

倪宁淇,李 果,崔宁博,等. 我国西南地区近 56 年参考作物蒸散量的敏感性分析[J]. 江苏农业科学,2019,47(20):298-305.  
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2019.20.066

# 我国西南地区近 56 年参考作物蒸散量的敏感性分析

倪宁淇<sup>1</sup>, 李 果<sup>1</sup>, 崔宁博<sup>1,2,3</sup>, 姜守政<sup>1</sup>, 唐 琦<sup>1</sup>, 刘双美<sup>4</sup>, 廖功磊<sup>5</sup>, 王禄涛<sup>6</sup>

(1. 四川大学水利水电学院/水力学与山区河流开发保护国家重点实验室, 四川成都 610065; 2. 南方丘区节水农业研究四川省重点实验室, 四川成都 610066; 3. 西北农林科技大学旱区农业水土工程教育部重点实验室, 陕西杨凌 712100; 4. 四川省水利科学研究院, 四川成都 610072; 5. 四川省机械研究设计院, 四川成都 610023; 6. 广西捷佳润科技股份有限公司, 广西南宁 530007)

**摘要:**参考作物蒸散量( $ET_0$ )是水文气象研究及水资源管理规划中的重要参数。基于 1960—2015 年我国西南地区 96 个气象站的逐日相对湿度( $RH$ )、日照时数( $n$ )、风速( $u$ )、最低温度( $T_{\min}$ )、最高温度( $T_{\max}$ )和平均温度( $T_{\text{mean}}$ )资料,采用 1998 年联合国粮食及农业组织(FAO)推荐的 Penman - Monteith 公式,计算近 56 年研究区的  $ET_0$ ,并分析  $ET_0$  对各气象因子的敏感系数。结果表明,近 56 年我国西南地区的平均  $ET_0$  为 1 027.11 mm,在空间分布上表现为自东北向西南方向逐渐增大;全区  $ET_0$  对气象因子敏感系数的绝对值排序为  $RH > n > T_{\max} > T_{\text{mean}} > u > T_{\min}$ ,在空间分布上,  $RH$ 、 $n$ 、 $u$  敏感系数在研究区西部较高,  $T_{\max}$  敏感系数在以云贵高原的元江、广西盆地的北海为中心的地区较高,  $T_{\text{mean}}$  敏感系数在研究区东部及云贵高原西南部较高,  $T_{\min}$  敏感系数在广西盆地地区较高;  $RH$ 、 $T_{\max}$ 、 $u$ 、 $T_{\min}$  敏感系数呈上升趋势,其中  $T_{\max}$  敏感系数显著( $P < 0.05$ )上升,其余气象因子的敏感系数呈极显著( $P < 0.01$ )上升趋势,  $n$  敏感系数呈极显著( $P < 0.01$ )下降趋势,  $T_{\text{mean}}$  敏感系数变化不明显;  $RH$ 、 $T_{\max}$  与  $n$  敏感系数的年内变化特征为双峰型曲线,  $T_{\text{mean}}$ 、 $u$ 、 $T_{\min}$  敏感系数呈单峰型曲线;全区  $ET_0$  的突变时间为 1996 年,突变时间以前  $ET_0$  呈极显著( $P < 0.01$ )下降的趋势,气候倾向率为  $-13.437$  mm/10 年,突变时间后呈显著( $P < 0.05$ )上升趋势,气候倾向率为  $21.770$  mm/10 年。因此可见,西南全区及各分区参考作物蒸散量均对相对湿度的敏感性最高,除四川盆地外,其余分区对日照时数、最高温度的敏感性较高,四川盆地对平均温度的敏感性较高。

**关键词:**参考作物蒸散量( $ET_0$ );气象因子;Penman - Monteith 公式;敏感系数;中国西南地区;气候突变

**中图分类号:** S161.4 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2019)20-0298-07

参考作物蒸散量,又称潜在蒸散量( $ET_0$ ),可以表征充分供水条件下大气的蒸散能力。量化区域  $ET_0$  及其变化趋势,对于分析地区干湿程度、农业灌溉用水需求、水资源供需平衡等具有重要意义<sup>[1]</sup>。近几十年来,世界各地在  $ET_0$  演变机制方面已有不少研究<sup>[2-5]</sup>,Golubev 等发现,美国地区的  $ET_0$  受太阳辐射和风速减弱的影响,呈下降趋势<sup>[2]</sup>;Dimpashoh 等发现,伊朗北部地区的  $ET_0$  受风速上升和相对湿度减弱的影响,呈上升趋势<sup>[3]</sup>;Chattopadhyay 等发现,印度地区的  $ET_0$  受相对湿度上升和辐射下降的影响,呈下降趋势<sup>[4]</sup>;而 Li 等发现,我国西南地区的  $ET_0$  受风速影响而呈下降趋势<sup>[5]</sup>。

与  $ET_0$  相关的气象因子包括相对湿度、日照时数、风速、温度等,研究  $ET_0$  对相关气象因子的敏感性,有助于分析与预测  $ET_0$  在时空上的分配变化<sup>[6]</sup>。目前,已有很多学者参与到

$ET_0$  影响因素的研究中<sup>[7-13]</sup>。在敏感性方面,Gong 等研究发现,在我国长江流域地区,  $ET_0$  对于相对湿度最为敏感<sup>[7]</sup>;杨林山等研究了洮河流域  $ET_0$  对气象因子的敏感性,结果发现,该流域对净辐射最为敏感<sup>[8]</sup>,这与刘昌明等对全国流域各片区的气象因子敏感性分析的研究结果相近<sup>[9]</sup>;而迟道才等研究发现,近 40 年,辽宁省  $ET_0$  对相对湿度变化最为敏感<sup>[10]</sup>,可见  $ET_0$  在不同的地区气候条件下对气象因子的敏感性存在差异。

近年来,有关  $ET_0$  的研究多集中在干旱半干旱地区,随着气候变化,我国西南地区的气候有变干的趋势<sup>[14]</sup>。本研究基于西南 5 个省份 1960—2015 年 96 个地面气象观测站的长序列观测数据,利用 P - M 模型计算出近 56 年的  $ET_0$ ,对影响  $ET_0$  的 6 个气象因子[相对湿度( $RH$ )、日照时数( $n$ )、风速( $u$ )、最高温度( $T_{\max}$ )、最低温度( $T_{\min}$ )、平均温度( $T_{\text{mean}}$ )]进行敏感性分析,并通过 Cramer 突变检验、Mann - Kendall 非参数检验、地理信息系统(GIS)反距离加权插值等方法,分析突变前后  $ET_0$  及气象因子和敏感系数的变化规律和时空变化特征。研究气候变化下西南地区  $ET_0$  的时空变化趋势及其对气象因子的响应规律,对于分析区域水文过程、水资源合理规划具有重要意义,可以为西南 5 个省份预测  $ET_0$  趋势变化、调整农业结构、优化水资源分配、管理生态等提供基础参考。

## 1 研究地概况与资料

我国西南地区位于  $91^{\circ}21' \sim 112^{\circ}04'E$ ,  $20^{\circ}54' \sim 34^{\circ}19'N$ ,

收稿日期:2018-07-31

基金项目:国家科技支撑计划(编号:2015BAD24B01-01);国家自然科学基金(编号:51779161、51009101);中央高校基本科研业务费专项资金(编号:2018CDPZH-10、2016CDDY-S04-SCU、2017CDLZ-N22)。

作者简介:倪宁淇(1996—),女,重庆人,研究方向为节水灌溉理论与技术。E-mail:1041731266@qq.com。

通信作者:崔宁博,博士,副教授,博士生导师,研究方向为节水灌溉理论与技术。E-mail:cuingbo@126.com。

包括云南、贵州、四川、重庆和广西等地区,属温带、亚热带季风气候,该区域水资源较为丰富,年降水量在 900 mm 以上<sup>[15]</sup>。西南地区是我国地貌最复杂的区域之一,包括四川盆地及盆周地带、云贵高原山地丘陵地带,以及青藏高原高山地带等。根据地形地貌条件,可以将西南地区分为 4 个区域进行研究,分别是云贵高原、川西高原以及四川盆地、广西盆地<sup>[14]</sup>,如图 1 所示。本研究的气象数据来源于国家气象中心,包括 1960—2015 年 96 个站点的逐日  $RH$ 、 $n$ 、 $u_{10}$  (表示 10 m 高处的风速)、 $T_{max}$ 、 $T_{min}$ 、 $T_{mean}$  以及站点位置等数据。本研究区域和所选站点分布见图 1。

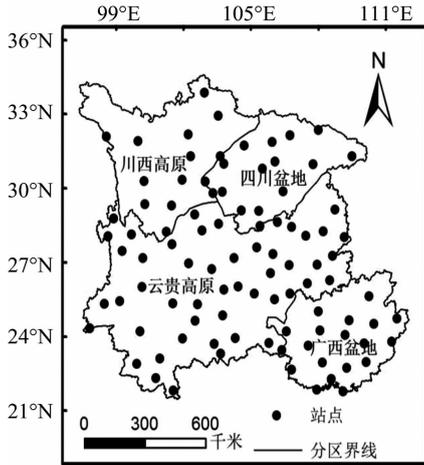


图1 西南地区站点分布

2 材料与方法

2.1 FAO-56 Penman-Monteith 公式

1998 年联合国粮食及农业组织 (FAO) 推出的修正的 Penman-Monteith 模型是至今广泛采用的、计算  $ET_0$  精度的较好的 1 种方法<sup>[16-18]</sup>,表达式如下:

$$ET_0 = \frac{0.408\Delta(R_n - G) + \gamma \frac{900}{(T+273)} U_2 (e_s - e_a)}{\Delta + \gamma(1 + 0.34U_2)} \quad (1)$$

式中: $ET_0$  为参考作物蒸散量,mm/d; $\Delta$  为饱和水汽压与温度曲线的斜率,kPa/°C; $R_n$  为净辐射,MJ/(m<sup>2</sup>·d); $G$  为土壤热通量,MJ/(m<sup>2</sup>·d); $\gamma$  为湿度计常数,kPa/°C; $T$  为 2 m 高处的日平均气温,°C; $U_2$  为 2 m 高处的风速,m/s; $e_s$  为饱和水汽压,kPa; $e_a$  为实际水汽压,kPa。

2.2 敏感性分析

参考作物蒸散量对气象因子的敏感性,是指当气象因子变化时,潜在蒸散量的变化程度,可以通过敏感性分析公式进行定量计算,表达式如下<sup>[19-20]</sup>:

$$S_{vi} = \lim_{\Delta V_i \rightarrow 0} \left( \frac{\Delta ET_0 / ET_0}{\Delta V_i / V_i} \right) = \frac{\partial ET_0}{\partial V_i} \cdot \frac{V_i}{ET_0} \quad (2)$$

式中: $S_{vi}$  为敏感系数; $V_i$  为第  $i$  个变量 ( $RH$ 、 $n$ 、 $u$ 、 $T_{max}$ 、 $T_{min}$ 、 $T_{mean}$ ) 的日值。 $S_{vi} > 0$ ,表示  $ET_0$  与气象因子的变化相同,气象因子增加则  $ET_0$  增加; $S_{vi} < 0$ ,表示  $ET_0$  与气象因子的变化相反,气象因子增加则  $ET_0$  减小,| $S_{vi}$ | 越大,表示该气象因子对  $ET_0$  的影响程度越大。

2.3 Cramer 法检验气候突变

此方法通过比较某一局部样本序列的平均值  $\bar{x}_k$  与总体样

本平均值的差异,来判别是否存在突变,原假设  $H_0: \bar{x}_k - \bar{x} = 0$ 。定义统计量  $t_k$  的公式如下:

$$t_k = \sqrt{\frac{n(N-2)}{N-n(l+t_k^2)}} \tau_k \quad (3)$$

式中: $\tau_k = \frac{\bar{x}_k - \bar{x}}{s}$ ,  $\bar{x}_k = \frac{1}{n} \sum_{i=k+1}^{k+n} x_i$ ,  $\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i$ ,其中  $s$  为总样本方差, $N$  为总样本序列的长度, $n$  为子序列的长度。 $t_k$  服从自由度为  $N-2$  的  $t$  分布,选取临界值  $t_0$ ,当  $t_0 \geq |t_k|$  时,则接受原假设,表示不存在显著差异<sup>[16,21]</sup>。

本研究中数据变化统计方法包括气候倾向率和 Mann-Kendall 趋势检验法,具体计算方法参照文献[22-23]。

3 结果与分析

3.1 参考作物蒸散量的时空分布及气象因子的变化趋势

西南地区的参考作物蒸散量区域差异极大(图 2), $ET_0$  平均为 1 027.11 mm,自东北向西南方向逐渐增大,最大值为 1 509.81 mm,出现在元江站点;最小值为 684.28 mm,出现在峨眉山站点。利用气候倾向率计算研究区及 4 个分区近 56 年的  $ET_0$  与气象因子的变化趋势,如表 1 所示,云贵高原与川西高原地区的  $ET_0$  呈上升趋势,广西盆地与四川盆地的  $ET_0$  呈下降趋势,差异均未达显著水平。全区  $ET_0$  以  $-1.293$  mm/10 年的倾向率下降,这与我国大部分地区的  $ET_0$  呈下降趋势的结论基本一致<sup>[6-10]</sup>。其中 25.0% 站点的下降水平显著 ( $P < 0.05$ ),13.5% 站点的下降水平极显著 ( $P < 0.01$ ),显著下降的站点多集中于广西盆地、四川盆地及云贵高原东部;仅 16.7% 站点的上升水平显著 ( $P < 0.05$ ),12.5% 站点的上升水平极显著 ( $P < 0.01$ ),显著上升的站点多集中于云贵高原西部,这与张青雯等对西南地区的研究结果<sup>[14]</sup>一致。

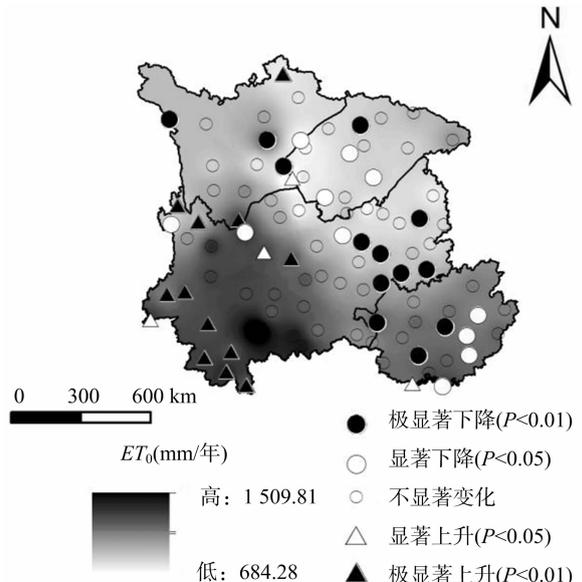


图2 西南地区年均参考作物蒸散量的分布及变化趋势

由表 1 还可以看出,气象因子在 56 年来发生了显著变化,在分区及全区的统计范围内,除川西高原的  $u$  变化未达极显著水平外,其余各气象因子的变化均达极显著水平 ( $P < 0.01$ )。各分区气象因子的变化趋势与全区的变化趋势相似,在全区范围内, $RH$  ( $-0.535\%/10$ 年)、 $n$  ( $-0.092\text{h}/10$ 年)、

表1 参考作物的蒸散量及气象因子的变化趋势

区域	$ET_0$ 与各气象因子的变化趋势						
	$ET_0$ (mm/10年)	$RH$ (%/10年)	$n$ (h/10年)	$T_{max}$ (°C/10年)	$T_{mean}$ (°C/10年)	$u$ [m/(s·10年)]	$T_{min}$ (°C/10年)
云贵高原	1.011	-0.618**	-0.052**	0.142**	0.200**	-0.021**	0.259**
川西高原	3.896	-0.417**	-0.074**	0.245**	0.311**	-0.028*	0.377**
广西盆地	-5.479	-0.590**	-0.126**	0.113**	0.156**	-0.028**	0.200**
四川盆地	-4.599	-0.516**	-0.118**	0.188**	0.184**	-0.016**	0.179**
全区	-1.293	-0.535**	-0.092**	0.172**	0.213**	-0.023**	0.254**

注: \*表示通过95%的M-K显著性检验( $P < 0.05$ ); \*\*表示通过99%的M-K显著性检验( $P < 0.01$ )。表3、表4同。

$u$  [-0.023 m/(s·10年)]呈极显著减小趋势;  $T_{max}$  (0.172 °C/10年)、 $T_{mean}$  (0.213 °C/10年)、 $T_{min}$  (0.254 °C/10年)呈极显著增大趋势。

### 3.2 参考作物蒸散量对气象因子敏感系数的时空分布

$ET_0$  对各气象因子的敏感系数反映了  $ET_0$  对气象因子年内变化的灵敏程度,其绝对值越大,表示  $ET_0$  对相应气象因子的变化越敏感。全区范围内,根据式(2)计算西南地区  $ET_0$  对气象因子的敏感系数。如表2所示,其中  $RH$  的敏感系数为负,其余5个要素的敏感系数为正;  $RH$  敏感系数的绝对值最大,其次是  $n$ ;  $u$  敏感系数的绝对值最小。

表2 西南地区参考作物蒸散量对各气象因子的敏感系数

敏感系数					
$RH$	$n$	$T_{max}$	$T_{mean}$	$u$	$T_{min}$
-0.58	0.24	0.19	0.16	0.08	0.06

3.2.1 气象因子敏感系数的空间分布 由图3可以看出,  $RH$  敏感系数的空间差异较大,最低仅有-1.18,出现在广西盆地南部的北海,最高可达-0.14,出现在云贵高原西南部的景洪,在空间分布上表现为在云贵高原中部、东部及广西盆地的南部北海地区形成低值区,向外呈递增趋势,并在全区西部形成高值区。 $n$  敏感系数的变化范围为0.15~0.39,在四川盆地与云贵高原交界的中部地区形成低值区,向外逐渐递增,在云贵高原西南部形成高值区。 $T_{max}$  敏感系数的变化范围为0.06~0.42,在全区中部及东北部形成低值区,以云贵高原的元江、广西盆地的北海为中心地区形成高值区。 $T_{mean}$  敏感系数的变化范围为0.02~0.28,在川西高原及其与云贵高原的交界地区,以及云贵高原的蒙自、屏边、元江地区形成低值区,在云贵高原西南部及全区东部形成高值区。 $u$  敏感系数的变化范围为-0.09~0.18,在全区中部形成低值区,在川西高原中西部和云贵高原的元江、屏边、蒙自及四川盆地的奉节与广西盆地的都安、桂林地区形成高值区。 $T_{min}$  敏感系数的变化范围为-0.02~0.16,由全区西北部向南部及东南部逐渐递增,在川西高原形成低值区,在广西盆地及云贵高原的元江、蒙自、屏边形成高值区。总体来说,各区的气象因子敏感系数大小存在差异,但  $RH$  敏感性均为最高,除  $RH$  外,在云贵高原、川西北和广西盆地地区,  $ET_0$  对  $n$ 、 $T_{max}$  的敏感性较高,在四川盆地地区,  $T_{mean}$  与  $n$  的敏感性较高。

3.2.2 气象因子敏感系数的多年变化趋势 西南地区各气象因子敏感系数的气候倾向率及M-K检验结果如图3、表3所示,可见近56年来西南地区气象因子的敏感系数变化明显,各个站点的变化趋势存在差异。全区  $RH$  敏感系数在各个站点的变化趋势差异较大,最终表现为全区的上升趋势,且

达到极显著水平( $P < 0.01$ ),其中广西盆地的变化趋势最大,为0.010/10年( $P < 0.05$ );全区36.5%的站点升幅显著( $P < 0.05$ ),30.2%的站点升幅极显著( $P < 0.01$ ),显著上升的站点多分布于云贵高原、广西盆地及川西高原;20.8%的站点降幅显著( $P < 0.05$ ),仅13.5%的站点降幅极显著( $P < 0.01$ )。全区  $n$  敏感系数呈极显著减小的趋势,其中四川盆地的变化趋势最大,为-0.006/10年( $P < 0.01$ );全区58%的站点降水水平显著( $P < 0.05$ ),51%的站点降幅极显著( $P < 0.01$ ),显著上升的站点多分布于全区中南部;仅5.2%的站点升幅显著( $P < 0.05$ ),2.1%的站点升幅极显著( $P < 0.01$ )。

由表3还可以看出,全区  $T_{max}$  敏感系数呈显著增大趋势,各区的变化趋势差异不大,川西高原与广西盆地变化显著( $P < 0.05$ );全区43.8%的站点升幅显著( $P < 0.05$ ),38.5%的站点升幅极显著( $P < 0.01$ );10.4%的站点降幅显著( $P < 0.05$ ),8.3%的站点降幅极显著( $P < 0.01$ )。全区  $T_{mean}$  敏感系数呈下降趋势,其中川西高原呈上升趋势,但是变化不明显,广西盆地的变化趋势最大,为-0.007/10年( $P < 0.05$ ),云贵高原的变化趋势最明显,为-0.003/10年( $P < 0.01$ );全区43.8%的站点降幅显著( $P < 0.05$ ),37.5%的站点降幅极显著( $P < 0.01$ ),多集中于广西盆地西南部与云贵高原;17.7%的站点降幅显著( $P < 0.05$ ),13.5%的站点升幅极显著( $P < 0.01$ )。全区  $u$  敏感系数呈极显著上升趋势( $P < 0.01$ ),各区的变化趋势差异不大;56.3%的站点呈显著上升趋势( $P < 0.05$ ),49.0%的站点升幅极显著( $P < 0.01$ );仅4.2%的站点呈显著下降趋势( $P < 0.05$ ),2.1%的站点降幅极显著( $P < 0.01$ )。全区  $T_{min}$  敏感系数呈极显著上升趋势( $P < 0.05$ ),仅四川盆地呈不显著的上升趋势;全区65.6%的站点升幅显著( $P < 0.05$ ),58.3%的站点升幅极显著( $P < 0.01$ ),显著上升的站点在全区内分布较均匀;仅8.3%的站点显著下降( $P < 0.05$ ),6.3%的站点降幅极显著( $P < 0.01$ )。

### 3.3 气象因子敏感系数的年内变化分析

以  $ET_0$  对各气象要素的敏感系数多年月平均值为代表值,分析其年内逐月变化。由图4可以看出,  $n$  敏感系数表现为夏季高、冬季低,最低值出现在1月,6月之后增长变快,在8月达到最高值0.33;  $u$  敏感系数在夏季低、冬季高,最低值0.04出现在7月,最高值0.12出现在12月;  $T_{min}$ 、 $T_{mean}$  敏感系数表现为夏季高、冬季低,最高值出现在7月,7月  $T_{mean}$  敏感系数为0.22,  $T_{min}$  敏感系数为0.09;  $T_{max}$  敏感系数的变化规律与  $T_{min}$ 、 $T_{mean}$  敏感系数相似,而最大值0.22出现在5月,且在6月有1个局部低值0.19;  $RH$  敏感系数为负值,其绝对值表现为夏季低、冬季高,最大绝对值出现在1月,为0.69,最小绝对值出现在8月,为0.45。此外还可以看出,各个月份的

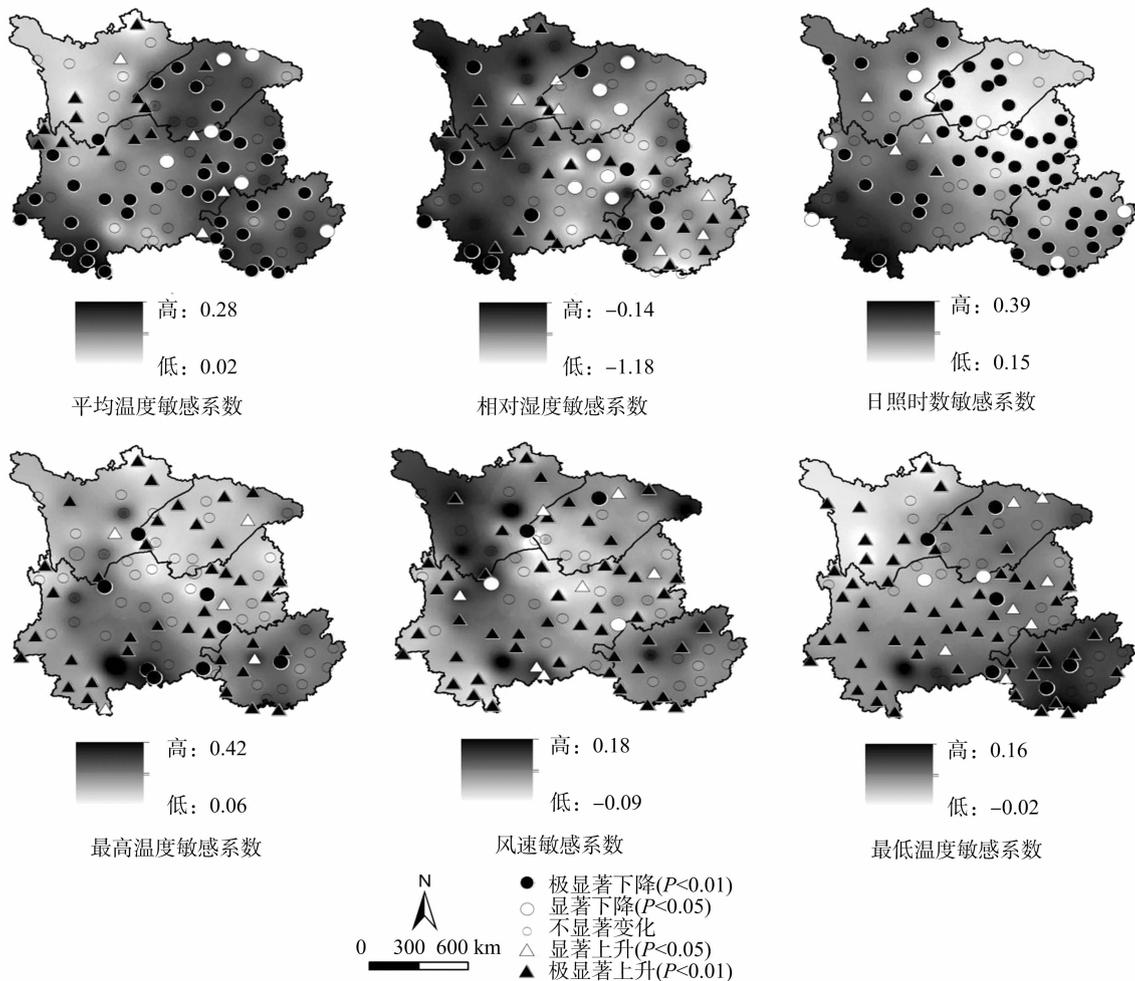


图3 56年来6个气象因子的敏感系数分布及变化趋势

表3 各气象因子敏感系数每10年的变化趋势

区域	敏感系数					
	RH	n	T <sub>max</sub>	T <sub>mean</sub>	u	T <sub>min</sub>
云贵高原	0.006 *	-0.004 **	0.003	-0.003 **	0.004 **	0.002 **
川西高原	0.006 *	-0.003 **	0.004 *	0.001	0.005 **	0.002 **
广西盆地	0.010 *	-0.006 *	0.004 *	-0.007 *	0.006 *	0.003 *
四川盆地	0.001	-0.006 **	0.004	-0.004	0.004 *	0.002
全区	0.006 **	-0.005 **	0.004 *	-0.003	0.005 **	0.002 **

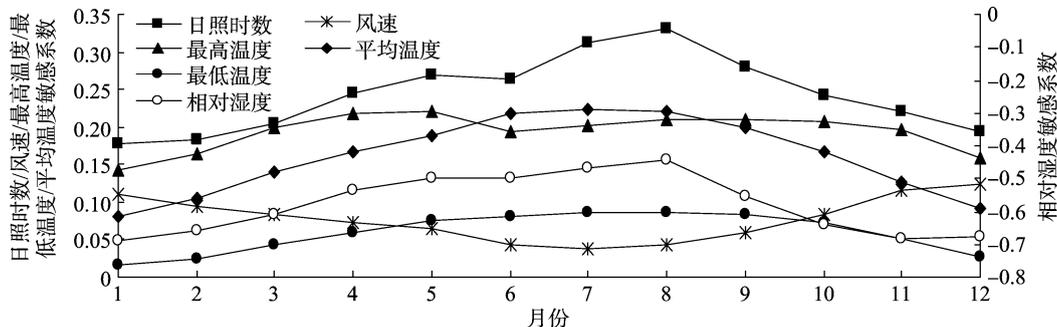


图4 气象因子敏感系数的年内变化特征

$ET_0$  均对 RH 的敏感性最大,除冬季外, $ET_0$  对  $n$ 、 $T_{mean}$ 、 $T_{max}$  的敏感性较高,在冬季的12月、1月, $ET_0$  对  $u$  的敏感性超过了

$T_{mean}$ 。总体来说,RH、 $T_{max}$ 、 $n$  敏感系数的年内变化特征为双峰型曲线,其他气象因子呈单峰型曲线。

### 3.4 基于Cramer法则的 $ET_0$ 突变检验分析

由于Cramer突变检验子序列的选择带有有人为性,使最终结果存在误差,为了减小此误差,在本试验中多次变动子序列年份的长度,以得到最明显的结果。如图5所示,研究全区1996年对应的 $t = -3.339$ ,确定显著性 $\alpha = 0.01$ ,临界值 $t_0 = -3.25$ , $|t| > |t_0|$ ,存在显著差异,即全区在1996年发生突变。由表4可以看出,1960—1995年全区的 $ET_0$ 呈极显著下降趋势( $P < 0.01$ ),气候倾向率为 $-13.437 \text{ mm}/10 \text{ 年}$ ,1996—2015年呈显著上升趋势( $P < 0.05$ ),气候倾向率为 $21.770 \text{ mm}/10 \text{ 年}$ 。各分区在突变前后的变化趋势与全区检验结果相似,但是各分区由于气候条件不同,突变显著性及年份也有差异。云贵高原的突变时间为1996年,显著性 $\alpha = 0.01$ ;川西高原的突变时间为1999年,显著性 $\alpha = 0.02$ ;广西盆地的突变时间为1996年,显著性 $\alpha = 0.05$ ;四川盆地的突变时间为1992年,显著性 $\alpha = 0.01$ 。该研究结果与刘娜等在相关地区的突变检验结果<sup>[24-25]</sup>相符。

基于突变时间点,进行气象因子变化分析。结果显示,参考作物蒸散量受到气象因子的综合影响,因此基于 $ET_0$ 突变点,分析西南5个省份气象因子的前后变化趋势。如表4所示,近56年来,气象因子发生了显著变化,在全区范围内, $T_{\text{mean}}$ 、 $T_{\text{min}}$ 在2个时段均呈上升趋势, $T_{\text{max}}$ 在2个时段的变化不明显,温度气象因子在突变前后的相对变化性并不强, $T_{\text{min}}$ 的变化由极显著上升转为显著上升,这与刘昌明等指出的1960—2007年全国10大流域片区内 $T_{\text{min}}$ 显著上升的结论<sup>[9]</sup>一致。 $RH$ 在突变年份以前呈上升趋势,气候倾向率为 $0.127\%/10 \text{ 年}$ ,在突变年份后则呈显著下降趋势,气候倾向率为 $-1.536\%/10 \text{ 年}$ ( $P < 0.05$ )。 $n$ 、 $u$ 在突变年份以前呈下降趋势,其中 $n$ 呈极显著下降趋势( $-0.015 \text{ h}/10 \text{ 年}$ , $P < 0.01$ ), $u$ 呈显著下降趋势[ $-0.019 \text{ m}/(\text{s} \cdot 10 \text{ 年})$ , $P < 0.05$ ];在突变年份后呈上升趋势,其中 $u$ 为极显著上升[ $0.075 \text{ m}/(\text{s} \cdot 10 \text{ 年})$ , $P < 0.01$ ]。各分区与全区气象因子的变化具有相似性,但存在一定差异,在云贵高原和广西盆地地区,突变年份前后, $RH$ 均呈下降趋势;在川西高原, $T_{\text{max}}$ 、 $u$ 在2个时段内均呈上升趋势,且在突变年份后, $T_{\text{max}}$ 的上升趋势达显著水平( $P < 0.05$ ), $u$ 的上升趋势达极显著水平( $P < 0.01$ )。四川盆地地区各气象因子均具有相对的变化趋势。同样对敏感系数进行分时段分析(表略),发现敏感系数值在突变年份前后相差不大。在全区范围内,1996年前的 $RH$ 敏感系数变化不明显,1996年后变化显著,其气候倾向率为 $-0.037/10 \text{ 年}$ ( $P < 0.05$ ),具有较明显的相对性。 $u$ 、 $T_{\text{min}}$ 、 $T_{\text{max}}$ 敏感系数均由不明显趋势变为显著增大趋势,其中 $T_{\text{min}}$ 、 $T_{\text{max}}$ 敏感系数的变化达极显著水平,突变年份后, $T_{\text{min}}$ 敏感系数的变化趋势为 $0.005/10 \text{ 年}$ ( $P < 0.01$ ), $T_{\text{max}}$ 敏感系数的变化趋势为 $0.019 \text{ }^\circ\text{C}/10 \text{ 年}$ ( $P < 0.01$ )。 $n$ 敏感系数则由极显著降低趋势( $-0.008 \text{ h}/10 \text{ 年}$ , $P < 0.01$ )变化到不明显降低趋势。 $T_{\text{mean}}$ 敏感系数的相对变化不大。敏感系数高的气象因子对 $ET_0$ 的变化不一定具有决定作用, $ET_0$ 的变化及突变是气象因子综合作用的结果。因此可见,定量分析 $ET_0$ 变化的成因,需要从贡献率着手论证。

## 4 讨论

已有研究发现,我国西南地区的 $ET_0$ 在近几年来呈下降

趋势<sup>[14,27]</sup>,本研究得到了一致的结论。而本研究发现,西南地区的 $ET_0$ 在1996年存在突发性改变,即在1960—1995年, $ET_0$ 呈极显著下降趋势,气候倾向率为 $-13.437 \text{ mm}/10 \text{ 年}$ ( $P < 0.01$ );在1996—2015年, $ET_0$ 呈显著上升趋势,气候倾向率为 $21.770 \text{ mm}/10 \text{ 年}$ ( $P < 0.05$ )。本研究认为, $ET_0$ 突发性的上升趋势可能造成了西南地区农业用水的增加,与前人的研究结论存在差异<sup>[14]</sup>。 $ET_0$ 受气象因子的综合影响而产生突变,在本研究中,基于 $ET_0$ 突变点, $RH$ 、 $n$ 、 $u$ 具有较明显的相对变化性,温度变化并无明显的相对性,而研究区 $ET_0$ 对 $RH$ 、 $n$ 的敏感性较强。综合分析发现, $RH$ 、 $n$ 、 $u$ 可能是影响西南地区 $ET_0$ 变化的主要因素,这与前人的如下研究结果相似:西南地区的 $ET_0$ 受 $n$ 影响最大,云贵高原的 $ET_0$ 变化主要受到 $u$ 的影响;川西北高原的 $ET_0$ 上升主要受到 $T_{\text{min}}$ 上升的影响;川西南山地的 $ET_0$ 下降主要受到 $u$ 下降的影响;广西丘陵、四川盆地、贵州高原的 $ET_0$ 下降主要受到 $n$ 下降的影响<sup>[26-28]</sup>。

气象因子变化与大气环流有密切联系,从空气动力学角度出发<sup>[29]</sup>,近几十年来西南季风减弱<sup>[30]</sup>可能是西南地区 $ET_0$ 下降的一个重要原因。张志斌等对我国西南地区 $u$ 变化的研究发现,2000年前 $u$ 的下降可能是由于西风环流和季风环流风速的减弱,2000年后 $u$ 的加强则与纬向风的加强有关,且气象因子本身互相影响,温度变化也是影响 $u$ 的一个重要原因<sup>[31]</sup>。杨小梅等对西南地区 $n$ 的研究发现, $n$ 与 $u$ 的变化呈现相同趋势,与 $RH$ 的变化呈现反向趋势<sup>[32]</sup>,这与本研究中突变前后气象因子的变化趋势一致。本研究认为,通过分析突变前后的气象因子变化,对于分析 $ET_0$ 的变化更加准确。由于篇幅所限,本研究并未对 $ET_0$ 的成因进行深入分析,需要指出的是, $ET_0$ 对气象因子的敏感系数并不是 $ET_0$ 变化的决定性因素,若要进一步研究 $ET_0$ 的具体变化,需要综合敏感系数和气象因子的多年变化程度,得出气象因子对 $ET_0$ 的贡献率后再作比较。

## 5 结论

(1)在时间尺度上,西南地区近56年来的年均 $ET_0$ 为 $1027.11 \text{ mm}$ ,全区的 $ET_0$ 呈下降趋势(倾向率为 $-1.293 \text{ mm}/10 \text{ 年}$ ),但并不显著;气象因子均发生显著变化, $RH$ 、 $n$ 、 $u$ 呈极显著下降趋势( $P < 0.01$ ), $T_{\text{max}}$ 、 $T_{\text{mean}}$ 、 $T_{\text{min}}$ 呈极显著上升趋势( $P < 0.01$ )。温度增加,而潜在蒸散量减少,表明研究区存在“蒸发悖论”现象<sup>[32]</sup>。在空间分布上,西南地区的 $ET_0$ 具有明显的地区差异性,总体上呈现自东北向西南增大的趋势;从局部区域看,云贵高原西南部的 $ET_0$ 最高,四川盆地的 $ET_0$ 最低,且四川盆地、广西盆地地区的 $ET_0$ 呈下降趋势,川西高原、云贵高原的 $ET_0$ 呈上升趋势。即在高值区 $ET_0$ 呈现上升趋势,在低值区多呈现下降趋势。

(2)敏感分析显示,研究区内 $RH$ 对 $ET_0$ 为负效应,其余研究气象因子呈正效应。气象因子敏感系数绝对值大小表现为 $RH > n > T_{\text{max}} > T_{\text{mean}} > u > T_{\text{min}}$ 。各气象因子的敏感系数空间分布区域性差别显著, $RH$ 、 $n$ 、 $u$ 敏感系数在研究区西部形成高值区, $T_{\text{max}}$ 敏感系数在云贵高原的元江、广西盆地的北海等地区形成高值区, $T_{\text{mean}}$ 敏感系数在研究区东部及云贵高原西南部较高, $T_{\text{min}}$ 敏感系数在广西盆地地区较高。

(3)在年际尺度上, $RH$ 、 $T_{\text{max}}$ 、 $u$ 、 $T_{\text{min}}$ 的敏感系数呈上升趋

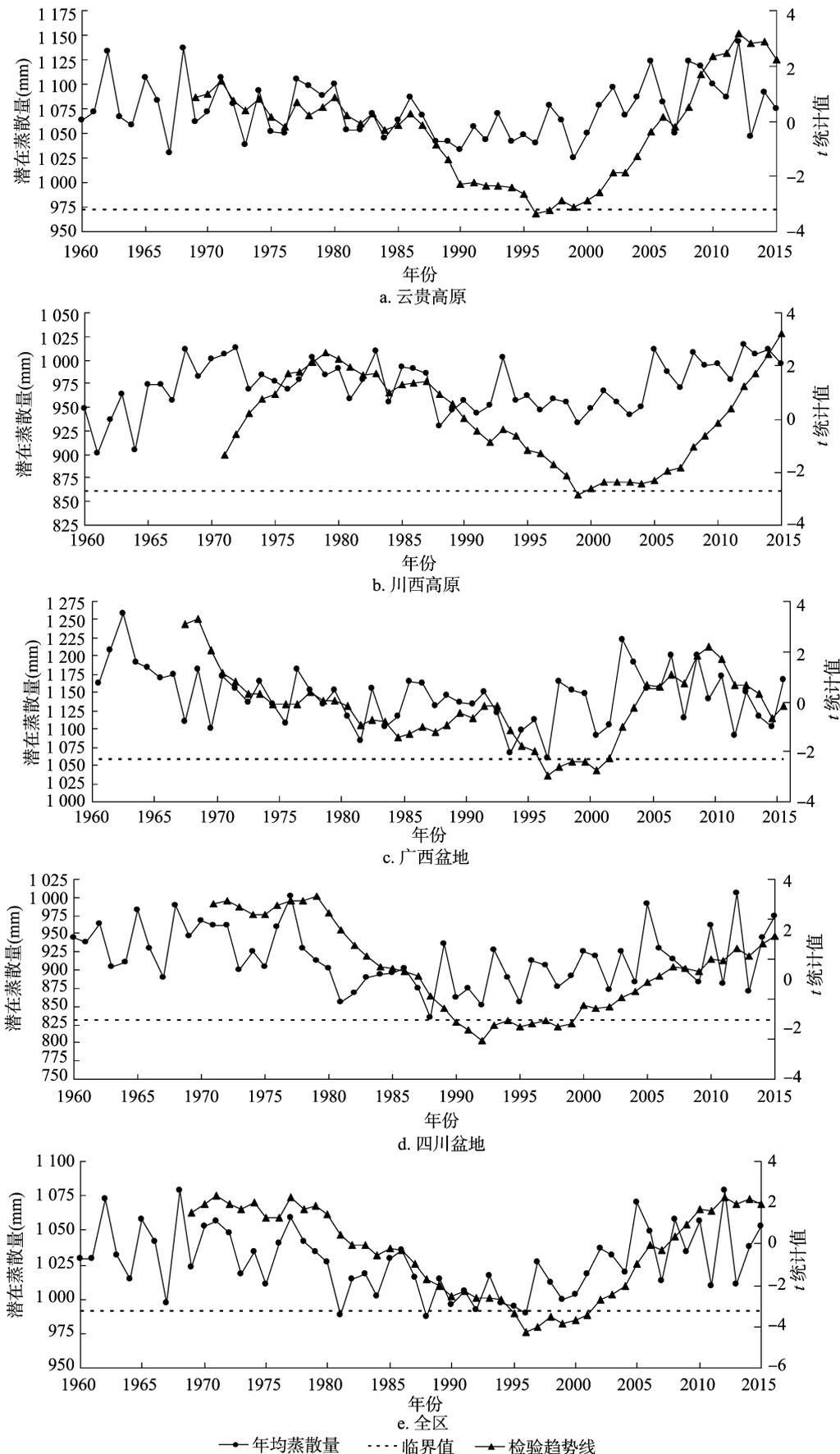


图5 1960—2015年参考作物蒸散量的Cramer突变检验结果

表4 突变年份前后的参考作物蒸散量及气象因子的变化趋势

区域	时间段	$ET_0$ 与各气象因子的变化趋势						
		$ET_0$ (mm/10年)	$RH$ (%/10年)	$n$ (h/10年)	$T_{max}$ ( $^{\circ}C/10年$ )	$T_{mean}$ ( $^{\circ}C/10年$ )	$u$ [m/(s·10年)]	$T_{min}$ ( $^{\circ}C/10年$ )
云贵高原	1960—1995年	-10.912*	-0.130	-0.133**	-0.048	0.057	-0.006	0.162**
云贵高原	1996—2015年	23.370	-1.272	0.099	0.226	0.232	0.075*	0.239*
川西高原	1960—1998年	0.519	0.238	-0.071*	0.069	0.213**	0.004	0.358**
川西高原	1999—2015年	43.331**	-1.915*	0.164	0.534*	0.465*	0.186**	0.395*
广西盆地	1960—1995年	-21.370**	-0.157	-0.218**	-0.030	0.017	-0.054**	0.064
广西盆地	1996—2015年	3.592	-0.738	-0.058	0.001	0.091	-0.012	0.181
四川盆地	1960—1991年	-26.009**	0.722*	-0.225**	-0.208	-0.119	-0.054**	-0.030
四川盆地	1992—2015年	26.079	-2.148**	0.080	0.538**	0.467**	0.077**	0.396**
全区	1960—1995年	-13.437**	0.127	-0.015**	-0.058	0.037	-0.019*	0.132**
全区	1996—2015年	21.770*	-1.536*	0.057	0.276	0.271	0.075**	0.266*

势,其中 $T_{max}$ 的敏感系数显著上升( $P < 0.05$ ),其余气象因子的敏感系数极显著上升( $P < 0.01$ ), $n$ 的敏感系数呈极显著下降趋势( $P < 0.01$ ), $T_{mean}$ 的敏感系数变化不明显。在年内(月)尺度上,西南地区各气象因子敏感系数的变化趋势有差异, $RH$ 、 $T_{max}$ 、 $n$ 敏感系数的变化特征为双峰型曲线,其中 $RH$ 敏感系数的双峰特征并不明显; $T_{mean}$ 、 $u$ 、 $T_{min}$ 的敏感系数呈单峰型曲线; $n$ 敏感系数的双峰型特征与梁丽乔等关于敏感系数年内曲线为单峰型的结论<sup>[6]</sup>存在差异。除冬季外, $ET_0$ 对 $n$ 、 $T_{mean}$ 、 $T_{max}$ 的敏感性较高,冬季 $u$ 的敏感性超过 $T_{mean}$ 。

(4)研究区 $ET_0$ 的突变时间为1996年,各分区由于气候条件的不同而存在差异,但前后不超过4年。在突变前,全区的 $ET_0$ 呈极显著降低趋势( $P < 0.01$ ),倾向率为-13.437 mm/10年;突变后呈显著上升趋势( $P < 0.05$ ),倾向率为21.770 mm/10年。基于 $ET_0$ 突变点,气象因子发生了显著变化, $RH$ 由不明显上升趋势转为显著下降趋势( $P < 0.05$ ); $n$ 由显著下降趋势( $P < 0.05$ )转为不明显上升趋势, $u$ 由显著下降趋势( $P < 0.05$ )转为极显著上升趋势( $P < 0.01$ ),而 $T_{mean}$ 、 $T_{min}$ 、 $T_{max}$ 的相对变化性不明显。气象因子敏感系数在突变年份前后的差异不大。

#### 参考文献:

- [1] Li C, Wu P T, Li X L, et al. Spatial and temporal evolution of climatic factors and its impacts on potential evapotranspiration in Loess Plateau of Northern Shaanxi, China[J]. Science of the Total Environment, 2017, 589(2):165-172.
- [2] Golubev V S, Lawrimore J, Groisman P Y, et al. Evaporation changes over the contiguous United States and the former USSR: a reassessment[J]. Geophysical Research Letters, 2001, 28(13):2665-2668.
- [3] Dinpashoh Y, Jhahgharia D, Fakheri - Fard A A, et al. Trends in reference crop evapotranspiration over Iran[J]. Journal of Hydrology, 2011, 399(3/4):422-433.
- [4] Chattopadhyay N, Hulme M. Evaporation and potential evapotranspiration in India under conditions of recent and future climate change[J]. Agricultural and Forest Meteorology, 1997, 87(1):55-73.
- [5] Li Z X, Feng Q, Liu W, et al. Spatial and temporal trend of potential evapotranspiration and related driving forces in Southwestern China, during 1961—2009[J]. Quaternary International, 2014, 336:127-144.
- [6] 梁丽乔,李丽娟,张丽,等. 松嫩平原西部生长季参考作物蒸散发的敏感性分析[J]. 农业工程学报, 2008, 24(5):1-5.
- [7] Gong L B, Xu C Y, Chen D L, et al. Sensitivity of the Penman - Monteith reference evapotranspiration to key climatic variables in the Changjiang (Yangtze River) basin[J]. Journal of Hydrology, 2006, 329(3/4):620-629.
- [8] 杨林山,李常斌,王帅兵,等. 洮河流域潜在蒸散的气候敏感性分析[J]. 农业工程学报, 2014, 30(11):102-109.
- [9] 刘昌明,张丹. 中国地表潜在蒸散发敏感性的时空变化特征分析[J]. 地理学报, 2011, 66(5):579-588.
- [10] 迟道才,许杏娟,陈涛涛,等. 主要气象要素对参考作物腾发量影响的敏感性分析[J]. 沈阳农业大学学报, 2014, 45(6):714-718.
- [11] Song X Y, Zhu K, Lu F, et al. Spatial and temporal variation of reference evapotranspiration under climate change: a case study in the Sanjiang Plain, Northeast China[J]. Hydrology Research, 2018, 49(1):251-265.
- [12] Zheng C, Wang Q. Spatiotemporal pattern of the global sensitivity of the reference evapotranspiration to climatic variables in recent five decades over China[J]. Stochastic Environmental Research & Risk Assessment, 2015, 29(8):1937-1947.
- [13] Tabari H, Taleae P H. Sensitivity of evapotranspiration to climatic change in different climates[J]. Global and Planetary Change, 2014, 115(8):16-23.
- [14] 张青雯,崔宁博,冯禹,等. 中国西南五省参考作物蒸散量时空变化分析[J]. 灌溉排水学报, 2016, 35(11):80-87.
- [15] 庞晶,覃军. 西南干旱特征及其成因研究进展[J]. 南京信息工程大学学报(自然科学版), 2013, 5(2):127-134.
- [16] 董煜,海米提·依米提. 1961—2013年新疆潜在蒸散量变化特征及趋势[J]. 农业工程学报, 2015, 31(1):153-161.
- [17] 罗那那,巴特尔·巴克,吴燕锋. 石河子地区参考作物蒸散量变化特征及气候因子的定量分析[J]. 水土保持研究, 2016, 23(5):251-255.
- [18] Allen R G, Pereira L S, Raes D, et al. Crop evapotranspiration: guidelines for computing crop water requirements - FAO irrigation and drainage paper 56 [R]. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations, 1998.
- [19] 赵彩霞,梅旭荣,居辉,等. 黄淮海平原各农业亚区潜在蒸散

杨黎敏,李晓燕,任永星,等. 基于最小数据集的长春市耕地土壤质量评价[J]. 江苏农业科学,2019,47(20):305-310.  
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2019.20.067

# 基于最小数据集的长春市耕地土壤质量评价

杨黎敏<sup>1</sup>, 李晓燕<sup>1</sup>, 任永星<sup>1</sup>, 付 晓<sup>2</sup>

(1. 吉林大学地球科学学院, 吉林长春 130012; 2. 白城职业技术学院, 吉林白城 137000)

**摘要:**吉林省长春市是东北黑土集中分布的区域,是我国重要的粮食生产基地,其辖区内榆树县、农安县、德惠县均为全国排名前十的产粮大县,实时评价耕地土壤质量是保障区域土地资源适宜性管理和粮食安全的基础。但由于土壤指标繁多,成本较高,给区域尺度耕地质量评价带来了困难。耦合 GIS 空间分析和主成分分析法筛选最小数据集对长春市耕地土壤质量进行评价,并对其影响因素进行分析。结果表明:(1)长春市耕地土壤质量最小数据集包括有机质含量、全氮含量、阳离子交换量、pH 值、有效锌含量、有效铁含量 6 项指标,最小数据集的评价结果与全数据集具有较好的一致性( $R^2 = 0.801$ );(2)研究区耕地质量水平总体较高,一级、二级和三级土壤质量面积占总面积的 77.34%,土壤质量区域差异性显著,土壤质量较好的耕地主要集中在长春市郊区、德惠县、榆树县一线,由此线向西北、东南方向土壤质量逐降;(3)方差分析表明,土壤类型、成土母质、地形、气候因素对土壤质量的区域异质性均有显著影响。

**关键词:**评价指标;土壤质量;最小数据集;环境因素;GIS;长春市

**中图分类号:** S158.2 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2019)20-0305-06

土壤是陆地生态系统的重要组成部分,其质量状况与区域生态安全与农业可持续发展密切相关<sup>[1]</sup>。目前,土壤质量相关研究已经取得了丰硕成果,但仍没有一个普适的、统一的评价标准<sup>[2]</sup>。不同的评价目的和对土壤不同功能的侧重决定了评价指标的差异,参评指标主要涉及对土壤功能具有敏感性适应改变的物理、化学和生物性质 3 个方面的指标,用于

综合反映内在的土壤作用特征和可见的植物特征<sup>[3-5]</sup>。不同的评价方法也会对土壤质量评价结果产生显著影响,土壤质量综合评价法近年来使用较为普遍<sup>[2]</sup>。由于存在土壤质量评价因子的种类、数量多,数据获取成本高且因子共线性等问题,参评因子的选择成为解决土壤质量评价标准化程序的关键问题<sup>[6-7]</sup>。最小数据集(MDS)是可以反映土壤质量的最少指标参数的集合,由于高效、经济而在土壤质量评价及监测中得到了广泛的应用<sup>[8-9]</sup>。但由于土壤属性的时空变异性及其影响因素的复杂性,可靠的、能够反映区域土壤特征的 MDS 评价因子的选择仍待深入探讨<sup>[6]</sup>。

长春市是东北黑土集中分布的区域,是我国重要的粮食生产基地,其辖区内榆树县、农安县、德惠县均为全国排名前

收稿日期:2018-07-28

基金项目:国家自然科学基金(编号:41671219)。

作者简介:杨黎敏(1995—),女,江苏南京人,硕士研究生,主要从事资源遥感与土地信息系统研究。E-mail:aurora\_ylm@sina.com。

通信作者:李晓燕,博士,副教授,主要从事资源遥感与土地信息系统研究。E-mail:lxyan@jlu.edu.cn。

量变化及其对气候要素的敏感性分析[J]. 中国农业气象, 2015,36(5):570-577.

[20] 王晓东,马晓群,许莹,等. 淮河流域参考作物蒸散量变化特征及主要气象因子的贡献分析[J]. 中国农业气象,2013,34(6):661-667.

[21] 符淙斌,王强. 气候突变的定义和检测方法[J]. 大气科学, 1992,16(4):482-493.

[22] 吴文玉,孔芹芹,王晓东,等. 安徽省近 40 年参考作物蒸散量的敏感性分析[J]. 生态环境学报,2013,22(7):1160-1166.

[23] Hamed K H, Rao A R. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data[J]. Journal of Hydrology, 1998, 204(1/2/3/4):182-196.

[24] 刘娜,王艳君,宗燕. 长江流域参照蒸发量突变及其原因分析[J]. 人民长江,2013,44(3):6-9.

[25] 王建兵,王素萍,汪桂桂. 1971—2010 年若尔盖湿地潜在蒸散量及地表湿润度的变化趋势[J]. 地理科学,2015,35(2):245-250.

[26] 赵璐,梁川. 近 50 年来四川省潜在蒸散量变化成因研究

[J]. 水土保持研究,2014,21(4):26-30.

[27] 张伟伟,王允,张国斌. 西南地区 1960—2013 年参考作物蒸散量时空变化特征及成因分析[J]. 中国农学通报,2016,32(2):135-141.

[28] 陈超,庞艳梅,潘学标,等. 四川地区参考作物蒸散量的变化特征及气候影响因素分析[J]. 中国农业气象,2011,32(1):35-40.

[29] Roderick M L, Rotstayn L D, Farquhar G D. On the attribution of changing pan evaporation[J]. Geophysical Research Letters, 2007, 34(17):1-6.

[30] He Y Q, Wang Y J, Kong X G, et al. High resolution stalagmite  $\delta^{18}O$  records over the past 1 000 years from Dongge Cave in Guizhou[J]. Chinese Science Bulletin, 2005, 50(10):1003-1008.

[31] 张志斌,杨莹,张小平,等. 我国西南地区风速变化及其影响因素[J]. 生态学报,2014,34(2):471-481.

[32] 杨小梅,安文玲,张薇,等. 中国西南地区日照时数变化及影响因素[J]. 兰州大学学报(自然科学版),2012,48(5):52-60.