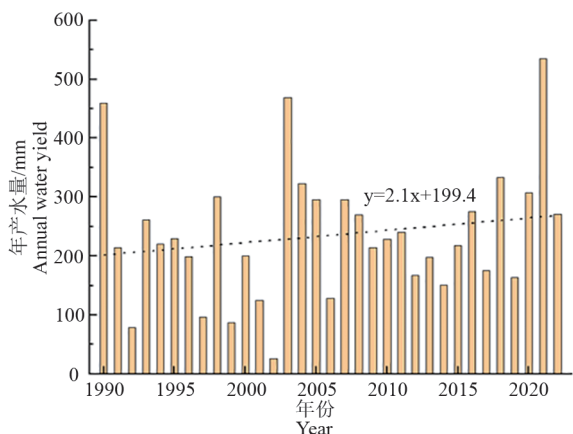


图 2 1990-2022年泰安市产水量

Fig. 2 Water yield of Tai'an City from 1990 to 2022

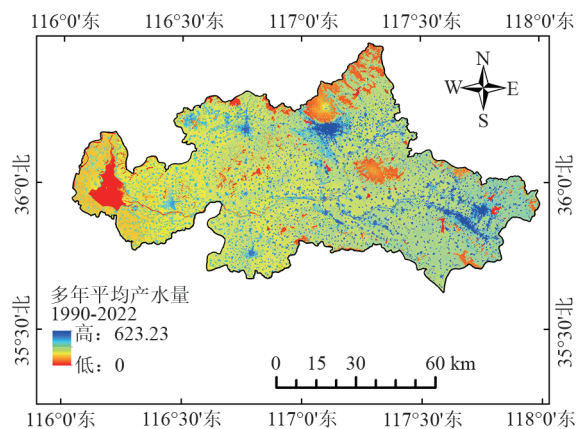


图 3 1990-2022年年均产水量

Fig. 3 Average water yield from 1990 to 2022

2.1.2 产水量趋势分析 采用 Mann-Kendall 显著性检验和 Theil-Sen 中值斜率分析法分析 1990-2022 年泰安市产水量的变化趋势。由图 4 可以看出,1990-2022 年泰安市产水量以增加趋势为主,面积占比达到 94.1%,其中 85.2% 的地区呈不显著增加趋势;6.7% 的地区呈极显著增加趋势且多位于城区;1.7% 的地区呈显著增加趋势;0.5% 的地区呈微显著增加趋势。有 5.9% 的地区呈减少趋势,其中有 3.9% 的地区呈不显著减少趋势且多位于水域;0.9% 的地区呈微显著减少趋势;0.8% 的地区呈极显著减少趋势;0.3% 的地区呈显著减少趋势。这种整体趋于增长但内部异质性显著的变化格局,反映了在气候变化与人类活动共同影响下,泰安市水循环过程发生

了复杂且非均一性的演变。

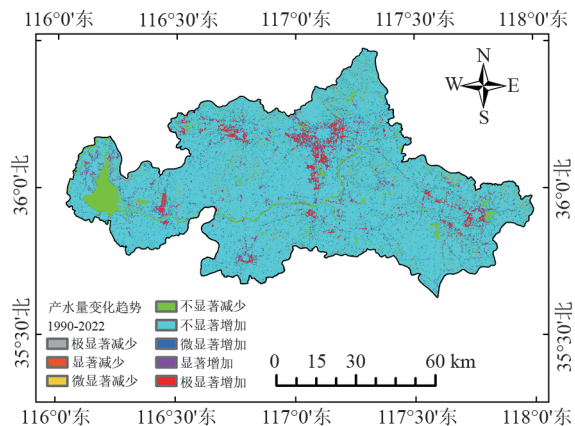


图 4 1990-2022 年产水量变化趋势图

Fig. 4 Trend chart of water yield change from 1990 to 2022

2.1.3 产水量周期分析 采用 Morlet 小波函数研究 1990-2022 年泰安市产水量的变化周期,研究过程中需将 33 年产水量数据对称延申至 64 年,大于 32 年的时间序列长度符合使用 Morlet 小波函数的要求<sup>[22]</sup>。由图 5~6 可以看出,泰安市产水量的主周期为 25 年,在 25 年尺度下,实部值从低到高变化的一个周期为 18 年。第二主周期为 7 年,但只在 1990-2010 年具有一定周期性。第三主周期为 11 年,只在 1990-2008 年间具有一定周期性。

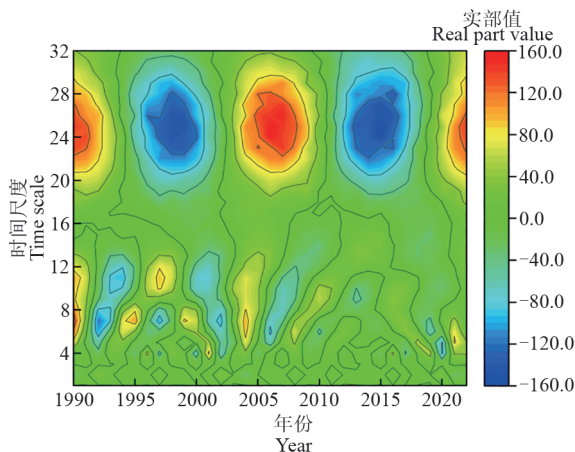


图 5 小波实部图

Fig. 5 Wavelet real part diagram

2.1.4 产水量突变分析 采用 Mann-Kendall 突变检验对泰安市产水量的突变规律进行分析,检验结果中出现了多个交点,见图 7,进而结合滑动  $t$  检验确定具体突变年份,见图 8。Mann-Kendall 突变检验结果中,UF 线在 1990-2007 和

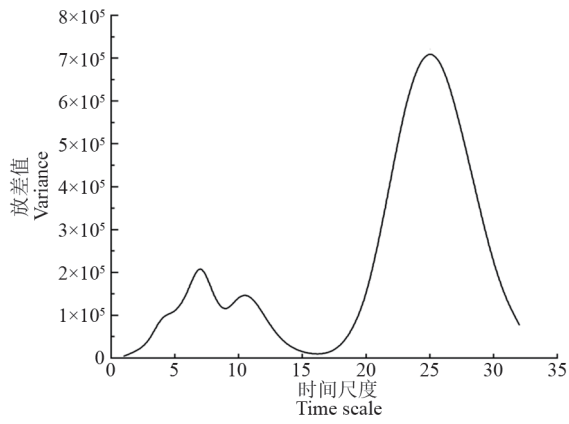


图 6 小波方差图  
Fig. 6 Wavelet variance plot

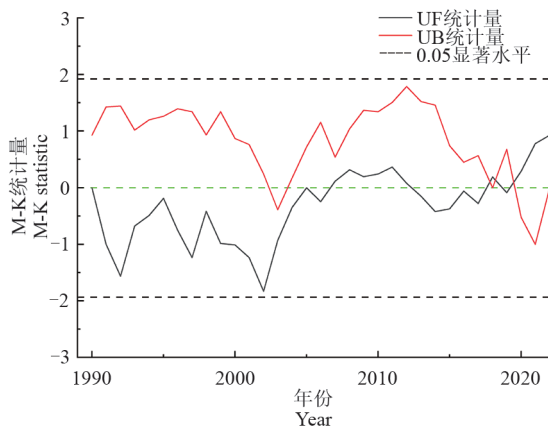


图 7 Mann-Kendall 突变检验结果图  
Fig. 7 Mann-Kendall abrupt change test results plot

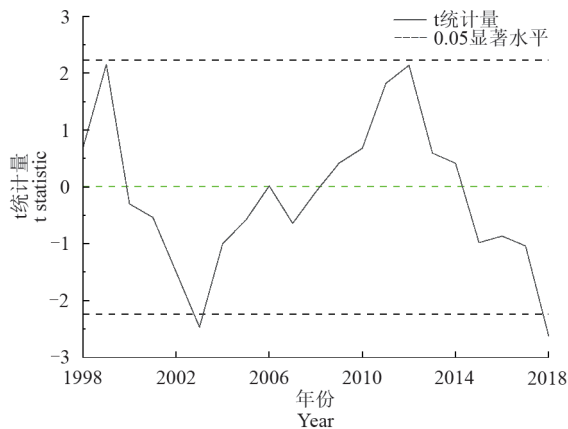


图 8 滑动 t 检验结果图  
Fig. 8 Plot of sliding t-test results

2012-2018 年间小于零,说明呈下降趋势,其余年份呈上升趋势,但都没超出临界直线,说明趋势并不显著。UF 和 UB 两条线在 2018 年和 2020 年出现交点,且交点在临界线之间,说明这两点为可能存在的突变点。滑动  $t$  检验结果表明, $t$  统计

量在 2018 年和 2003 年超出临界线,为可能存在的突变点。结合两种方法的检验结果,可以得出 2018 年为泰安市产水量的突变年份。

2.1.5 产水量空间自相关分析 全局自相关指数表明,1990-2022 年泰安市年均产水量的 Moran's I 指数为 0.348,  $z$  值为 20.9,表明泰安市产水量呈显著正相关性且为集聚模式。局域自相关指数表明,泰安市年均产水量为高值集聚模式。空间上有 34.6% 的区域呈无显著性集聚模式;25.7% 的区域呈现低-高集聚模式;25.1% 的区域呈低-低集聚模式,且多集中于山区和泰安市西部;14.2% 的区域呈高-高集聚模式,多集中于城镇区域;只有 0.4% 的区域呈高-低集聚模式,见图 9。冷热点分析表明泰安市 52.8% 的区域在 99% 的置信区间内,33.6% 的区域没有通过显著性检验,其中冷点集中在泰安西部和山区,热点集中在泰安东部,见图 10。

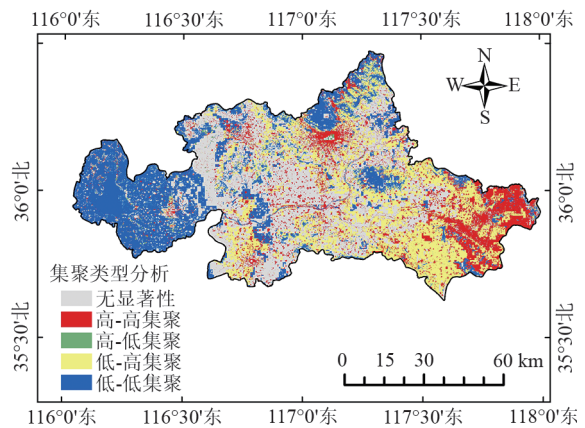


图 9 产水量集聚类型图  
Fig. 9 Water yield aggregation pattern map

## 2.2 泰安市产水量影响因素分析

2.2.1 人为因素 构建 1990、2000、2010、2022 年土地利用转移矩阵,得到不同土地利用类型转换面积,绘制桑基图,由图 11 中可以看出,1990-2022 年,有大量的耕地转换成建设用地,部分耕地退还成了林地和草地,其中 2010-2022 年的退还量有所增加,但同时也有部分草地被开垦成了耕地,最终导致了耕地、草地在减少,建设用地、林地、水域在增加。

不同土地利用类型的植被根系深度和蒸散系数均存在差异,所以各土地利用类型产水能力不同,各土地利用类型产水量与该类型土地上的降水量成正比,蒸散量成反比<sup>[28]</sup>。本研究利用 ArcGIS

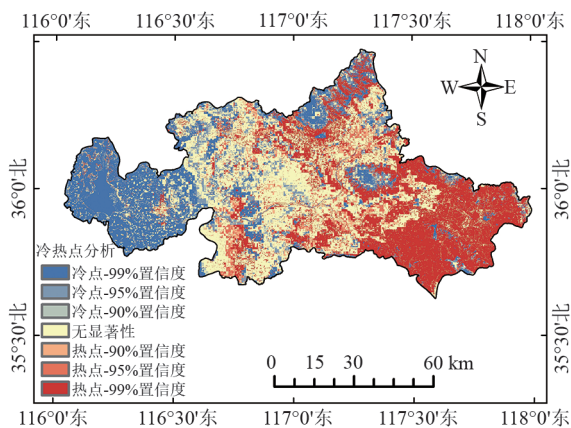


图 10 产水量冷热点分析图

Fig. 10 Cold and hot spot analysis map of water yield

空间分析功能,对各土地利用类型的产水量进行分区统计,得到泰安市各土地利用类型的年均产水量,见图12,可以看出,各个地类的产水能力由强到弱依次为:建设用地、草地、耕地、林地、水域。建设用地无植被截留降水,蒸散量较小,产水能力较强,而水域的蒸散能力强,产水能力较弱,这个规律与部分文献总结的规律一致<sup>[28-30]</sup>。

2.2.2 自然因素 产水量与降水量的相关分析表明,见图13,泰安市93.7%的区域的产水量与降水量的相关系数在0.8以上,属于极强正相关;3.8%的区域的相关系数为0,该区域为水域;2.2%的区域的相关系数在0.6~0.8之间,属于强正相关;0.3%的区域的相关系数在0.4~0.6之间,属于正相关。显著性分析显示,99.93%的地区P值小于0.01,0.06%的地区P值在0.01~0.05之间,仅有0.01%的区域P值大于0.05,没有通过显著性检验。综上得出结论:泰安市产水量的空间分布格局显著受到降水量的影响,两者存在极强

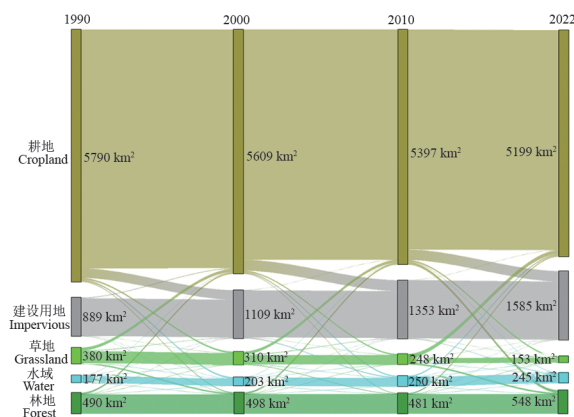
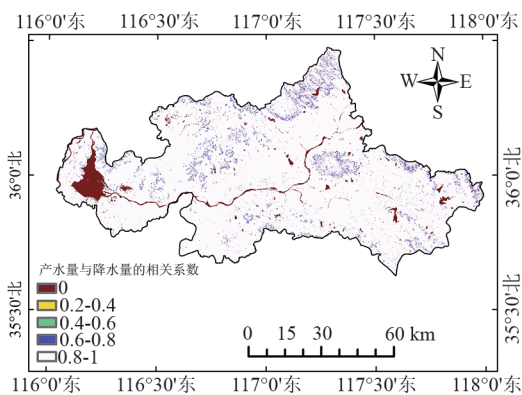


图 11 土地利用类型桑基图

Fig. 11 Sankey diagram of land use types

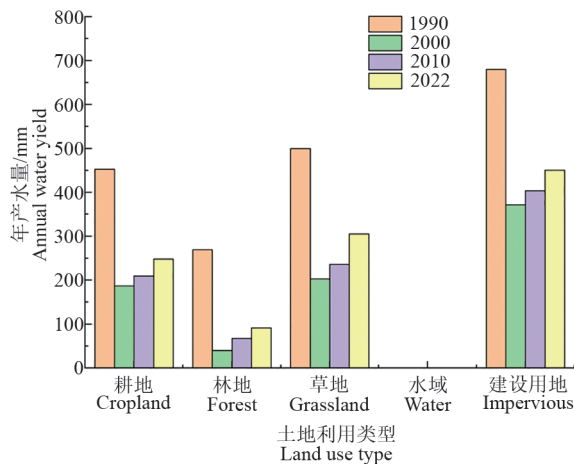


图 12 不同地类产水能力

Fig. 12 Water yield capacity of different land use types

的空间正相关关系。这一结论符合水文学的基本原理,即降水是产流过程中最主要的物质来源与初始驱动力。本研究从空间统计层面定量验证了降水对产水量的决定性作用。

产水量与潜在蒸散量的相关分析表明,见

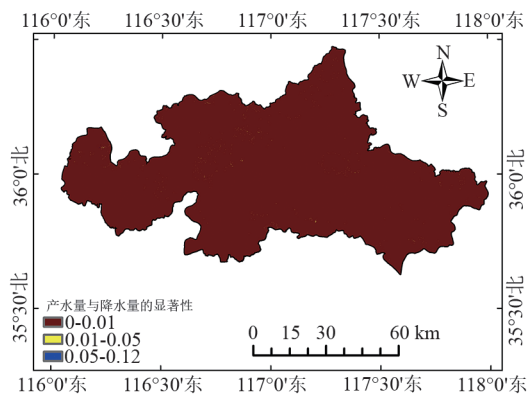


图 13 产水量与降水量的相关性和显著性分析

Fig. 13 Correlation and significance analysis of water yield and precipitation

图 14,泰安市 86.3%的区域产水量与潜在蒸散量的相关系数处于-0.4~-0.2之间,属于弱负相关;7.0%的区域的的相关系数处于-0.2~0之间,属于极弱负相关,4.0%的区域的的相关系数处于-0.6~-0.4之间,属于负相关;2.0%的区域的的相关系数为0,属于不相关;0.7%的区域的的相关系数在-0.8~-0.6之间,属于强负相关。显著性分

析显示,93.2%的区域 $P$ 值大于0.05,说明产水量和潜在蒸散量两个因素之间的相关性并不显著。综上得出结论:产水量和潜在蒸散量两个因素之间主要呈弱负相关性,潜在蒸散量并非控制产水量变化的主要驱动力,其影响可能被降水量、土地利用类型等其他更强的主导因素所掩盖。

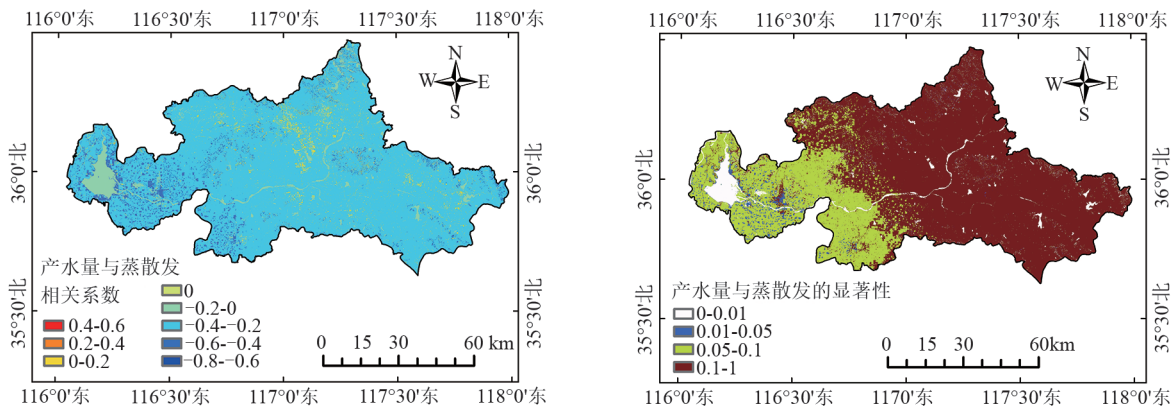


图 14 产水量与潜在蒸散量的相关性和显著性分析

Fig. 14 Correlation and significance analysis of water yield and potential evapotranspiration

净初级生产力(NPP)的大小直接反映了植被的固碳能力。产水量与NPP的相关分析表明,见图 15,泰安市 34.3%的区域产水量与NPP呈不相关,40.7%的区域呈极弱正相关,13.8%的区域呈弱负相关,7.9%的区域无NPP数据。显著性

分析显示,86.4%的区域 $P$ 值 $>0.05$ ,没有通过显著性检验,4.0%的区域通过了 $P$ 值 $<0.01$ 的显著性检验,这部分区域主要为水域。综上得出结论:产水量和NPP两个因素之间相关性较弱,其说明两者在空间格局上具有相对独立性。

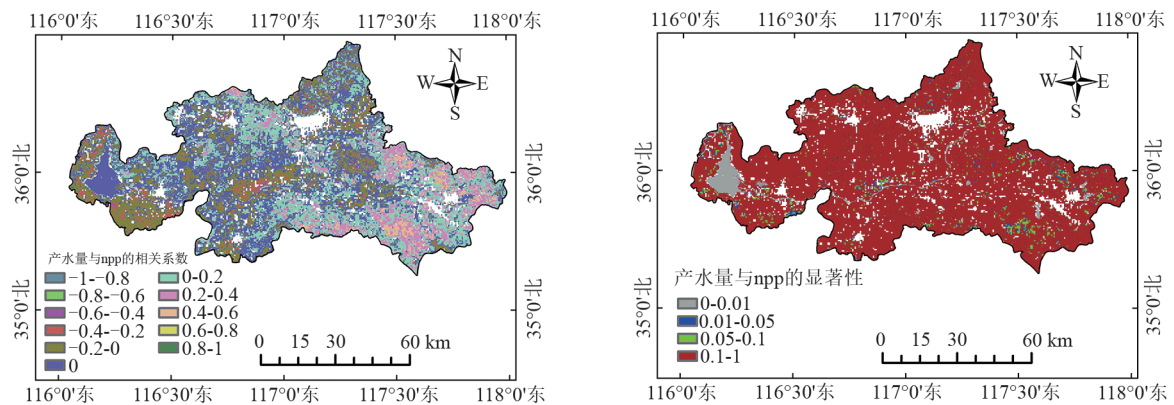


图 15 产水量与NPP的相关性和显著性分析

Fig. 15 Correlation and significance analysis of water yield and NPP

产水量与温度的相关分析表明,见图 16,泰安市 93.9%的区域产水量与温度数据为正相关关系,其中 84.2%的区域的的相关系数处于0~0.2之间,属于极弱正相关,8.5%的区域的的相关系数处于0.2~0.4之间,属于弱正相关,1.2%的区域的的相关系数处于0.4~0.6之间,属于正相关。有

6.1%的区域的产水量与温度数据为负相关关系,其中 5.3%的区域的的相关系数处于-0.2~0之间,属于极弱负相关,0.8%的区域的的相关系数处于-0.4~-0.2之间,属于弱负相关。显著性分析显示,92.3%的区域没有通过 $P$ 值 $<0.05$ 的显著性检验,说明产水量和温度两个因素之间的相关

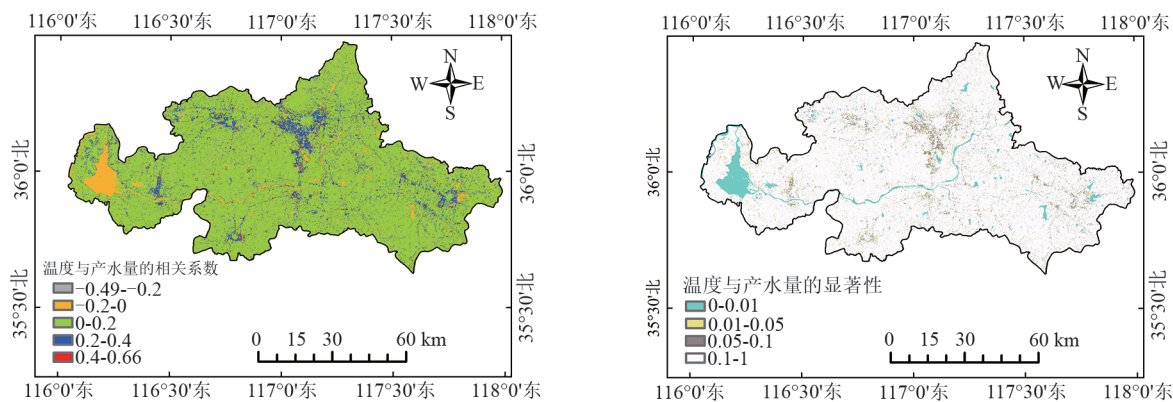


图 16 产水量与温度的相关性分析

Fig. 16 Correlation and significance analysis of water yield and temperature

性并不显著。综上得出结论:产水量和温度两个因素之间主要呈极弱正相关性。

2.2.3 自然因素与产水量小波分析 泰安市产水量与降水量的交叉小波变换图能反映两因素间共有周期的强度,见图 17(左),两个因素在 1999-2004 年,共有一个 1~2 年的强变化周期。

在 2000-2006 年,共有一个 3~5 年的强变化周期。总体上,产水量与降水量的相位方向指向右,表明两者呈正相关关系。产水量与降水量的小波相干谱能反映两因素在时间-频率空间中共同变化的区域,见图 17(右),产水量与降水量在全时频域下,表现出很强的相干特征。

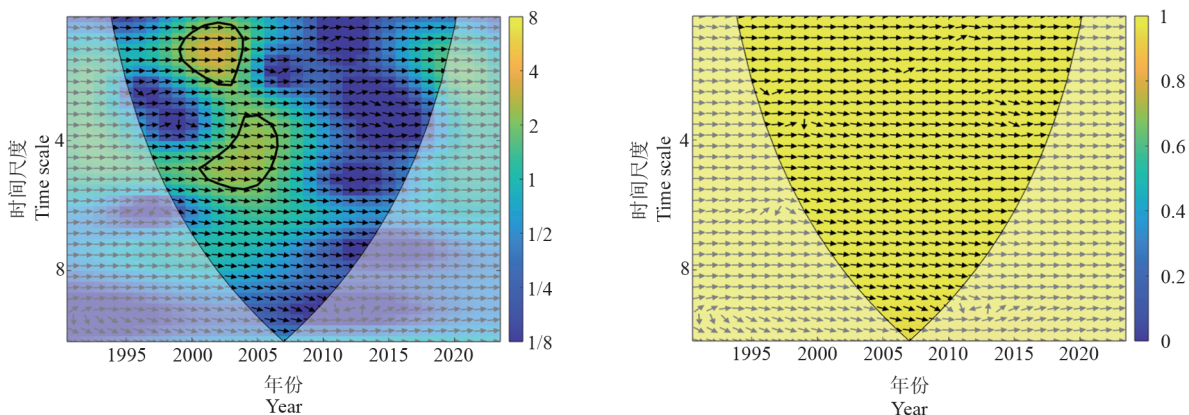


图 17 产水量与降水量的的小波分析

Fig. 17 Wavelet analysis of water yield and precipitation

泰安市产水量与潜在蒸散量的交叉小波变换图显示,见图 18,两个因素在 1998-2005 年,共有一个 1~2 年的强变化周期。总体上产水量与潜在蒸散量的相位方向指向左下,表明两者呈负相关关系。产水量与潜在蒸散量的小波相干谱能反映两因素在时间-频率空间中共同变化的区域,1990-2010 年、2014-2022 年,产水量和潜在蒸散量在 0~2 年时间尺度下,表现出强相干特征;在 2003-2012 年、2018-2022 年,产水量和潜在蒸散量在 2~6 年时间尺度下,表现出强相干特征;在 1990-2019 年,以 2001 年为界,2001 年之后产水量和潜在蒸散量在 6~9 年时间

尺度下,表现出强相干特征,且相干性较为显著。2001 之前产水量和潜在蒸散量在 7~9 年时间尺度下,表现出强相干特征,但处于边界效应影响锥线外。

### 1.3 未来变化环境下泰安市产水量变化规律

2.3.1 未来环境下的自然因素变化 对于未来变化环境设置,主要考虑 MRI-ESM2-0 气候模式下 IPCC 发布的两种 SSP 情景(SSP245-自然增长、SSP585-城市扩张)<sup>[31]</sup>和 3 期土地利用数据,2050、2070 和 2100 年数据<sup>[32]</sup>。未来气象数据显示,见图 19,降水量数据中只有 SSP585 情境下的 2070 年降水量略低于 1990-2022 年

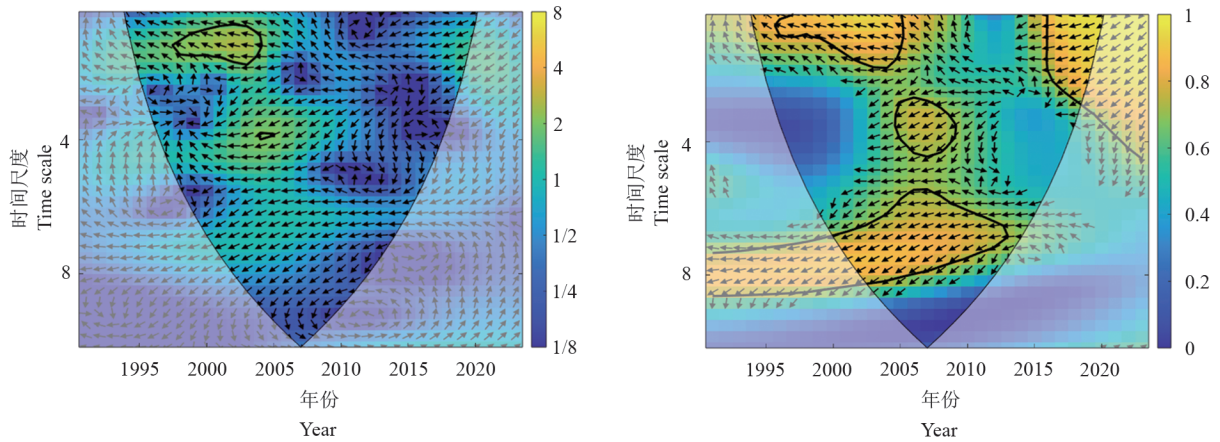


图 18 产水量与潜在蒸散量的小波分析

Fig. 18 Wavelet analysis of water yield and potential evapotranspiration

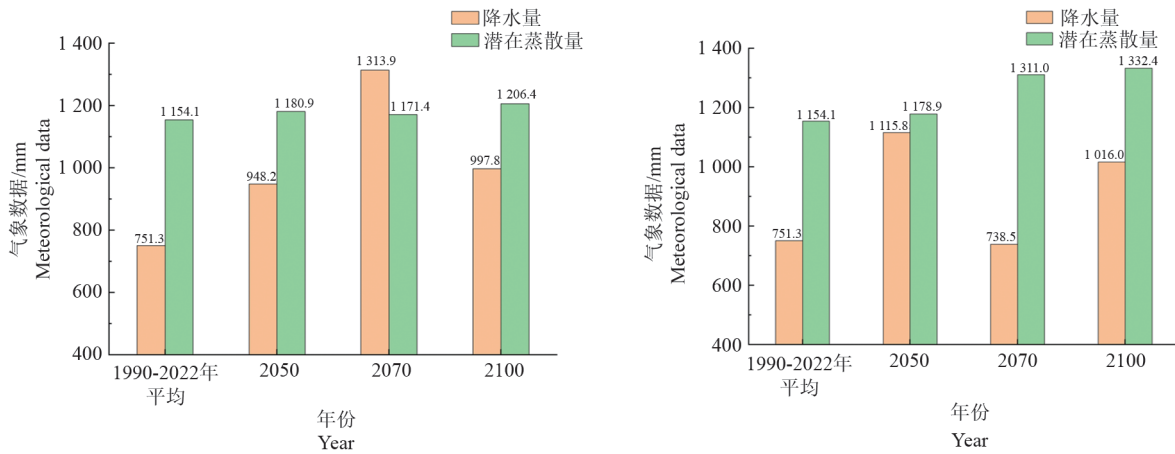


图 19 SSP245和SSP585情境下气象数据

Fig. 19 Meteorological data under the scenarios of SSP245 and SSP585

平均降水量,其余年份均大于1990-2022年平均降水量;潜在蒸散量数据均大于1990-2022年平均潜在蒸散量,但其变化幅度小于降水量。

2.3.2 未来环境下的人为因素变化 该未来土地利用数据集考虑了未来的气候和社会经济变化情况,通过使用CA-PLUS模型模拟各土地类别斑块的水平变化情况,该数据集实现了较高的模拟精度(Kappa系数=0.94,总体分类精度OA=0.97,优势参数FoM=0.10),精确捕捉了气候变化和社会经济发展共同影响下全球土地利用变化的时空异质性。

未来环境下土地利用类型数据显示,见图20,耕地、林地、草地在减少,建设用地在增加,水域基本不变。SSP245情境下,2050-2100年耕地以大约42 km<sup>2</sup>/年的速度被转换为

建设用地;SSP585情境下,2050-2070年间,耕地以大约57 km<sup>2</sup>/年的速度被转换为建设用地,在2070-2100年间,有465 km<sup>2</sup>的建设用地被退还为了耕地,142 km<sup>2</sup>的林地被转换为建设用地。

2.3.3 未来环境下产水量变化规律 未来变化环境下泰安市三期产水量结果全部高于1990-2022年平均产水量,见图21,这主要因为未来三期降水量大多高于现状年平均降水量的同时,建设用地在扩张,建设用地植被截留降水,蒸散量较小,产水能力在各地类中最高,导致了未来三期产水量数据全部高于1990-2022年平均值。这提示着在未来水资源总量可能增加的背景下,需同时关注可能引发的洪涝风险等衍生的水安全问题。

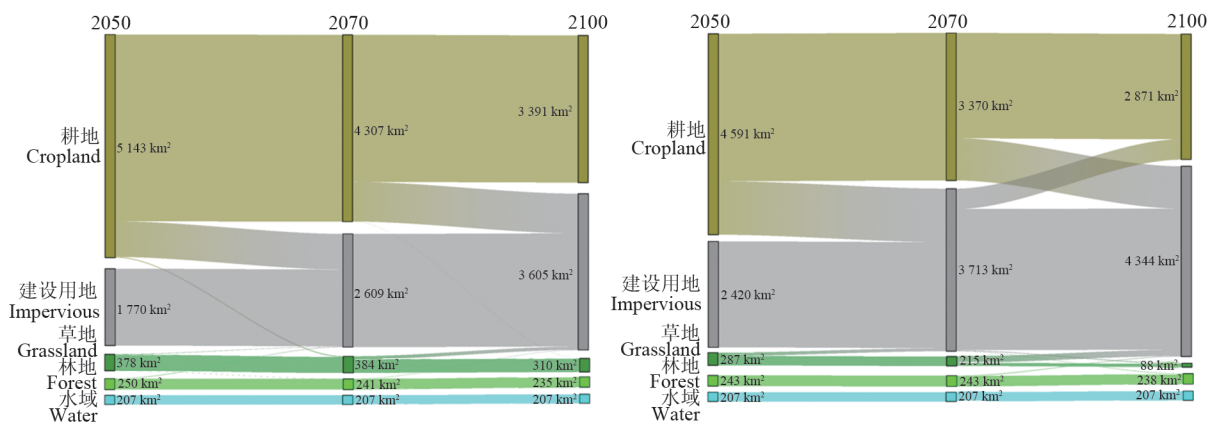


图 20 SSP245和SSP585情境下土地利用类型桑基图

Fig. 20 Sankey diagram of land use types under the scenarios of SSP245 and SSP585

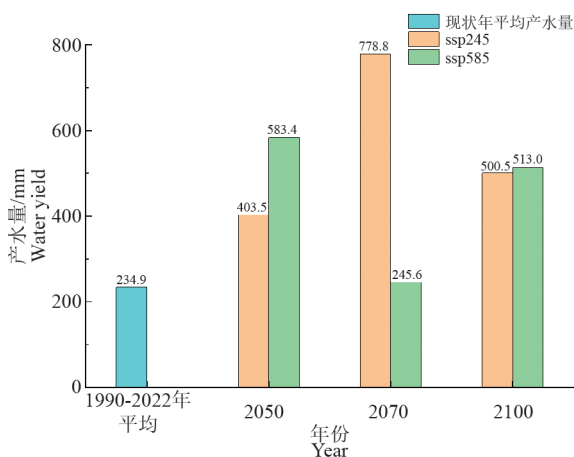


图 21 未来泰安市产水量分布图

Fig. 21 Distribution of future water yield in Tai'an City

### 3 讨论

1990-2022年泰安市产水量增加趋势为2.1 mm/yr。已有研究显示,2001-2020年,全中国的产水量以3.0 mm/yr的趋势增加,中国的产水量增加和减少的地区占比为61.5%和38.5%<sup>[33]</sup>,同期泰安市产水量的增加趋势为0.7 mm/yr,可见泰安市处于产水量增加的地区,但仍处于平均值偏下水平。由不同土地利用类型产水量结果显示,泰安市各个地类的产水能力由强到弱依次为建设用地、草地、耕地、林地、水域。这一规律与文献<sup>[28-30]</sup>总结的规律一致。

多源因素与产水量的相关分析中显示,泰安市有93.9%的区域的产水量与温度为正相关,但其显著性水平 $P>0.05$ 。由于产水量与降水量间存在极强的正相关性,而又有研究显示,全球气温增加1℃,平均降水量增加约5%,我国气温呈

现明显上升趋势,降水量呈滞后增加趋势<sup>[34]</sup>。因此,主要受到降水的影响,泰安市产水量与温度呈正相关关系。

### 4 结论

文中采用 InVEST 模型中 Annual Water Yield 模块计算现状、未来变化环境下泰安市产水量变化规律,并对影响因素进行分析,得到以下主要结论:

(1) 1990-2022年泰安市平均产水量234.92 mm,以2.1 mm/yr的趋势增加,有85.2%的地区呈不显著增加的趋势。对比全国来看,泰安市处于产水量增加的地区,但仍低于全国平均水平。

(2) 1990-2022年泰安市产水量主周期为25年,突变点为2018年。空间上,泰安市产水量高值集聚模式,冷点集中在泰安西部和山区,热点集中在泰安东部。

(3) 泰安市不同土地利用类型的产水能力由强到弱依次为建设用地、草地、耕地、林地、水域。

(4) 多源因素分析表明,泰安市产水量与降水量呈极强正相关,且在全时域、全时间尺度下表现出很强的相干特征,而与潜在蒸散量、NPP、温度相关性较弱。

(5) 未来变化环境下,随着降水量的增加及城市用地的扩张,产水量呈增加趋势。

### 参考文献

[1] 徐志刚,马瑞,于秀波,等.成本效益、政策机制与生态恢复建设的可持续发展[J].中国软科学,2010(02):5-13.

- [2] 文一惠,刘桂环,田至美.生态系统服务研究综述[J].首都师范大学学报(自然科学版),2010(03):64-69.
- [3] 欧阳志云,王如松,赵景柱.生态系统服务功能及其生态经济价值评价[J].应用生态学报,1999(05):635-640.
- [4] 冯伟林,李树茁,李 聪.生态系统服务与人类福祉--文献综述与分析框架[J].资源科学,2013,35(07):1482-1489.
- [5] Marsh G P, Lowenthal D. Man and nature[J]. *Organization&Environment*,1965,15(2):170-177.
- [6] 李 成,黄 欣,赵 洁,等.生态系统文化服务研究进展[J].生态学报,2025,45(12):6103-6115.
- [7] Costanza R, D'arge R, et al. The value of the world's ecosystem services and natural capital[J]. *Nature*, 1997,387:253-260.
- [8] 黄从红,杨 军,张文娟.生态系统服务功能评估模型研究进展[J].生态学杂志,2013,32(12):3360-3367.
- [9] 杨 洁,谢保鹏,张德罡.基于 InVEST 模型的黄河流域产水量时空变化及其对降水和土地利用变化的响应[J].应用生态学报,2020,31(08):2731-2739.
- [10] 周怡宁,关颖慧,林一诚,等.基于 InVEST 模型的小滦河流域产水及水源涵养功能时空变化[J].中国水土保持科学(中英文),2024,22(05):72-82.
- [11] Nahib I, Amhar F, Wahyudin Y, et al. Spatial-temporal changes in water supply and demand in the Citarum Watershed, West Java, Indonesia using a geospatial approach[J]. *Sustainability*,2022,15(1):562.
- [12] 彭守璋.中国 1km 分辨率逐月降水量数据集(1901-2023)[Z].国家青藏高原数据中心.2020.
- [13] 彭守璋.中国 1km 多情景逐月潜在蒸散发数据集(2021-2100)[Z].国家青藏高原数据中心.2023.
- [14] 何永利.基于世界土壤数据库(HWSD v1.2)的泛第三极土壤数据集[Z].国家青藏高原数据中心.2019.
- [15] 彭守璋.中国 1km 分辨率逐月平均气温数据集(1901-2023)[Z].国家青藏高原数据中心.2019.
- [16] 胡云锋."一带一路"沿线国家生态供给 NPP 数据集(2000-2015)[Z].国家青藏高原数据中心.2021.
- [17] Jie Yang, Xin Huang. The 30 m annual land cover datasets and its dynamics in China from 1985 to 2023 [J]. *Earth System Science Data*, 2024, 13(1): 3907-3925.
- [18] Yan F, Shangguan W, Zhang J, et al. Depth-to-bedrock map of China at a spatial resolution of 100 meters[J]. *Scientific Data*,2020,7(1): 2.
- [19] 刘 菊,傅 斌,张成虎,等.基于 InVEST 模型的岷江上游生态系统水源涵养量与价值评估[J].长江流域资源与环境,2019,28(03):577-585.
- [20] 李广英,李红颖,王凌青,等.青海省土地利用变化及其社会经济驱动因素分析[J].草业科学,2022,39(12):2604-2616.
- [21] 袁丽华,蒋卫国,申文明,等.2000-2010 年黄河流域植被覆盖的时空变化[J].生态学报,2013,33(24):7798-7806.
- [22] 祁顺杰,陈皓锐. Morlet 小波在降雨的多时间尺度分析中的应用[J].南水北调与水利科技,2010,8(03):79-82.
- [23] 彭艳玉,刘 煜,郜倩倩.中国夏季云和降水的定量关系及其成因分析[J].热带气象学报,2024,40(02):326-340.
- [24] 宋 兵.基于 Mann-Kendall 检验的王瑶水库降水、径流变化趋势及突变分析[J].陕西水利,2018(03):77-78+81.
- [25] 胡 锐,刘志伟,张雄浩,等.基于不同权重的土地利用空间自相关模型对比分析——以元谋县为例[J].安徽农业科学,2024,52(11):54-59.
- [26] 王巧玲,李双成.云南省碳排放时空演变特征及影响因素分析[J].中国环境科学,2025,45(01):528-537.
- [27] 赵艳华,苏 德,包 扬,等.阴山北麓草原生态功能区植被覆盖度遥感动态监测[J].环境科学研究,2017,30(02):240-248.
- [28] 杨 洁.黄河流域草地生态系统服务功能及其权衡协同关系研究[D].兰州:甘肃农业大学,2021.
- [29] 赵柳青,张永红,左健扬,等.黄河流域宁夏段产水量时空变化分析[J].水文,2023,43(02):41-45.
- [30] 朱志洪,周本智,王懿祥,等.近 30 年千岛湖流域产水量时空变化及其影响因子分析[J].南京林业大学学报(自然科学版),2023,47(03):111-119.
- [31] Rahi Keywan, van Vuuren Detlef P, Kriegler Elmar, et al. The Shared Socioeconomic Pathways and their energy, land use, and greenhouse gas emissions implications: An overview[J]. *Global Environmental Change*,2016,42:153-168.
- [32] Tianyuan Z, Changxiu C, Xudong W. Mapping the spatial heterogeneity of global land use and land cover from 2020 to 2100 at a 1 km resolution[J]. *Scientific Data*,2023,10(1):748-748.
- [33] Li Yiran, Chen Peng, Niu Yong, et al. Dynamics and attributions of ecosystem water yields in China from 2001 to 2020 [J]. *Ecological Indicators*, 2022, 143: 109373.
- [34] 刘 凯,聂格格,张 森.中国 1951—2018 年气温和降水的时空演变特征研究[J].地球科学进展,2020,35(11):1113-1126.