

# 淮北平原太阳总辐射的估算及时空特征分析<sup>\*1</sup>

罗悦<sup>1</sup> 俞文政<sup>1\*</sup> 袁真艳<sup>2</sup>

(1. 南京信息工程大学应用气象学院, 江苏南京 210044;

2. 陆军工程大学指挥控制工程学院, 江苏南京 210007)

**【摘要】**:利用合肥、固始辐射站太阳总辐射资料和淮北平原境内 6 个气象站气象观测资料, 基于 Ångström 模型推算出淮北平原 1959~2015 年太阳总辐射。应用线性倾向率和 Kriging 空间插值法分析地区 57a 来太阳总辐射趋势变化及空间分布特征, 综合采用累计距平、Mann-Kendall 检验以及滑动 T 检验法以准确判断太阳总辐射突变年份, 同时结合 Morlet 小波进行太阳总辐射的周期变化分析。结果表明:全年与四季, 淮北平原太阳总辐射均呈现出北部辐射强, 南部弱的分布差异, 年太阳总辐射变化范围为  $4600 \sim 5020 \text{ MJ} \cdot \text{m}^{-2}$ , 南北间年辐射平均差值为  $200 \sim 400 \text{ MJ} \cdot \text{m}^{-2}$ ; 趋势与突变呈现东西分布差异, 淮北平原西部太阳总辐射 57a 来的减少趋势明显, 均通过 0.01 水平的显著性检验, 夏季辐射减少幅度最大。太阳总辐射的减少突变主要集中在平原西部于 1980 年前后发生, 且突变均至少通过 0.05 水平的显著性检验; 平原东部辐射变化幅度较小, 只有夏季辐射呈显著减少趋势, 其他时间段变化不显著, 东部代表区域宿州在全年和四季均无突变发生; 淮北平原全区存在 29a 的第一主周期以及 17a 的第二主周期, 西部地区以 27~30a 的长周期振荡为主, 东部地区以 9~17a 中长周期振荡为主, 西部周期振荡强度高于东部。总体淮北平原北部地区太阳总辐射资源丰富且稳定。分析表明, 日照百分率的下降是导致太阳总辐射减少的主要气象因素, 日照百分率还随着风速的降低而减少。

**【关键词】**:太阳总辐射; 趋势系数; 突变点; 小波分析; 淮北平原

**【中图分类号】**:P422.1 **【文献标识码】**:A **【文章编号】**:1004-8227(2018)05-1031-12

DOI:10.11870/cjlyzyyhj201805010

近 100a 来, 化石能源的过度开采和使用直接带来了全球能源危机; 同时化石能源的燃烧也导致全球温室气体浓度快速上升, 澳大利亚 CSIRO 组织下属塔斯马尼亚岛格里姆角基站在 2016 年 5 月检测到当地二氧化碳浓度已超过 400ppm, 这间接意味着全球“400”之日的到来。在全球气候变化日益严峻的形势下, 太阳能作最重要、最清洁的能源, 其区域分布差异会根本改变当地温度、湿度、降水等特征, 因此对太阳辐射分布规律及太阳能资源利用的研究一直备受关注。

对于太阳总辐射资源的研究, 前人已开展许多相关工作。在太阳能计算方面, 我国太阳观测站的缺乏是开展区域太阳能资

<sup>1</sup>收稿日期:2017-06-29; 修回日期:2017-11-13

**基金项目**:国家自然科学基金项目(41375160); 公益性行业(气象)科研专项“太阳能光伏资源精细化评估技术研究”(GYHY201306048)

**作者简介**:罗悦(1993~), 女, 硕士研究生, 主要从事气候变化和区域可持续发展研究. E-mail:luoyue0808@126.com

**\*通讯作者** E-mail:ywzheng519@126.com

源评估所面临的主要制约因素,目前国际通用的估算太阳总辐射的方法主要有常规气象资料推算<sup>[1, 2]</sup>、应用卫星资料反演<sup>[3, 4]</sup>及利用模式计算<sup>[5]</sup>3类,但后两种方法由于输入资料获取难度大且精度难以保证,尚处于探索阶段,常规气象资料估算法(尤其是基于日照百分率资料)以其易掌握、结果精确度高的优点,依然广泛用于区域太阳总辐射的估算。20世纪60年代以来,我国学者针对太阳总辐射计算展开系列研究,王炳忠等<sup>[6, 7]</sup>给出了我国太阳能计算的公式;祝昌汉<sup>[8]</sup>分区域、分时段分析比较了太阳能计算经验公式中a、b系数的适用性,确定较适宜我国的太阳总辐射a、b系数插值算法;和清华等<sup>[9]</sup>分析发现以天文辐射为起始值来建立分区公式得到的结果精确度更高;赵东等<sup>[3, 10]</sup>通过气候学公式对中国太阳辐射能进行估算,并绘出中国地表太阳总辐射资源时空分布图。

在太阳总辐射变化方面,Wild等<sup>[11]</sup>发现1950~1990年包括中国在内的全球大部分地区太阳总辐射经历了一个“变暗”的持续减少过程,而自90年代起,又略有回升,全球太阳总辐射总体变化呈显著减少趋势<sup>[12]</sup>;王雅婕等<sup>[13, 14]</sup>发现中国大陆区近50a太阳总辐射以显著下降为主,20世纪80年代为辐射减少突变主发时段,区域间变化特征存在差异,大部分地区春夏季辐射量减少明显;尹青等<sup>[15]</sup>发现1961~2008年我国华东地区平均太阳总辐射显著减少速率为 $2.05\text{W}\cdot\text{m}^{-2}\cdot 10\text{a}^{-1}$ ;具体到安徽省太阳辐射研究,曹雯等<sup>[16]</sup>基于不同辐射参数模型综合对比和评估,建立了适用于安徽省的最优太阳辐射参数化估算模型;卢燕宇等<sup>[17]</sup>发现安徽省近50a平均辐射减少速率为每10a减少 $0.31\text{MJ}\cdot\text{m}^2\cdot\text{d}^{-1}$ ,并发现安徽太阳总辐射呈明显北多南少的分布特征,夏秋两季辐射减少趋势显著。

淮北平原地处安徽省淮河以北,黄淮海平原南侧,地理范围为 $32^{\circ}24'\sim 34^{\circ}40'\text{N}$ , $114^{\circ}48'\text{E}\sim 118^{\circ}12'\text{E}$ ,面积 $3.8\times 10^4\text{km}^2$ ,约占全省面积27%,耕地面积占到全省47.8%,是我国重要商品粮生产基地,粮食产量却处于全省中下水平,与当地优良的气候生产条件十分不符,地区农作物增产潜力巨大,发展前景广阔。淮北平原是安徽太阳辐射资源富集区,但目前针对本区光能分布规律的研究较少,且无法满足淮北平原太阳辐射资源开发利用的宏观决策需要,同时太阳辐射能又是影响粮食产量的重要因素之一,故展开淮北平原太阳总辐射时空分布规律研究,对提高地区农作物生长的光能利用率,充分挖掘地区巨大的光能增产潜力,增加地区粮食产量具有重要理论指导意义。

利用合肥、固始辐射站数据,以天文辐射和日照百分率为起始值,获得地区经验系数,拟合出太阳总辐射的估算式。结合淮北平原6个代表气象台站的日照百分率资料,推算出地区太阳总辐射值,并结合空间插值、线性倾向估计、突变分析和Morlet小波分析法对淮北平原太阳总辐射进行时空分布特征分析。

## 1 数据与方法

### 1.1 数据的选取与分区

#### 1.1.1 数据选取

在辐射台站选择时不局限于省内站点,从安徽仅有的两个辐射站中选择地理位置接近淮北平原的合肥辐射站,同时对淮北平原周围省份辐射站就数据记录的完整性、与研究区域距离等因素进行综合对比,筛选出河南省固始辐射站。

图1为安徽省及周边省份辐射站分布图和淮北平原气象站分布图。选取淮北平原数据完整且时间跨度长的6个代表性国家气象基本站(砀山58015、亳州58102、宿州58122、阜阳58203、寿县58215、蚌埠58221气象站)1959~2015年的逐月气象观测资料,包括日照百分率、风速、温度、降水量、相对湿度和实际水汽压等,及合肥58321、固始58208台站1959~2015年逐月太阳总辐射和日照百分率资料。本文8个站点57a逐月数据资料均未出现连续性数据缺失,针对个别月份数据缺失,根据缺失月份前后两年同月数据,由线性插值法来插补缺测值。以上数据均来自国家气象局数据中心(data.cma.cn)。

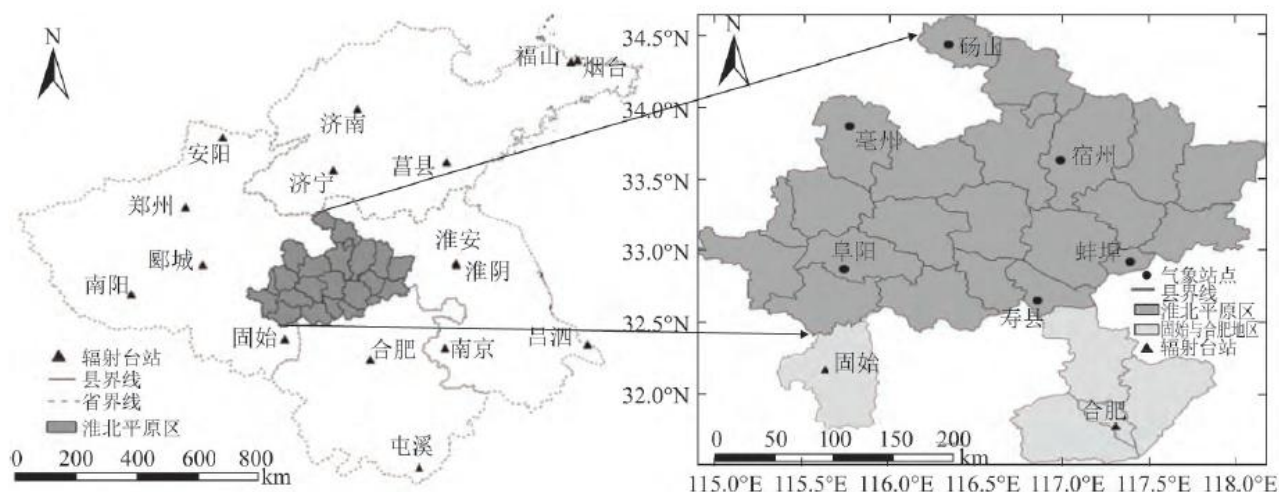


图 1 辐射观测站与气象站点空间分布

Fig. 1 Spatial distribution of radiation observation stations and meteorological observatories

#### 1.1.2 分区

为较准确计算淮北平原各地的太阳辐射,先将淮北平原 6 个气象站进行合理分区。按照相关系数和欧式距离法<sup>[18]</sup>进行分类,两者结果基本一致:蚌埠、寿县和宿州作为一个区以合肥辐射站作参考;阜阳、亳州和碭山作为一个区以固始辐射站作参考。

#### 1.2 太阳总辐射的计算与推算

Ångström 公式由于计算方便、模拟精确度较高,是计算地面太阳辐射采用最广泛的模型之一。Ångström 公式中经验系数  $a$  和  $b$  可通过实测太阳辐射值确定,不同区域和不同季节存在不同经验系数,其计算公式如下<sup>[1, 19]</sup>:

$$R_s = R_a (a + b \cdot s) \quad (1)$$

$$s = \frac{n}{N} \quad (2)$$

式中: $R_s$ 为地表太阳总辐射; $R_a$ 为天文辐射; $s$ 是为日照百分率,为当地日照时数  $n$  与可照时间  $N$  的比值; $a$ 、 $b$  为经验系数。根据气象行业标准《太阳能资源评估方法》中的方程求出日天文辐射总量,然后采用逐日求和的精确累计法计算天文辐射月总量及年总量。

日天文辐射总量由公式(2)计算得到<sup>[1, 19]</sup>:

$$R_a = \frac{24 \times 60}{\pi} F_{sc} d_r [\omega_s \sin \varphi \sin \delta + \cos \varphi \cos \delta \sin \omega_s] \quad (3)$$

式中: $R_a$ 为天文总辐射( $\text{MJ} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{d}^{-1}$ );  $G_{sc}$ 为太阳常数( $0.082 \text{MJ} \cdot \text{m}^{-2} \cdot \text{min}^{-1}$ );  $d_r$ 为日地相对距离;  $\omega_s$ 为日落时角(rad);  $\varphi$ 为地理纬度(rad);  $\delta$ 表示太阳倾角, 又称太阳赤纬(rad)<sup>[1, 19]</sup>。

由(1)式, 将合肥和固始站 59 年来逐月  $R_s$ 、 $R_a$  和月平均值  $s$  代入, 用最小二乘法算出合肥和固始站各月的经验系数  $a$ 、 $b$ 。蚌埠、寿县和宿州的  $a$ 、 $b$  系数由合肥站代替; 阜阳、亳州和砀山的  $a$ 、 $b$  系数由固始站代替, 结合日照百分率资料分别求出当地的太阳总辐射值。

### 1.3 分析方法

#### 1.3.1 气候倾向率

用  $y$  表示样本量为  $n$  的某要素, 用  $x$  表示  $y$  对应时间样本序列号, 建立气候倾向率的一元线性回归方程, 如公式(3)所示<sup>[14]</sup>:

$$y_i = a + bx_i, \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (4)$$

式中: $a$ 为回归常数,  $b$ 为回归系数,  $b$ 值的正负表示辐射随时间序列的增加或较少的速率, 本文为便于分析, 将系数  $b$  值放大 10 倍, 即表示每 10a 的变化速率; 其显著性通过  $t$  检验进行判断, 检验统计量为用式(4)计算<sup>[14]</sup>:

$$t = \frac{r(\sqrt{n-2})}{\sqrt{1-r^2}} \quad (5)$$

式中: $r$ 为相关系数;  $n$ 为样本数。统计量  $t$  服从自由度为  $n-2$  的  $t$  分布。给定显著性水平  $\alpha$ , 当  $|t| > t_{(\alpha/2, n-2)}$  时, 拒绝原假设, 即认为  $x_i$  的变化趋势是显著的。

#### 1.3.2 突变检验和 Morlet 小波分析

利用 Mann-Kendal 法对太阳总辐射时间序列在置信区间为 95% 的水平上进行突变检验<sup>[20]</sup>, 由于 MK 法具有真假不确定性, 再结合滑动  $t$  检验, 对基准年前后 10a 进行差异性比较<sup>[21]</sup>。另外, 根据 57a 来的累积距平峰值也可以大致判断出突变时间以及演变趋势。

Morlet 小波是在传统傅里叶分析基础上发展起来的窗口大小固定、形状可以改变的时频局部分析法。分析多时间尺度气候周期变化具有显著优势<sup>[21, 22]</sup>。本文采用复数形式的 Morlet 小波作为母函数, 不同时间尺度下的小波系数可以反映该尺度下气候指标周期变化特征; 小波系数模可以判定周期的时域分布特征以及判定时间尺度信号强度; 根据小波方差图对应峰值, 可以进一步确认气候序列的变化主周期。

对于给定小波函数  $\phi(t)$ ，时间序列  $f(t) \in L^2(R)$  的连续小波变换定义为<sup>[14]</sup>：

$$W_f(a, b) = |a|^{-1/2} \int_{-\infty}^{+\infty} f(t) \phi\left(\frac{t-b}{a}\right) dt \quad (6)$$

式中： $W_f(a, b)$  为小波变换系数，以  $a$ 、 $b$  为横纵坐标绘制出关于  $W_f(a, b)$  的二维等值线图，来分析时间序列多时间尺度变化振荡特征；

$\phi^*(t)$  为  $\phi(t)$  的复共轭函数； $a$  是尺度因子(频域)，反映小波周期长度， $b$  是时间因子(时域)，反映时间平移。

将时域上关于  $a$  的所有小波变换系数  $W_f(a, b)$  的平方积分，得到小波方差  $\text{Var}(a)$ <sup>[14]</sup>：

$$\text{Var}(a) = \int_{-\infty}^{+\infty} |W_f(a, b)|^2 db \quad (7)$$

以时间尺度  $a$  为横坐标绘制出关于小波方差  $\text{Var}(a)$  的小波方差图，反映了波动能量随时间尺度的分布，其中方差能量峰值即对应着振荡主周期。

## 2 月太阳总辐射计算公式的建立和误差检验

### 2.1 回归方程建立

根据合肥、固始 1959~2015 年历年各月的太阳辐射和日照百分率资料，采用最小二乘法拟合出各月的经验系数  $a$ 、 $b$ 。为检验这些方程是否有意义，计算出各月回归方程的复相关系数  $R$  和  $F$  值(表 1)。从表 1 看出，除固始 4 月回归方程的  $R$  值为 0.652，其余合肥和固始各月的  $R$  值均在 0.70 以上；除固始 1 月和 3 月的  $F$  值不显著，其余合肥和固始各月的  $F$  值均通过 0.01 水平的显著性检验，表明回归方程总体效果显著<sup>[19]</sup>。

表 1 合肥、固始站月太阳辐射计算公式中经验系数和统计检验

| 站点 | 项目  | 1 月       | 2 月       | 3 月     | 4 月      | 5 月     | 6 月       |
|----|-----|-----------|-----------|---------|----------|---------|-----------|
| 合肥 | $a$ | 0.129**   | 0.128?    | 0.105** | 0.152**  | 0.163** | 0.195**   |
|    | $b$ | 0.596**   | 0.587**   | 0.671** | 0.543**  | 0.543** | 0.466**   |
|    | $R$ | 0.914     | 0.882     | 0.879   | 0.800    | 0.788   | 0.811     |
|    | $F$ | 277.847** | 192.528** | 187.464 | 97.770** | 89.826  | 106.004** |
|    | $a$ | 0.139     | 0.114**   | 0.153** | 0.215**  | 0.208** | 0.148**   |

| 固始 | <i>b</i> | 0.605     | 0.678**    | 0.581**    | 0.441 **  | 0.471 **  | 0.618**  |
|----|----------|-----------|------------|------------|-----------|-----------|----------|
|    | <i>R</i> | 0.808     | 0.851      | 0.761      | 0.652     | 0.733     | 0.783    |
|    | <i>F</i> | 99.970    | 139.131 ** | 72.993     | 39.177**  | 61.365**  | 83.875** |
| 站点 | 项目       | 7 月       | 8 月        | 9 月        | 10 月      | 11 月      | 12 月     |
| 合肥 | <i>a</i> | 0.176**   | 0.185**    | 0.182**    | 0.139**   | 0.163**   | 0.19**   |
|    | <i>b</i> | 0.517**   | 0.486**    | 0.504**    | 0.594**   | 0.520**   | 0.441**  |
|    | <i>R</i> | 0.827     | 0.885      | 0.797      | 0.847     | 0.828     | 0.750    |
|    | <i>F</i> | 118.915** | 197.908**  | 95.847**   | 140.207** | 119.599** | 70.732** |
| 固始 | <i>a</i> | 0.154**   | 0.163**    | 0.126**    | 0.122**   | 0.177**   | 0.125**  |
|    | <i>b</i> | 0.611**   | 0.568**    | 0.666**    | 0.665**   | 0.526**   | 0.621**  |
|    | <i>R</i> | 0.807     | 0.858      | 0.821      | 0.812     | 0.755     | 0.793    |
|    | <i>F</i> | 98.741**  | 147.720**  | 109.991 ** | 102.245** | 70.462**  | 89.896** |

注:\*\*表示通过了 0. 01 水平的显著性检验.

### 2.2 回归方程误差检验

太阳辐射公式主要用于年内各月辐射值的计算，故不同月份公式的模拟准确度十分重要。为检验合肥、固始各月回归方程的模拟精准度，利用交叉检验法，对两站 1981~2010 年的数据建模，分别获得合肥和固始台站的 a、b 系数，根据此系数分别

$$\frac{(R_{\text{模拟}}-R_{\text{实际}})}{R_{\text{实际}}}$$

计算出两站 2011~2015 年的太阳总辐射值 R 模拟，与实测值 R 实际对比，求出误差=

×100%，再将求出的 57a

来每个月的误差取均值。结果如图 2 所示，看出固始台站的拟合公式各月平均相对误差基本在 6%上下波动；合肥站的拟合公式除了在夏季误差较大，在 10%左右，其余月份误差基本维持在 6%左右。总体来说，计算公式对各月的模拟准确度差异不大，均能较好的模拟。

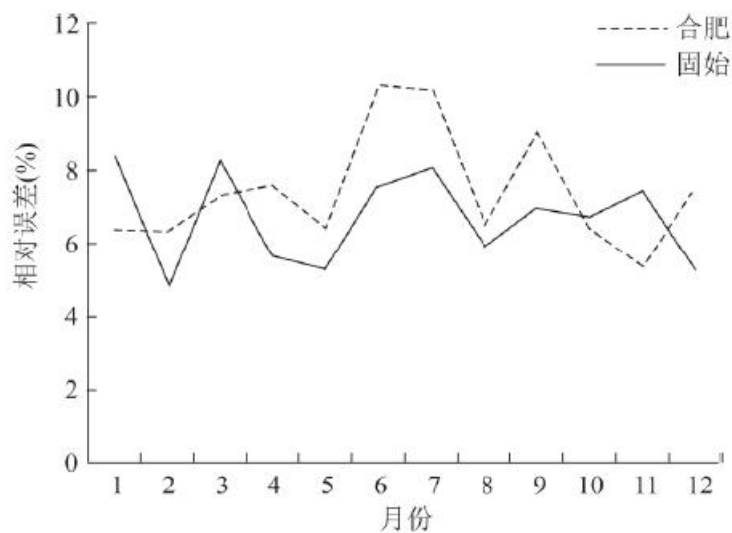


图 2 逐月相对误差变化趋势

Fig. 2 Variation trend of monthly relative error

### 3 结果分析

#### 3.1 淮北平原太阳辐射的空间分布

目前在区域气象特征数据插值中，主要插值法有克里金法(Kriging)、反距离权重法(IDW)及径向基函数法(RBF)，本文采用此 3 种方法对淮北平原太阳总辐射进行插值。同时采用交叉验证法，即移除一个已知站点数据，用其余站点数据对此站点数据来估值，以平均绝对误差(MAE)、均方根误差(RMSE)和相关系数(R) 3 个指标对 3 种插值结果进行对比分析，综合选出最优插值法，结果见表 2。

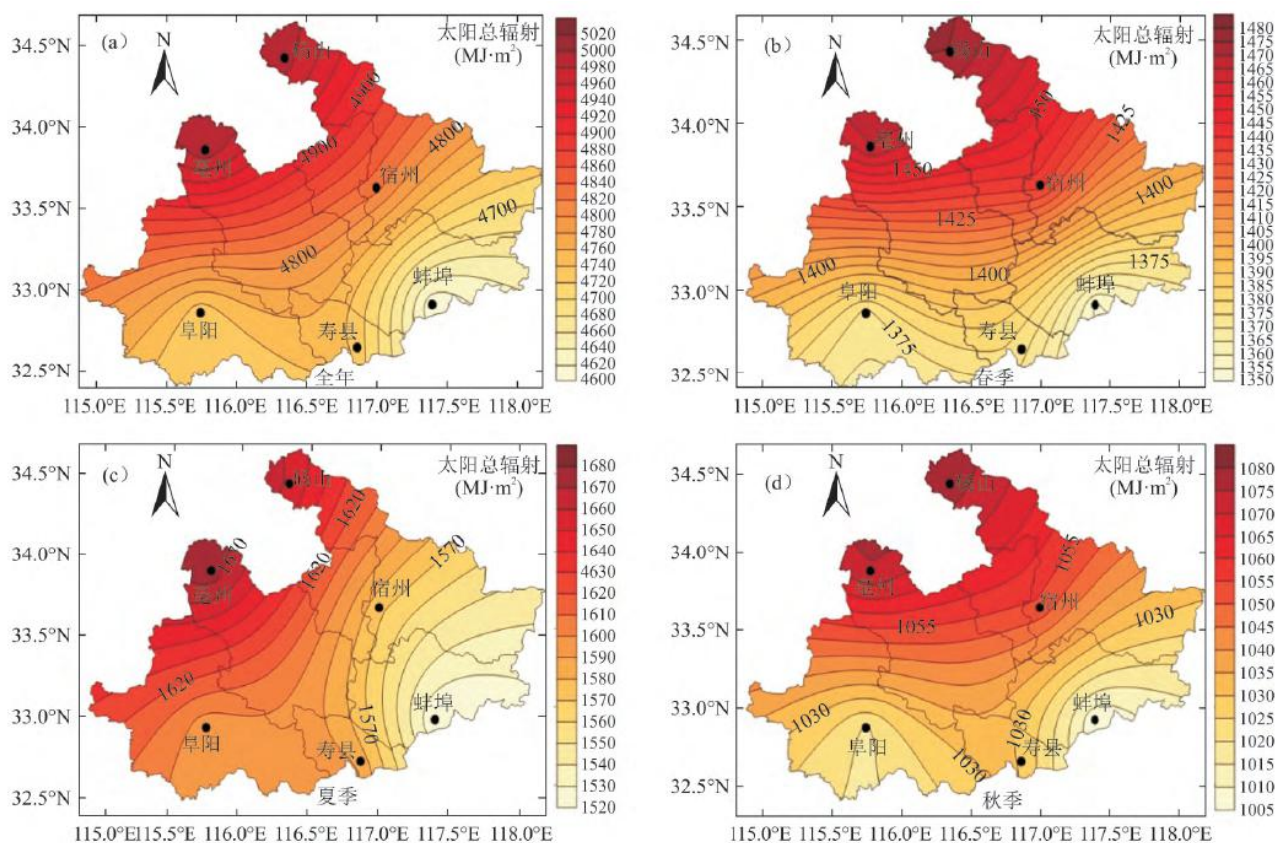
表 2 淮北平原太阳总辐射插值交叉检验结果

|                |                           | 年      | 春季    | 夏季    | 秋季    | 冬季    |
|----------------|---------------------------|--------|-------|-------|-------|-------|
| 反距离<br>权重法     | MAE (MJ/m <sup>2</sup> )  | 110.12 | 39.49 | 43.09 | 23.31 | 16.49 |
|                | RMSE (MJ/m <sup>2</sup> ) | 126.32 | 41.81 | 47.8  | 25.81 | 18.57 |
|                | R                         | 0.46   | 0.51  | 0.42  | 0.3   | 0.42  |
| 径向基<br>函数<br>法 | MAE (MJ/m <sup>2</sup> )  | 106.58 | 31.47 | 40.46 | 23.08 | 15.96 |
|                | RMSE (MJ/m <sup>2</sup> ) | 121.12 | 35.65 | 45.14 | 26.24 | 17.92 |
|                | R                         | 0.57   | 0.61  | 0.58  | 0.67  | 0.56  |

|          |                           |        |       |       |       |       |
|----------|---------------------------|--------|-------|-------|-------|-------|
| 克里金<br>法 | MAE (MJ/m <sup>2</sup> )  | 104.86 | 31.39 | 41.12 | 22.7  | 15.76 |
|          | RMSE (MJ/m <sup>2</sup> ) | 117.03 | 34.84 | 44.26 | 25.17 | 17.54 |
|          | R                         | 0.58   | 0.62  | 0.59  | 0.68  | 0.55  |

由表 2 看出, 针对不同时间段指标, Kriging 法精确度最高, MAE 和 RMSE 值均为 3 种方法中最小, R 值均为 3 种方法中最大; 同时, Kriging 法相比较其他两种方法, 不仅考虑到被估点位置与已知数据位置的相互关系, 而且还考虑到已知点位置之间的相互联系, 作为空间自由协方差最佳内插法, 适用性较广, 普遍适用局部区域数据插值<sup>[23]</sup>, 故本文选择 Kriging 法进行空间插值。

利用 Suerfer11.0 软件结合 Kriging 插值法, 绘出淮北平原全年和四季平均太阳总辐射分布图。由图 3(a) 看出, 淮北平原 57a 来年平均太阳总辐射范围为  $4600 \sim 5020 \text{ MJ} \cdot \text{m}^{-2}$ , 北部偏西地区辐射值高于东部地区。高值区位于淮北平原西北带, 均值超过  $4900 \text{ MJ} \cdot \text{m}^{-2}$ ; 低值区位于淮北平原东南带, 均值低于  $4700 \text{ MJ} \cdot \text{m}^{-2}$ ; 淮北平原北部偏西地区比东部偏南地区太阳总辐射值高出  $200 \sim 400 \text{ MJ} \cdot \text{m}^{-2}$ 。



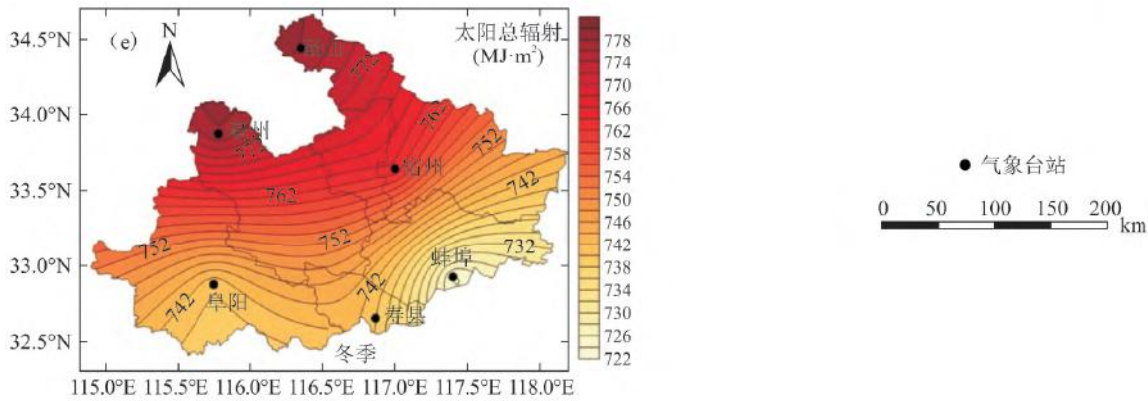


图3 淮北平原全年和四季太阳总辐射空间分布

Fig. 3 Spatial distribution of annual and seasonal solar radiation in Huaibei plain

由图3(b)、(c)、(d)、(e)可看出四季太阳总辐射的空间分布均呈现北部或北部偏西地区辐射值高于东部或东部偏南地区，砀山和亳州一带为太阳总辐射高值集中区，蚌埠为低值集中区。淮北平原春季57a来平均太阳总辐射范围为 $1350\sim 1480\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}$ ，北部高值区平均超过 $1450\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}$ ，南部低值区太阳总辐射低于 $1375\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}$ 。地区间差值在 $75\sim 130\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}$ 之间。夏季多年平均太阳总辐射范围为 $1520\sim 1680\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}$ ，夏季为一年中太阳辐射最强的时期，与太阳高度角在夏季最大有关<sup>[24]</sup>。高值区域总辐射超过 $1620\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}$ ，低值区域总辐射低于 $1570\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}$ 。地区间差值在 $50\sim 160\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}$ 之间。秋季太阳总辐射范围在 $1005\sim 1080\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}$ 之间，高值区总辐射超过 $1055\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}$ ，低值区总辐射低于 $1030\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}$ 。地区辐射差异在 $25\sim 75\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}$ 之间。冬季太阳总辐射范围在 $722\sim 778\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}$ ，冬季是四季中接收太阳辐射最少的时期，与太阳高度角在冬季最小有关<sup>[24]</sup>，辐射强度约为春季和夏季的1/2，高值区总辐射超过 $762\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}$ ，低值区总辐射低于 $742\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}$ 。地区辐射差异范围为 $20\sim 56\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}$ 。

### 3.2 淮北平原太阳辐射时间序列的变化趋势以及突变分析

由图4(a)看出，淮北平原境内6个代表台站的年太阳总辐射气候倾向率均小于零，数值介于 $-230\sim -20\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}\cdot 10\text{a}^{-1}$ 之间。除蚌埠外，其余5个气象站的气候倾向率均通过0.01水平的显著性检验，占气象观测总站的83%，表明近57a时间序列中淮北平原年太阳总辐射呈显著减小趋势，西部地区减小速率远大于东部。除了宿州的其余五个站点均在1980年前后太阳总辐射发生了显著减小突变，同时蚌埠还在1989年发生辐射增加突变。

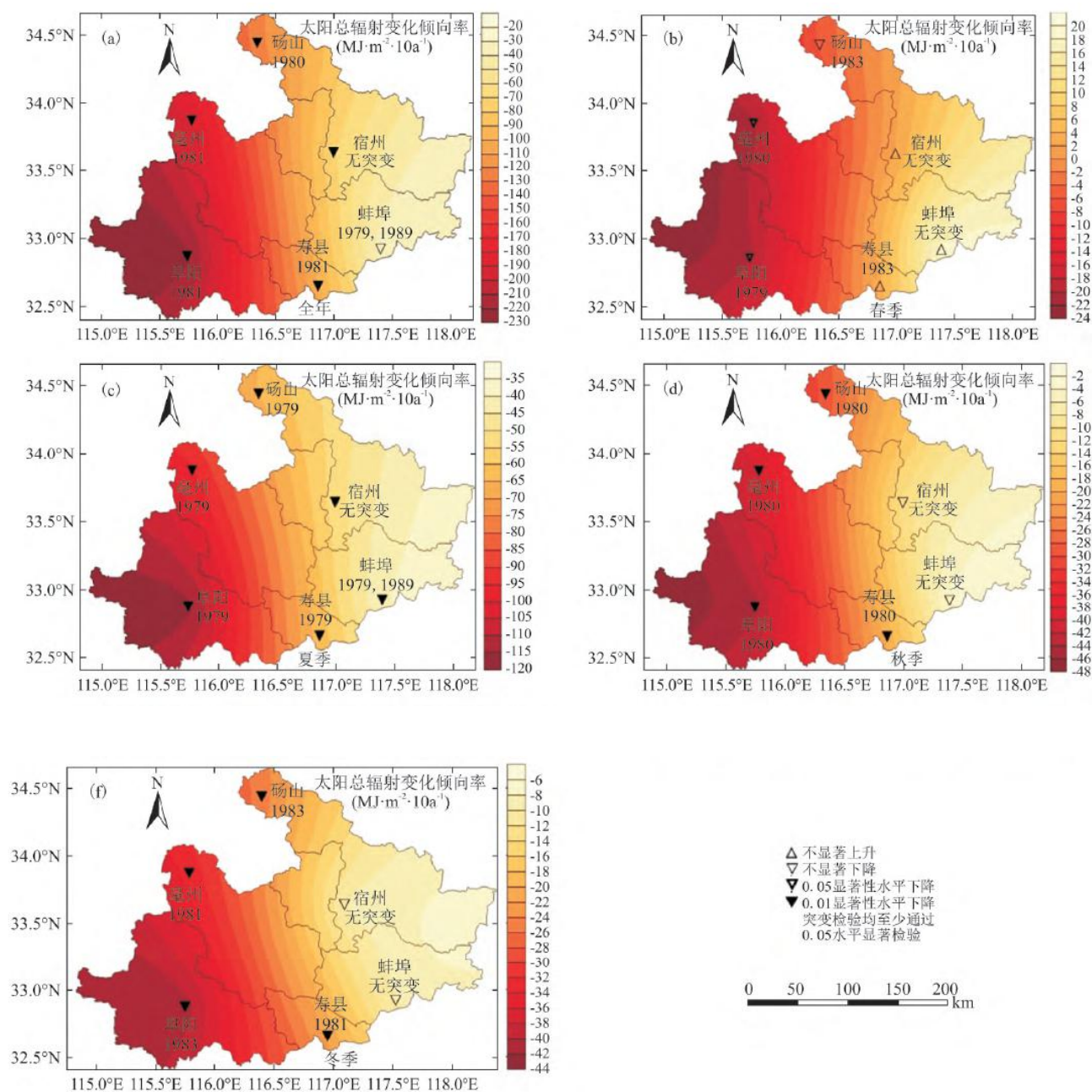


图4 淮北平原太阳总辐射线性倾向率与突变分布图

Fig. 4 Spatial distribution of linear tendency rate and mutation in Huaibei Plain

由图4(b)、(c)、(d)、(e)可看出除春季外,其他季节中6个站点的气候倾向率均小于零,呈现辐射减少趋势,且呈东西差异分布:西部地区四季太阳辐射减少趋势显著,且基本通过0.01水平的显著性检验,东部地区辐射变化相对较小,较稳定,且东部部分地区春季太阳总辐射呈现细微不显著上升趋势;6个站点夏季辐射减小速率范围为 $-120 \sim -35 \text{ MJ} \cdot \text{m}^{-2} \cdot 10\text{a}^{-1}$ ,绝对值远高于其他3季,对于全年辐射减少贡献度最大;秋冬两季辐射下降幅度基本一致,辐射减小幅度低于夏季且高于春季。

57a来太阳总辐射的突变也呈现出东西区域差异,西部地区四季太阳总辐射均在1980年前后发生了显著辐射减少突变(通过0.01水平显著性检验),东部地区寿县四季均在1980年前后发生辐射减少突变(通过0.05水平显著性检验),蚌埠全年和夏季均分别在1979年发生辐射减少突变,在1989年发生辐射增加突变,宿州地区无突变发生,东部地区太阳总辐射四季变化总体较

稳定。

图 5 为 57a 来不同时间段淮北平原年太阳总辐射距平值变化及突变幅度变化情况。可以看出全年、夏季、冬季的太阳总辐射是以 1980 年左右为趋势变化转折点, 1980 年前距平值以大于零为主, 1980 年后距平值以小于零为主, 夏季在 1981 年发生了辐射减少突变, 减少幅度最大为 13.7%, 其次冬季在 1980 年发生了减少幅度为 10.3% 的突变, 全年在 1979 年发生了减少幅度为 9% 的突变, 由 20 世纪 80 年代突变前后趋势线可以看出, 1980 年之后太阳总辐射减少速率相比较突变之前减缓很多; 春、秋季辐射呈现出波动变化特征, 无明显突变发生。

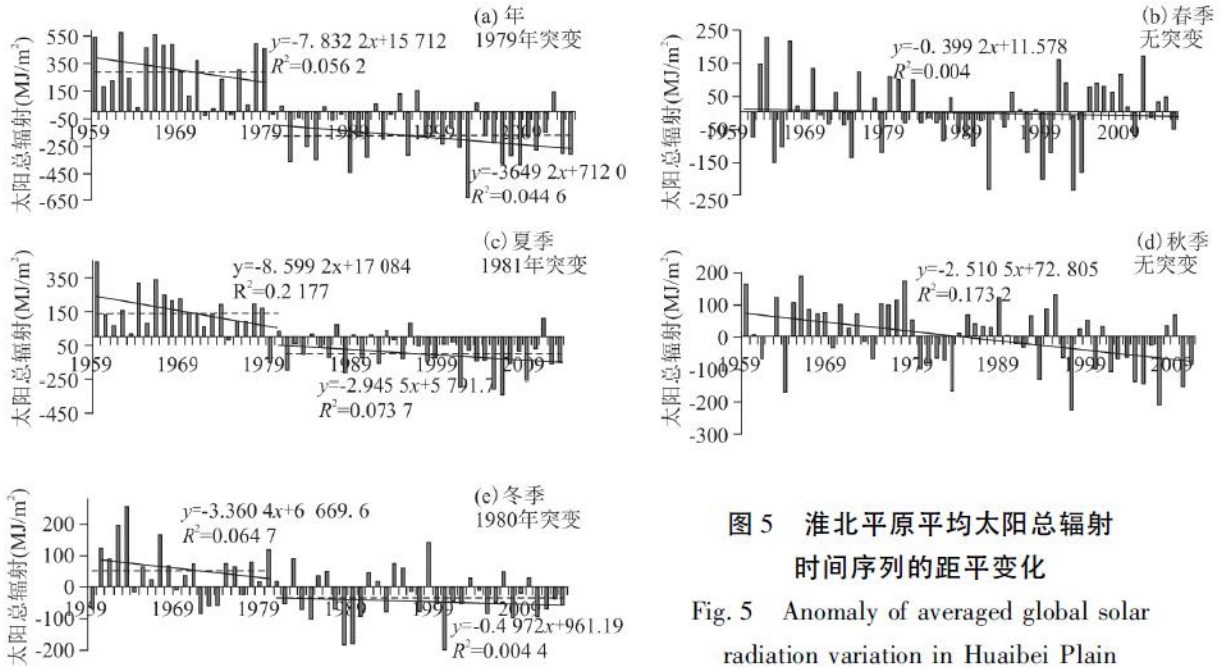


图 5 淮北平原平均太阳总辐射  
时间序列的距平变化  
Fig. 5 Anomaly of averaged global solar  
radiation variation in Huaibei Plain

### 3.3 淮北平原年太阳总辐射时间序列周期变化分析

小波变换前需对 57a 的数据资料距平处理, 目的是滤去序列 1a 的自然周期<sup>[26]</sup>, 进而利用 Morlet 小波进行淮北平原年太阳总辐射的周期变化特征分析。图 6(a) (b) 为小波变换系数实部时频和模态分布图, 观察到太阳总辐射在 17a、29a 时间尺度上存在明显正负相位交替变化。太阳总辐射在 29a 的长时间尺度变化中共存在 2 次正负相位交替的准振荡, 在 1959~2009 年间振荡较强, 振荡中心在 1985 年; 在长周期循环下, 还存在 17a 的中长周期振荡, 共出现 3 次正负相位交替的准振荡, 在 1962~1997 年间强度较高, 振荡中心在 1977 年, 1982 年在 17a 周期振荡中为辐射减少转折点, 与前文分析的突变时间基本一致; 4a 时间尺度振荡强度较弱; 另外在 55a 左右处也形成了明显正负相位交替出现的情况, 但图形没有封闭, 需要更长时间序列的数据来验证。

图 6(c) 为 Morlet 小波方差图, 观察到方差主要峰值分别出现在 9a、17a 和 29a 处; 29a 处对应峰值最大, 为第一主周期, 17a 为第二主周期。图 6(d) 为小波实部变化过程图。对 29a 和 17a 主周期的实部线变化过程进行分析, 发现 29a 周期振荡较稳定, 且有细微减缓趋势, 在 1960~1974 年、1989~2003 年间小波实部为正相位, 太阳总辐射处于偏多期; 在 1975~1988 年、2004~2015 年小波实部为负相位, 表示太阳总辐射处于偏少期; 17a 周期振荡稳定, 存在三次正负交替准振荡; 结合两个周期变化预测未来一段时间淮北平原太阳总辐射还将处于减少阶段。

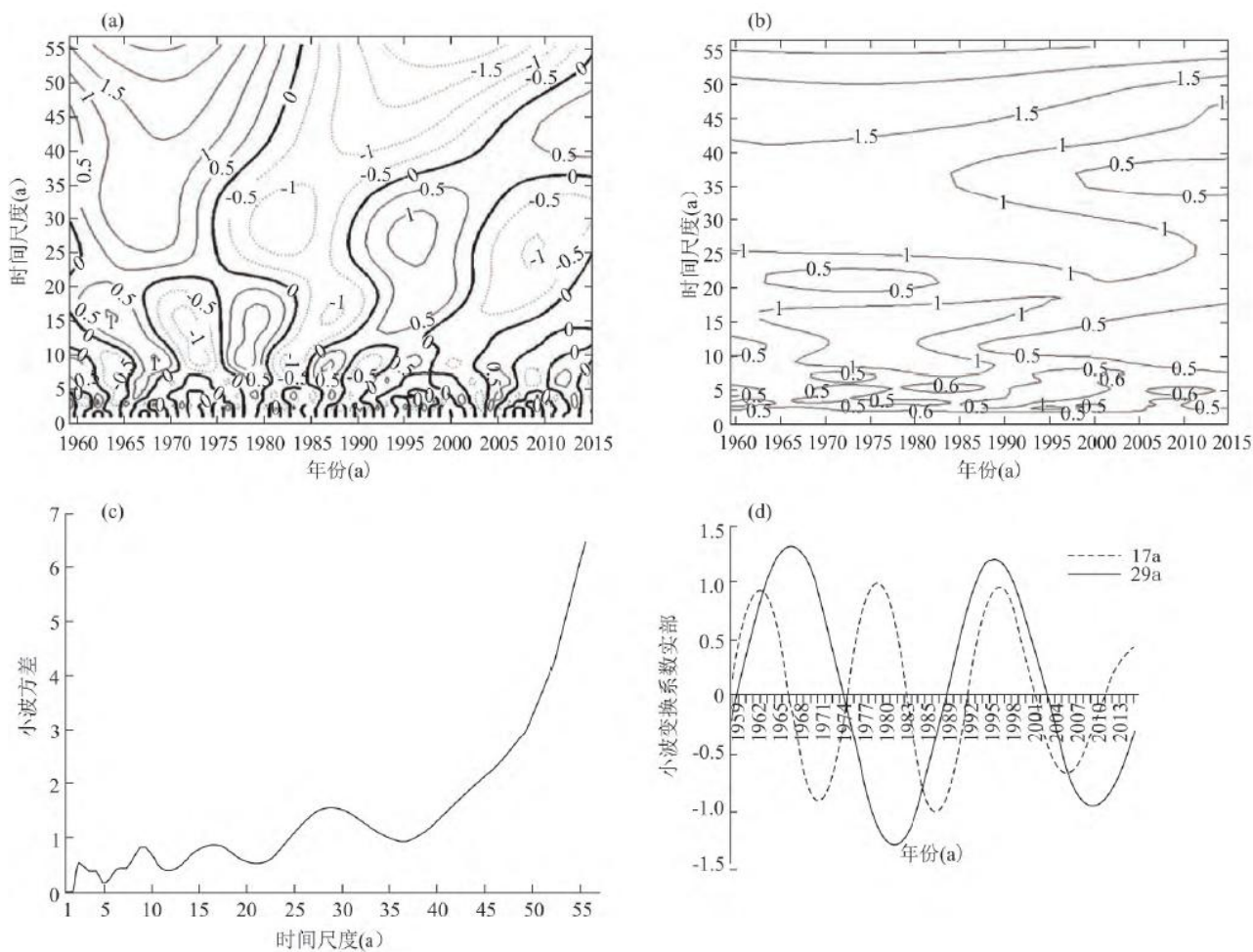


图 6 Morlet 小波周期分析图

Fig. 6 Period analysis chart of Morlet wavelet transform coefficients

表 3 归纳了 6 个代表分区 57a 来太阳总辐射的周期变化特征。可以看出，以宿州和寿县为代表的平原东部地区以 9~17a 的中长周期振荡为主，对应小波方差峰值为 1.6~1.9，以阜阳和亳州为代表的平原西部地区以 27~30a 的长周期振荡为主，对应小波峰值为 2.2，西部主周期对应小波方差值更高，周期性更强，也与淮北平原 29a 时间尺度主周期振荡基本一致。淮北平原整个时间序列上的年太阳总辐射呈现出增加—减少交替变化的周期特征，根据其振荡规律，推测 2016~2020 年左右将继续处于辐射减少期。

表 3 淮北平原近 57 a 太阳总辐射周期分析表

| 站点   | 短周期 | 中长周期     | 长周期      |
|------|-----|----------|----------|
| 淮北平原 | 2~4 | 9~17     | 29*(1.7) |
| 蚌埠   | 3~7 | 13       | 33*(2.5) |
| 宿州   | 3~8 | 17*(1.9) | 32       |

|    |     |            |           |
|----|-----|------------|-----------|
| 寿县 | 2~4 | 9~15*(1.6) | 无         |
| 杨山 | 2~7 | 10*(1.2)   | 无         |
| 阜阳 | 无   | 无          | 30 *(2.2) |
| 亳州 | 3-8 | 无          | 27 *(2.2) |

注：\* 表示主周期，括号内为对应小波方差值。

### 3.4 影响淮北平原太阳总辐射变化趋势的因素分析

在影响太阳总辐射变化的主要因子中，太阳常数、大气 Rayleigh 散射和气体吸收在相对短的时期内变化很小<sup>[26]</sup>，大气透明系数的变化主要受到大气污染物和气溶胶状况的影响，但气溶胶的资料难以获取，淮北平原地区缺乏关于气溶胶系统的观测资料，个别零星数据缺乏代表性<sup>[14]</sup>，难以进一步分析。故本文选取与太阳辐射变化有关的主要气候因子，通过相关性分析和显著性检验，探讨影响淮北平原太阳总辐射变化的主要气候因素，有研究发现安徽地区太阳辐射变化与云量变化相关性较小<sup>[13, 27]</sup>，另一方面由于无法获取完整云量变化数据，故气候因子选取中不包含云量指标。

由表 4 可以看出，就整个淮北平原而言，年均日照百分率和年均风速与太阳总辐射均呈显著正相关，年均相对湿度和年均实际水汽压与太阳总辐射均呈显著负相关。再由表 5 发现，57a 来整个淮北平原和 6 个代表地区年均日照百分率和年均风速均呈显著下降趋势，年均相对湿度和年均实际水汽压变化趋势不显著，故认为日照百分率和风速的下降与淮北平原太阳总辐射的减少密切相关。同时进行四季辐射变化与气候因子的相关性和显著性分析，结果与年变化分析保持一致(表略)。

表 4 有关气候要素与地表太阳总辐射的相关系数(R)及显著性检验

| 台站          | 年平均日照<br>百分率 | 年平均风速   | 年平均温度 | 年降水量    | 年平均相<br>对湿度 | 年平均实<br>际水汽压 |
|-------------|--------------|---------|-------|---------|-------------|--------------|
| 蚌埠          | 0.97 **      | 0.24    | 0.2   | -0.50** | -0.43**     | -0.25        |
| 寿县          | 0.98 **      | 0.19    | -0.12 | -0.44** | -0.33*      | -0.27*       |
| 宿州          | 0.97 **      | 0.50**  | -0.15 | -0.17   | -0.27*      | -0.39**      |
| 阜阳          | 0.99**       | 0.53 ** | -0.24 | -0.22   | -0.40**     | -0.49 **     |
| 亳州          | 0.99**       | -0.1    | -0.26 | -0.22   | -0.12       | -0.32*       |
| 杨山          | 0.98**       | 0.30*   | -0.04 | -0.2    | -0.30*      | -0.36**      |
| R* 占总站数百分比  | 100          | 50      | 0.0   | 33.0    | 83          | 83           |
| R* 正相关站点百分比 | 100          | 100     | 0.0   | 0.0     | 0.0         | 0.0          |
| R* 负相关站点百分比 | 0.0          | 0.0     | 0.0   | 100     | 100         | 100          |

注：\* 表示通过了 0.05 水平的显著性检验，\*\*表示通过了 0.01 水平的显著性检验。

表 5 主要气候因子 57 a 来线性回归倾向率

| 地区   | 年均日照 百分率<br>(%/10a) | 年均风速<br>(m/s/10a) | 年均相<br>对湿度<br>(%/10a) | 年均实际 水汽压<br>(hpa/10a) |
|------|---------------------|-------------------|-----------------------|-----------------------|
| 蚌埠   | -0.62*              | 0.01              | -0.33                 | 0.03                  |
| 寿县   | -1.87**             | -0.14**           | -0.42                 | 0.01                  |
| 宿州   | -1.15**             | -0.16**           | -0.71 **              | 0.10*                 |
| 阜阳   | -3.21 **            | -0.10**           | 0.24                  | 0.14*                 |
| 亳州   | -2.79 **            | 0.01              | -0.71 *               | 0.02                  |
| 砀山   | -1.85**             | -0.17**           | 0.54*                 | 0.18**                |
| 淮北平原 | -1.92**             | -0.09**           | -0.23                 | 0.08                  |

注：\* 表示通过了 0.05 水平的显著性检验，\*\*表示通过了 0.01 水平的显著性检验。

再以 57a 来太阳辐射年总量为因变量, 年均日照百分率和年均风速为自变量进行二元线性回归时, 方程的决定系数 ( $R^2=0.965$ ) 并不显著高于与日照时数的单相关分析 ( $R^2=0.963$ ); 当进行逐步回归时, 结果方程中风速因子被剔除, 故认为淮北平原太阳总辐射减少的气候原因主要归咎于日照百分率的下降<sup>[13]</sup>。对于日照百分率减少的原因, 一方面认为与人为排放导致气溶胶浓度增加有关, 另一方面, 进一步将风速因子与日照百分率进行相关性分析, 发现呈显著正相关, 分析由于风速的降低不利于气溶胶的稀释和扩散, 使得日照百分率下降<sup>[14]</sup>。

## 4 讨论与结论

(1) 淮北平原太阳总辐射空间呈现南北区域差异分布, 全年和四季都呈现北部或者北部偏西地区辐射强度明显大于南部或者南部偏东地区的分布特征。太阳总辐射年变化范围为  $4600\sim 5020\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}$ , 北部高值区平均比东南低值区高出  $200\sim 400\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}$ ; 夏季是淮北平原太阳辐射的峰值时期, 约占全年太阳辐射总量的  $1/3$ , 冬季太阳辐射值最弱, 分析与太阳高度角夏季最大, 冬季最小有关。淮北平原太阳总辐射高值区主要集中在砀山和亳州境内, 该地区是安徽省农业生产优势指数高值区, 可以考虑在该地区加大优势农作物生产<sup>[28]</sup>。

(2) 淮北平原 57a 来太阳总辐射变化趋势、突变及周期呈现出东西区域差异分布。西部地区全年和四季的太阳总辐射减少趋势显著, 减小速率基本通过 0.01 水平的显著性检验且为辐射减少突变集中发生区, 周期振荡较强; 东部地区辐射变化较稳定, 辐射变化幅度较小。就全区域而言在季节变化中夏季辐射递减速率最大, 对于全年辐射减少贡献度最大; 突变主要集中在平原西部于 1980 年前后发生了辐射减少的突变, 且突变检验均至少通过 0.05 水平的显著性检验, 东部代表区域宿州在全年和四季均无突变发生; 淮北平原全区域存在 29a 的第一主周期以及 17a 的第二主周期, 以宿州和寿县为代表的东部地区以 9~17a 中长时间尺度为主振荡周期, 以阜阳和亳州为代表的西部地区以 27~30a 的长时间尺度为主振荡周期, 且振荡强度高于东部。

对于淮北平原呈现出的东西区辐射递减率明显差异, 对其原因探究认为: 一方面, 从两区域辐射参考站选择分析, 淮北平原西部固始参考站辐射递减率为  $171\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}\cdot 10\text{a}^{-1}$ , 明显大于东部合肥参考站辐射递减率  $94\text{MJ}\cdot\text{m}^{-2}\cdot 10\text{a}^{-1}$ , 故以两个辐射参考站拟合方程为依据计算的平原东西部太阳总辐射值, 其变化特征会受到一定影响。合肥辐射站位于  $31^\circ 52' \text{N}$ ,  $117^\circ 14' \text{E}$  处, 固始辐射站位于  $32^\circ 10' \text{N}$ ,  $115^\circ 40' \text{E}$  处, 两地纬度差异不大, 而太阳总辐射会随纬度的改变而变化, 与经度变化关系不大<sup>[24]</sup>,

认为地理位置对于两地辐射变化差异的影响较小,故拟合方程中受地位位置差异影响较小;另一方面,分析发现淮北平原西部地区日照百分率递减速率明显高于东部,进而导致东西部太阳总辐射变化幅度的差异,对于平原东西区域太阳总辐射变化响应区域气溶胶浓度变化机制研究,希望今后可以获取系统资料进行详细研究。

淮北平原在全国太阳能区划中,位于光能资源较富带的南缘,是安徽省太阳辐射富集区,太阳能资源丰富。分析其近 57a 太阳总辐射时空分布特征,就结果在与卢燕宇等<sup>[17]</sup>基于安徽两个辐射站建立的省太阳总辐射统一公式计算的淮北平原太阳总辐射结果对比中,发现年际变化趋势以及区域分布特征基本一致,但本文计算的结果要平均高出  $200\text{MJ} \cdot \text{m}^{-2}$ ,由于本文选择了省内外靠近淮北平原的辐射台站进行分区拟合计算辐射值,故拟合精准度相对较高。

本文从淮北平原全区域和 6 个代表地区出发,采用多种方法对全年和四季 5 个不同时间段太阳总辐射变化特征进行综合分析,并对变化机制进行相关气候因素解释,补充前人对淮北平原地区气候研究的不足,同时研究的时间序列较长,横跨改革开放前后,能很好反映出地区太阳总辐射变化规律。就淮北平原辐射区域分布而言,平原北部是太阳辐射资源富集区,且此区域辐射变化幅度较小,辐射资源较稳定。有研究发现,若淮北平原大田光能利用率提高 2%,则对应的粮食产量可增加 3 倍之多,由此可见充分利用地区辐射资源,提高光能利用率,适时适地播种适当农作物,对于地区农业生产具有重要意义。

本文在影响太阳总辐射的气候因素分析中,发现日照百分率的减少是造成地区太阳总辐射减少的主要气候因素,同时日照百分率又与地区风速的变化密切相关。这与何彬方等<sup>[27]</sup>研究结论较为一致。但具体影响太阳总辐射的因素错综复杂,本文仅在气候因子方面进行研究,具体针对气溶胶浓度的变化,及改革开放之后,城市化高速发展带来的空气污染物的排放对地区太阳总辐射强度的影响等没有进一步讨论。同时只进行了淮北平原太阳总辐射的规律研究,对地区降水,温度等变化特征及区域农作物气候生产潜力未进一步分析,希望在今后的研究中,可以就这几个方面进行详细探讨。

#### 参考文献:

- [1] 崔日鲜. 山东省太阳总辐射的时空变化特征分析 [J]. 自然资源学报, 2014, 29(10) : 1780—1791.
- CUI R X. The analysis of spatiotemporal variation characteristics of global solar radiation in Shandong province [J]. Journal of Natural Resources, 2010, 29( 10) : 1780—1791.
- [2] WONG L T, CHOW W K. Solar radiation model [J]. Applied Energy, 2001, 69: 191—224.
- [3] 吕宁, 刘荣高, 刘纪远. 1998 ~ 2002 年中国地表太阳辐射的时空变化分析 [J]. 地球信息科学学报, 2009, 11(5) : 5623—5630.
- LV N, LIU R G, LIU J Y. The spatiotemporal variation of downward shortwave radiation over China from 1998 —2002 [J]. Journal of Geo-Information Science, 2009, 11 (5) : 5623 —5630.
- [4] 申彦波. 我国太阳能资源评估方法研究进展 [J]. 气象科技进展, 2017, 7(1) : 77—84.
- SHEN Y B. Development of the solar energy resource assessment methods in China [J]. Advances in Meteorological Science and Technology, 2017, 7(1) : 77—84.
- [5] MARTINS F R, PEREIRA E B, ABREU S L. Satellitederived solar resource maps for brazil under SWERA project [J]. Solar Energy, 2007, 81: 517—528.

- 
- [6] 王炳忠, 张富国, 李立贤. 我国的太阳能资源及其计算 [J]. 太阳能学报, 1980, 1(1) : 1—9.
- WANG B Z, ZHANG F G, LI L X. Solar energy resources in China [J]. Acta Energiae Solaris Sinica, 1980, 1(1) : 1—9.
- [7] 孙治安, 高庆先, 史兵, 等. 中国可能太阳总辐射的气候计算及其分布特征 [J]. 太阳能学报, 1988, 9(1) : 12—23.
- SUN Z A, GAO Q X, SHI B, et al. Climatological calculation of possible global radiation along with its distribution over China [J]. Acta Energiae Solaris Sinica, 2008, 9(1) : 12—23.
- [8] 祝昌汉. 我国直接辐射的计算方法及分布特征 [J]. 太阳能学报, 1985, 6(1) : 1—11.
- ZHU C H. The calculation method of direct solar radiation and its distribution in China [J]. Journal of Acta Energiae Solaris Sinica, 1985, 6(1) : 1—11.
- [9] 和清华, 谢云. 我国太阳总辐射气候学计算方法研究 [J]. 自然资源学报, 2010, 25(2) : 308—319.
- HE Q H, XIE Y. Research on the climatological calculation method of solar radiation in China [J]. Journal of Natural Resources, 2010, 25(2) : 308—319.
- [10] 赵东, 罗勇, 高歌, 等. 我国近 50 年来太阳直接辐射资源基本特征及其变化 [J]. 太阳能学报, 2009, 30(7) : 946—952.
- ZHAO D, LUO Y, GAO G, et al. Essential characteristics of solar direct radiation over recent 50 years in China [J]. Acta Energiae Solaris Sinica, 2009, 30(7) : 946—952.
- [11] WILD M, GILGEN H, ROESCH A. From dimming to brightening: decadal changes in solar radiation at earth surface [J]. Science, 2005, 308: 847—850.
- [12] 李明财, 熊明明, 杨艳娟, 等. 环渤海地区 1961 ~ 2010 年太阳总辐射时空变化特征 [J]. 气候变化研究进展, 2012, 8(2) : 119—123.
- LI M C, XIONG M M, YANG Y J, et al. Spatial-temporal variations of solar global radiation in the Circun-Bohai Sea Region during 1961 — 2010 [J]. Progressus Inquisitiones De Mutatione Climatis, 2012, 8(2) : 119—123.
- [13] 王雅婕, 黄耀, 张稳. 1961 ~ 2003 年中国大陆地表太阳总辐射变化趋势 [J]. 气候与环境研究, 2009, 14(4) : 405—413.
- WANG Y J, HUANG Y, ZHANG W. Changes in surface solar radiation in mainland China over the period from 1961 to 2003 [J]. Climatic and Environmental Research, 2009, 14(4) : 405—413.
- [14] MA J Y, LUO Y, SHEN Y B, et al. Regional long-term trend of ground solar radiation in China over the

---

past 50 years [J]. Science China: Earth Sciences, 2013, 56( 7) : 1242—1253.

[15] 尹青, 张华, 何金海. 近 48 年华东地区地面太阳总辐射变化特征和影响因子分析 [J]. 大气与环境光学学报, 2011, 6(1) : 37—46.

YIN Q, ZHANG H, HE J H. Long-term change of surface total solar radiation and influencing factors over east China in Recent 48 Years [J]. Journal of Atmospheric and Environmental Optics, 2011, 6(1) : 37—46.

[16] 曹雯, 许莹, 段春锋. 安徽省太阳总辐射参数化模型的适用性研究 [J]. 中国农学通报, 2014, 30( 26) : 207—212.

CAO W, XU Y, DUAN C F. Research on applicability of solar radiation parametric model in Anhui Province [J]. Chinese Agricultural Science Bulletin, 2014, 30( 26) : 207—212.

[17] 卢燕宇, 田红, 鲁俊, 等. 近 50 年安徽省太阳总辐射的时空变化特征 [J]. 气象科技, 2016, 44 ( 5) : 769 — 775.

LU Y Y, TIAN H, LU J, et al. Spatial-temporal variation characteristics of gross solar radiation in Anhui Province from 1961 to 2010 [J]. Meteorological Science and Technology, 2016, 44(5) : 769—775.

[18] 吴林荣, 江志红, 鲁渊平, 等. 陕西太阳总辐射的计算及分布特征 [J]. 气象科学, 2009, 29(2) : 187—191.

WU L R, JIANG Z H, LU Y P, et al. The calculation methods and distribution character of solar radiation in Shanxi province [J]. Journal of the Meteorological Sciences, 2009, 29 (2) : 187—191.

[19] 王建源, 冯建设, 袁爱民. 山东省太阳辐射的计算及其分布 [J]. 气象科技, 2006, 34(1) : 98—101.

WANG J Y, FENG J S, YUAN A M. Calculation and distribution characteristics of solar radiation in Shandong Province [J]. Meteorological Science and Technology, 2006, 34 (1) : 98 —101.

[20] 罗悦, 俞文政. 长沙市近 56 年气候变化趋势及突变分析 [J]. 安徽农业大学学报, 2017, 44( 2) : 1—7.

LUO Y, YU W Z. Climate change and mutation analysis of Changsha in Recent 56 Years [J]. Journal of Anhui Agricultural University, 2017, 44(2) : 1—7.

[21] 魏凤英. 现代气候统计诊断与预测技术 [M]. 北京: 气象出版社, 1999: 106—113.

WEI F Y. Modern diagnosis of china statistics and its prediction [M]. Beijing: China Meteorological Press, 1999: 106—113.

[22] 刘晓琼, 刘彦随, 李同昇, 等. 1974 ~ 2012 年陕西省榆林市气候变化统计特征 [J]. 中国沙漠, 2016, 36( 2) : 1—6.

---

LIU X Q, LIU Y S, LI T S, et al. Statistical characteristics of climate change during 1974 — 2012 in Yulin, Shanxi, China [J]. Journal of Desert Research, 2016, 36(2) : 1—6.

[23] 刘光孟, 汪云甲, 张海荣, 等. 空间分析中几种插值方法的比较 [J]. 地理信息世界, 2011, 9(3) : 41—45.

LIU G M, WANG Y J, ZHANG H R, et al. Comparative study of several interpolation methods on spatial analysis [J]. Geomatics World, 2011, 9(3) : 41—45.

[24] 徐玉貌, 刘红年, 徐桂玉. 大气科学概论 [M]. 南京: 南京大学出版社, 2013: 31—57.

XU Y M, LIU H N, XU G Y. Introduction to atmospheric science [M]. Nanjing: Nanjing University Press, 2013: 31—57.

[25] 李淼, 夏军, 陈社明, 等. 北京地区近 300 年降水变化的小波分析 [J]. 自然资源学报, 2011, 26( 6) : 1001—1011.

LI M, XIA J, CHEN S M, et al. Wavelet analysis on annual precipitation 300 years in Beijing area [J]. Journal of Natural Resources, 2011, 26( 6) : 1001—1011.

[26] 王学锋, 朱勇, 范立张, 等. 1961 ~ 2007 年云南太阳总辐射时空变化特征 [J]. 气候变化研究进展, 2009, 5(1) : 29—34.

WANG X F, ZHU Y, FAN L Z, et al. Spatial-temporal variations of solar global radiation in Yunnan Province During 1961 — 2007 [J]. Advances in Climate Change Research, 2009, 5(1) : 29—34.

[27] 何彬方, 冯妍, 荀尚培, 等. 安徽省 50 年日照时数的变化特征及影响因素 [J]. 自然资源学报, 2009, 24( 7) : 1275—1285.

HE B F, FENG Y, XUN S P, et al. Climatic change of sunshine duration and its influencing factors over anhui province during the last 50 years [J]. Journal of Natural Resources, 2009, 24(7) : 1275—1285.

[28] 孔令聪, 王光宇, 胡永年. 安徽省主要粮食作物区域比较优势分析 [J]. 农业资源与环境科学, 2006, 22( 5) : 396—399.

KONG L C, WANG G Y, HU Y N. Analysis on comparative of major grain crop regions in Anhui Province [J]. Chinese Agricultural Science Bulletin, 2006, 22(5) : 396—399.