

黄 维,杨沈斌,石春林,等. 苏皖鄂地区一季稻产量灾损的风险区划[J]. 江苏农业科学,2018,46(3):219-224.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.03.056

苏皖鄂地区一季稻产量灾损的风险区划

黄 维^{1,4}, 杨沈斌¹, 石春林², 于庚康³, 高 苹³, 陈 德¹, 王萌萌¹

(1. 南京信息工程大学气象灾害预报预警与评估协同创新中心/江苏省农业气象重点实验室, 江苏南京 210044;

2. 江苏省农业科学院, 江苏南京 210014; 3. 江苏省气象局, 江苏南京 210008; 4. 柳州市农业气象试验站, 广西柳州 545003)

摘要:以长江中下游稻区的苏皖鄂 3 省为研究区, 选用该地区 1970—2006 年 183 个县(市、区)一季稻产量统计资料, 对一季稻产量进行灾损风险区划。首先, 计算研究区平均减产率, 然后采用气候统计方法和小波分析方法对平均减产的年际变化特征进行分析, 并以平均减产率、减产率变异系数、不同减产率风险概率和抗灾系数为风险评价指标, 构建一季稻的产量灾损综合风险指数模型。在计算各站点风险指数的基础上, 对产量灾损进行风险区划。结果表明, 研究区平均减产率呈下降趋势, 研究时段内表现出 20、8 年的周期变化, 减产站点百分比超过 90% 的年份为 1980、2003 年; 研究区大部分地区的产量风险指数 ≤ 0.1 , 均处于低风险区, 处于中风险区和高风险区的站点分别占有研究站点的 9.8%、3.3%, 其中, 中风险区的空间分布较为零散, 且主要分布在湖北的西南部、东部和安徽的北部, 而高风险区主要分布在安徽的西北部和江苏东部的启东、泗洪地区。该区划结果可为水稻生产的防灾减灾工作和种植布局优化提供科学参考。

关键词:苏皖鄂地区; 一季稻; 小波分析; 长江中下游; 农业气象灾害; 作物

中图分类号: S42 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2018)03-0219-05

我国是水稻种植大国, 水稻的安全生产关系到国民经济的健康发展。然而, 由于水稻生长期较长, 容易遭受不同类型农业气象灾害的威胁, 如高温热害、低温寡照、洪涝和干旱等。这些水稻农业气象灾害具有发生频率高、强度大、范围广的特点, 受到气象部门和农业部门的关注。据统计, 我国农业气象灾害平均每年造成水稻、小麦等主要粮食作物产量损失在 $5 \times 10^6 \sim 2 \times 10^7$ t, 重灾年损失可达 5×10^7 t^[1]。因此, 农业气象灾害风险研究一直是自然灾害风险研究的热点。

从农业气象灾害的承灾体出发, 产量灾损风险研究是一种基于气象产量的综合农业气象灾害风险研究, 其区划结果在一定程度上能反映多种农业气象灾害对承灾体最终产量的影响。近年来, 根据作物产量数据进行的产量灾损风险区划已有一定成果^[2-5]。例如, 刘少军等利用海南岛 18 个县(市、区)天然橡胶的实际产量资料, 以平均减产率、减产率变异系数、减产率风险指数和气象灾害综合风险区域系数为指标, 对海南岛天然橡胶产量进行灾损风险区划, 划分了 3 个橡胶生产风险区^[2]; 蔡大鑫等在产量风险评价模型基础上, 结合地区间荔枝种植规模风险的差异, 将海南岛荔枝生产区划分为 5 个风险等级^[3]; 刘小雪等以平均减产率、减产率变异系数、不同减产率风险概率和灾损减产风险指数为灾损指标, 构建

了适用于夏玉米产量灾损风险评估模型, 并将该评估模型应用于河南省夏玉米产量灾损的风险区划, 其区划结果在一定程度上反映了干旱和连阴雨天气对夏玉米的减产情况^[4]; 薛昌颖等在灾损风险评估模型的基础上加入抗灾系数, 利用构建的评估模型对北方冬小麦产量灾损风险类型的地理分布进行了分析, 为当地开展农业保险和优化农业生产布局提供了科学依据^[5]。

目前, 关于水稻高温热害、低温冷害等农业气象灾害的风险区划研究已有一些报道^[6-9], 但以县(市、区)级水稻产量为数据源进行灾损风险区划的研究较少。本研究选择长江中下游一季稻主产省份, 即江苏省、安徽省和湖北省为研究区, 利用 3 省 1970—2006 年 183 个县(市、区)一季稻统计产量, 在统计分析平均减产率的年际变化和周期特征基础上, 尝试以平均减产率、减产率变异系数、不同减产率风险概率、抗灾系数为风险评价指标, 通过构建产量灾损综合风险模型, 对苏皖鄂 3 省一季稻进行产量灾损的风险区划, 以期为该地区一季稻生产的防灾减灾工作提供决策依据。

1 材料与方法

1.1 研究区概况

苏皖鄂 3 省地处亚热带季风气候区^[10]。该地区水稻以一季稻生产为主, 一般在 4 月下旬开始播种, 8 月上旬至 8 月下旬抽穗开花, 开花后 45 d 左右成熟, 平均生长期约为 150 d, 平均产量能达到 $6\ 600\ \text{kg}/\text{hm}^2$ ^[11]。已有研究表明, 影响长江中下游地区一季稻产量波动的农业气象灾害主要有夏季高温热害、秋季低温寡照、涝害以及沿海地区风害等^[12-13]。

1.2 产量资料处理

从研究区内 183 个县(市、区)统计年鉴中获取了一季稻统计产量数据, 数据情况见表 1。为了统一产量资料时序, 根

收稿日期: 2016-09-07

基金项目: 国家公益性行业(气象)科研专项(编号: GYHY201306035、GYHY201306036、GYHY201506055); 国家“十二五”科技支撑计划(编号: 2011BAD32B01); 江苏高校优势学科建设工程项目(PAPD)资助。

作者简介: 黄 维(1991—), 男, 广西桂林人, 硕士研究生, 研究方向为农业气象。E-mail: 827643506@qq.com。

通信作者: 杨沈斌, 博士, 副教授, 研究方向为农业气象。E-mail: jaasyang@163.com。

据数据缺失情况,选取 1970—2006 年一季稻统计产量数据作为本研究数据源。

表 1 统计产量数据基本情况

省份	资料站点数量 (个)	起止年份	数据缺失情况
江苏	54	1951—2010	各省 1970 年以前资料缺失较多
安徽	69	1949—2008	
湖北	60	1949—2006	

对产量进行产量分类,即:
 $y = y_i + y_w + \varepsilon$ 。
式中: y 、 y_i 、 y_w 、 ε 分别为实际产量、趋势产量、气象产量和随机产量,kg/hm²。

考虑到影响水稻生产的偶然因素并不是经常发生且影响有限,因此在实际产量分解计算中忽略 ε 的贡献,则上式可以简化为:

$$y = y_i + y_w$$
 (2)

参照文献[14]给出的计算趋势产量方法,采用直线滑动平均分离趋势产量。本研究将滑动步长设置为 11 年。还计算了相对气象产量(y_r),公式如下:

$$y_r = \frac{y_w}{y_i} \times 100\%$$
 (3)

1.3 灾损风险评估指标计算

1.3.1 平均减产率 对于某站一定时间序列上的相对气象产量 $\{x_i\}$,若 $x_i < 0$,则定义对应的年份 i 为减产年,历年平均减产率计算^[15-16]如下:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$
 (4)

式中: $\bar{x}$ 表示平均减产率; x_i 表示减产年 i 的相对气象产量; n 为减产年份总数。

1.3.2 减产率变异系数 变异系数(V)描述了负的相对气象产量序列数值离散性,反映一个地区水稻产量受气象因子及其他环境波动情况,系数越大,说明产量随环境条件的波动越大,计算公式如下:

$$V = \frac{\sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}{\bar{x}}$$
 (5)

1.3.3 不同减产率范围的风险概率 已有研究表明,一定时间尺度上的作物相对气象产量序列一般具有正态分布特征^[17]。采用 Jarque - Bera 检验法对各县(市、区)的相对气象产量序列进行正态性检验后发现,大多数站点的相对气象产量序列符合正态分布,而对于少数不符合正态分布的相对气象产量序列可以使用 Box - Cox 变换法进行正态性转换,Box - Cox 变换可以针对不同的数据选择最优的幂参数,所以对于某些无法应用对数变换的数据有较好的变换效果^[18]。由于该变换只针对正数,因此采用扩展后的 Box - Cox 变换对相对气象产量序列进行正态性转换,公式如下:

$$y(\lambda) = \begin{cases} \frac{(y+a)^\lambda - 1}{\lambda}, & \text{if } \lambda \neq 0 \\ \lg(y+a), & \text{if } \lambda = 0 \end{cases}$$
 (6)

式中: $y(\lambda)$ 为转换后的相对气象产量数据; λ 为转换幂参数; a 为相对气象产量序列的平移量,取值为 1。

利用正态分布的性质,根据公式(7),即可得到水稻不同增减产区间的风险概率。

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2}, p(x_1 \leq x \leq x_2) = \int_{x_1}^{x_2} f(x) dx$$
 (7)

式中: $f(x)$ 表示相对气象产量的概率密度分布函数; x_1 和 x_2 均表示减产率; μ 和 σ 表示方程参数,可利用最大似然估计法对其进行估计^[19]。本研究以减产率 $\geq 10\%$ 、 $\geq 20\%$ 、 $\geq 30\%$ 的风险概率作为风险评价指标。

1.3.4 抗灾系数 抗灾系数是反映一个地区农业生产抗灾能力强弱的指标,常用实际产量与理论最大产量比值的均值来表示^[20],本研究采用各县(市、区)在研究时段内最高产量代替理论上的最大产量,计算公式如下:

$$k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{y_{\max}}$$
 (8)

式中: y_i 表示某地某年实际产量,kg/hm²; $y_{\max}$ 表示该地在研究时段内最高产量,kg/hm²。

1.3.5 产量灾损综合风险指数 水稻产量灾损风险程度与历年平均减产率、减产率发生概率、灾年减产率变异系数成正比,但与抗灾系数成反比^[20]。在上述有关风险评估指标的基础上,构建单季稻产量灾损综合风险指数(R),计算公式如下:

$$R = \frac{1}{k} \times \bar{x} \times V \times \sum_{i=1}^3 (p_i \times x_i)$$
 (9)

式中: k 为抗灾系数; $\bar{x}$ 为历年平均减产率; V 为变异系数; p_1 、 p_2 、 p_3 分别为减产率 $\geq 10\%$ (x_1)、 $\geq 20\%$ (x_2)、 $\geq 30\%$ (x_3) 的风险概率。最后,为了使 R 有序化,对其进行极差标准化。

1.4 小波分析

选择 Morlet 复数小波分析研究区减产率的时序变化。该小波是 Gauss 包络下的单频率正弦函数,在时域和频域内具有较好的局部聚集性^[21-22]。Morlet 复数小波函数为:

$$\psi(t) = \pi^{-1/4} e^{i\omega_0 t} e^{-t^2/2}$$
 (10)

式中: t 为自变量; ω_0 为无量纲频率,取值为 6^[22]。对于时间序列 x_b ($b^* = 0, 1, 2, \dots, N-1, N$ 为时间序列的长度),其小波变换为:

$$W_{b^*}(a, b) = \sum_{b=0}^{N-1} x_b \times \psi^* \times \left[\frac{(b^* - b)\delta_t}{a} \right]$$
 (11)

式中: $W_{b^*}(a, b)$ 为小波变换系数; ψ^* 表示其共轭复函数; a 为尺度因子; b 为时间平移因子; δ_t 为采样时间间隔。同时,利用 $\alpha = 0.05$ 红噪声标准谱作为背景谱对小波变换方差进行显著性检验^[23]。

2 结果与分析

2.1 平均减产率的时间变化特征

由图 1-a 可以看出,全区一季稻平均减产率在研究时段内年际波动较大,但总体呈下降趋势,减产率最大的 3 个年份分别为 1980、1991、2003 年,分别达到 14.2%、12.4%、14.2%,最小的 2 个年份分别为 1987、2004 年,分别为 4.34%、4.36%,最大与最小减产率相差 3 倍多。

由图 1-b 可以看出,1980、2003 年是区域内出现减产站点数最多的 2 个年份,减产站点数量占有站数的 90% 以

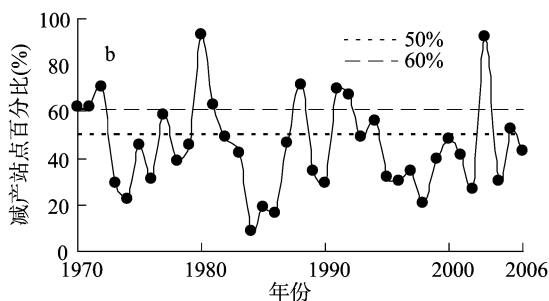
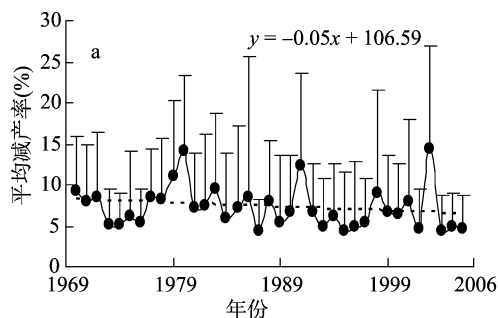


图1 平均减产率(a)和减产站点百分比(b)的时间变化

上,减产站点数量最少的为1984年,仅8.2%的站点发生减产。有12个年份减产范围在50%以上,占研究时段总年份数的32.4%,其中有10个年份减产范围在60%以上。

图2显示了研究区平均减产率的Morlet小波系数实时频分布和小波变换方差。由图2-a可以看出,平均减产率存在多时间尺度特征。总的来说,平均减产率存在5、7年左右的年际和20年左右、35年以上年代的4类尺度的周期振荡特征。5年左右小尺度周期信号出现在1985年前后,在2002

年后消失,7年左右尺度周期的振荡尺度随时间增加,到1980年时振荡尺度稳定在8年,但能量逐渐减弱,2000年后又与20年左右尺度融合,振荡能量有所加强;1970年后,存在20年左右和35年以上的大尺度的周期振荡能量较强,具有全域性。由图2-b可以看出,35年左右的振荡周期并没有通过显著性检验,最大峰值为20年尺度的周期振荡,在全时域上的平均振荡能量最强,为平均减产率变化的第一主周期,8年时间尺度对应第二峰值,为平均减产率变化的第二主周期。

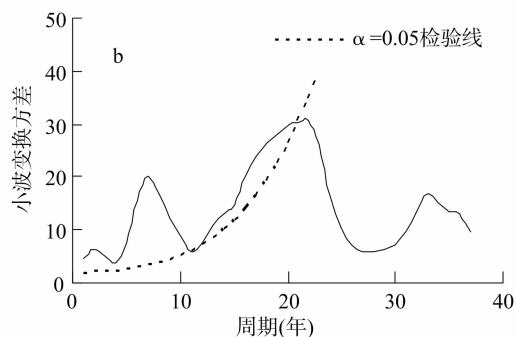
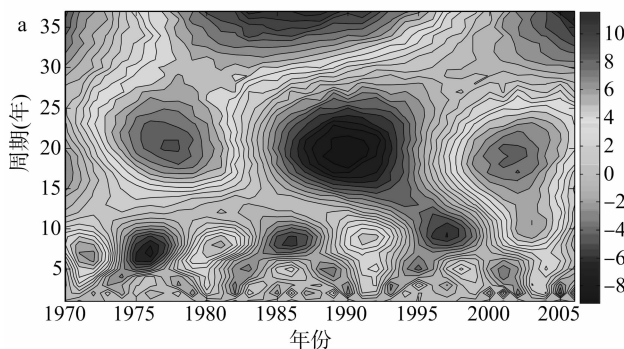


图2 Morlet小波变换系数实时频分布(a)和小波变换方差(b)

2.2 历年平均减产率空间分布

由图3可以看出,平均减产率有明显的空间差异,在整个研究区内总体呈北高南低,中部高、东西低的趋势。全区平均减产率变化在3.5%~23.8%之间,最小值出现在江苏泰州地区,最大值出现在安徽界首、临泉地区。根据平均减产率值的变化,将研究区划分为低值区(<10%)、中值区([10%, 15%])和高值区(>15%),则结果表明,研究区大部分地区均处于低值区,中值区分布在湖北西部的竹溪、利川和中部的孝感、东南部小部分地区,安徽中南部的桐城、西北部,以及江苏东南部的吕四等地,高值区主要分布在安徽界首、临泉地区。

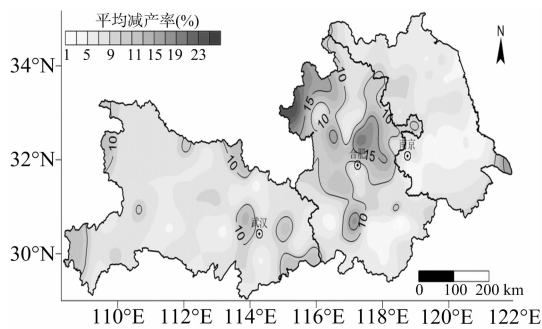


图3 1970—2006年苏皖鄂单季稻平均减产率空间分布

2.3 减产率变异系数

由图4可以看出,变异系数的范围为0.50~1.77,呈现出较大的空间差异。变异系数大于1.00的高值区主要集中在湖北中部、安徽东南部和江苏北部、南部的小部分地区,其他大部分地区的变异系数小于1.00。变异系数大于1.50的地区有湖北省的钟祥、云梦、通山,其中云梦的变异系数最大,为1.77。变异系数小于0.60的地区有湖北省的损县、兴山、大冶,安徽省的蒙城、宿州以及江苏省的溧阳,其中以湖北省的损县变异系数最小,为0.50。历年减产率变异系数的大小能在一定程度上反映水稻产量受气象因子及其他环境影响的波动程度,系数越大说明这个地区的水稻生产对环境的敏感性越强,产量波动越大,水稻生产受环境影响较大。

2.4 减产风险概率

由图5-a可以看出,风险概率值范围为1.7%~35.9%。风险概率>20%区域主要分布在湖北的西南部、安徽西北部和江苏东部的小部分地区,其中以安徽界首风险概率最大,达到35.9%。风险概率<10%的区域主要分布在湖北省的中部、安徽省的南部和江苏省的中南部,江苏省减产率风险概率<10%的区域最大,占整个江苏省面积的50%以上,风险概率最小值出现在江苏省的泰州地区,为1.7%。

由图5-b可以看出,风险概率值范围为0.0%~23.5%。以风险概率5%作为划分界限,结果表明,研究区大

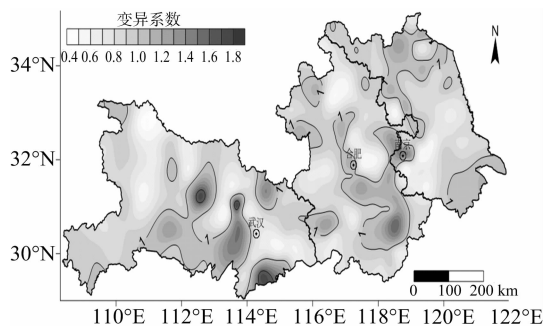
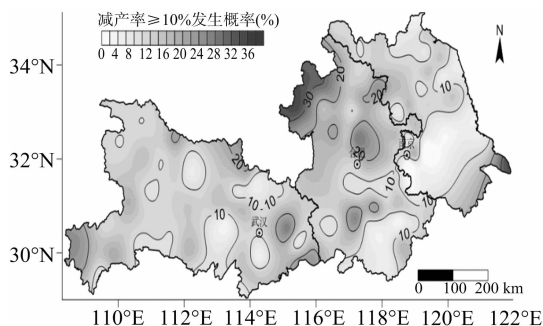
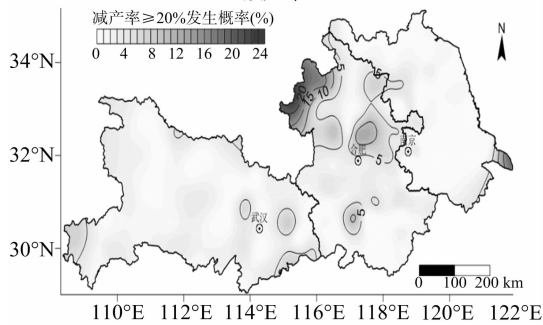


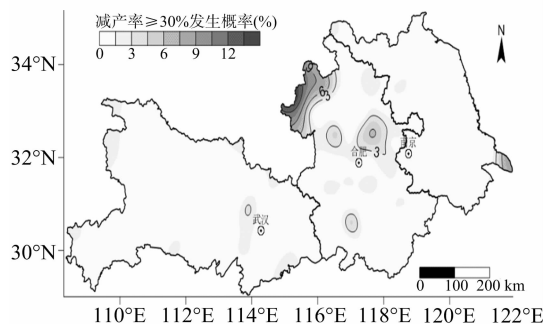
图4 减产率变异系数的空间分布



a. 减产率≥10%



b. 减产率≥20%



c. 减产率≥30%

图5 减产率的风险概率空间分布

部分地区的风险概率均 $<5\%$, 占有站点的 76% , 多地的风险概率接近 0% , 表明减产率 $\geq 20\%$ 的灾害情况在研究时段内未发生过。风险概率 $>5\%$ 的地区除了湖北省的竹溪和江苏省的启东等小部分地区外, 绝大部分集中在安徽省的西北部, 安徽界首的风险概率最高, 达到 23.5% 。

由图 5-c 可以看出, 风险概率值范围为 $0.0\% \sim 13.9\%$ 。与减产率 $\geq 10\%$ 、 $\geq 20\%$ 的风险概率相比, 减产率 $\geq 30\%$ 的风险概率明显较小, 大部分地区的风险概率均小于 1% , 占有站点的 74% 。风险概率 $>5\%$ 的仅 6 个站点, 分

别为安徽省的临泉、界首、涡阳、阜南、定远和江苏省的启东, 其中以安徽省界首地区的风险概率最大, 达到 13.9% 。

2.5 抗灾系数

由图 6 可以看出, 抗灾系数的范围为 $0.48 \sim 0.86$, 空间分布差异大, 且总体呈现出北低南高的趋势。高值区主要分布在江苏省东南部、安徽省东南部以及湖北省南部, 抗灾系数 >0.7 的站点有 105 个, 占有站点的 57.3% , >0.8 的站点有 14 个, 占有站点的 7.7% , 江苏扬州地区的抗灾系数最大, 达到 0.86 。抗灾系数的低值区主要分布在湖北省西南部、北部和安徽省西北部以及安徽省东北部延伸至江苏省的小部分地区。抗灾系数最小的出现在安徽省的泗县, 约为 0.48 。抗灾系数在一定程度上反映一个地区的农业生产水平 and 防灾减灾能力, 与当地的农业投入密切相关^[20]。

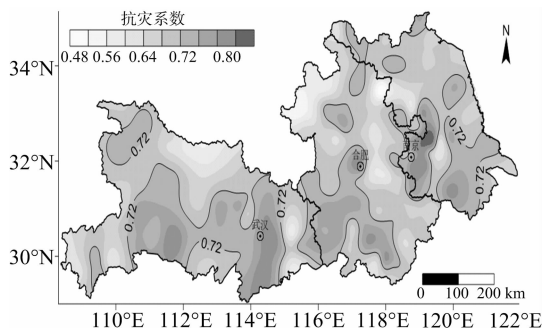


图6 一季稻抗灾系数空间分布

2.6 产量灾损综合风险指数

根据风险指数值的变化区间, 将研究区划分成 3 个风险区: 低风险区($R \leq 0.1$)、中风险区($0.1 < R \leq 0.3$)、高风险区($R > 0.3$)。由图 7 可以看出, 研究区大部分地区处于低风险区, 低风险区的站点占有站点的 86.9% 。中风险区主要分布在湖北省的钟祥、利川、孝感、汉川、浠水、阳新, 安徽省的灵璧、泗县、阜阳、霍邱、寿县、长丰、凤阳、全椒、来安、枞阳、安庆, 江苏省的泗洪。高风险区主要分布在安徽省西北部的临泉、界首、涡阳、阜南、定远和江苏省东部的启东。

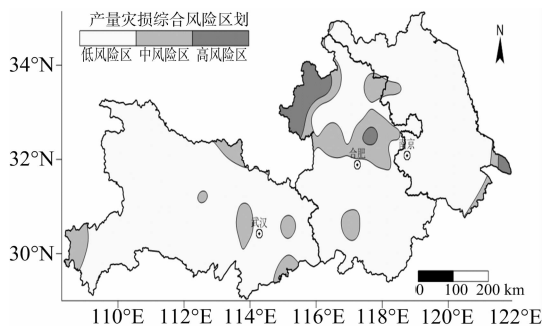


图7 产量灾损综合风险区划

3 讨论

产量灾损区划结果与陈平等基于单季稻统计产量的水稻生产风险分析结果^[24-26]大体一致, 都认为鄂西南山地、安徽北部、西北部和江苏东部的启东地区一季稻生产风险较高, 但具体不同风险区域存在一定差异, 其原因主要在于选取的研究区范围和使用统计产量的时段有差异。其次, 大部分研究在产量灾损评估模型中都未能考虑水稻的抗灾性能。根据段

居琦等对我国单季稻种植区的气候适宜性区划结论,研究区除安徽北部、南部的小部分区域处于单季稻次适宜区外,其他地区都处于中适宜区,较适合单季稻种植^[27],本研究的产量灾损区划结果与其有相似之处,都认为除了安徽东北部的单季稻生产风险较大外,其他较适合单季稻种植,俞芬等对淮河流域单季稻气候适宜性分析后也有类似结论^[28]。

长江中下游地区一季稻产量波动除了受气候因子影响外,还受多种农业气象灾害综合影响,主要有夏季高温热害、秋季低温寡照、涝害以及沿海地区风害等^[12-13]。根据沙修竹等研究,湖北省中南部及东北部、安徽省中西部是高温热害的高风险区^[8],但本研究在上述高温热害高风险区域中仅有小部分区域属于产量灾损的中风险区,大部分地区都处于产量灾损的低风险区,这可能与各地水稻品种及高温热害期间的田间管理措施有关。相比高温热害等农业气象灾害,洪涝灾害对研究区水稻生产危害更大^[29]。杨尚英等使用灰色关联分析发现,与江苏省、湖北省相比,洪涝灾害对安徽省农业生产影响较大,且集中表现在淮河流域一带^[30]。据统计,淮河流域 1991 年洪涝灾害造成当地一季稻减产 6.3%,2003 年洪涝造成当地一季稻减产 14.3%^[31],21 世纪以来安徽西北部洪涝指数还呈现出明显增加趋势^[32],洪涝灾害已成为该地区的主要农业气象灾害。安徽省产量灾损的中、高风险区与该省洪涝灾害的空间分布及变化趋势较为吻合。

在数据转换方法上,使用 Box-Cox 转换法对非正态分布进行正态转换,这与大多数研究使用的偏态数据正态化方法^[33]相比,易操作的同时对于某些无法应用对数变换的数据也有较好的变换效果^[34]。在确定参数过程中,使用了极大似然估计法估计正态分布密度函数的 μ 和 σ 参数,这比直接使用样本期望和方差作为相应参数更为准确^[19]。然而,最后构建的产量灾损综合风险指数 R 是一个相对值,仅能用于研究区比较。此外,本研究只是从承灾体的角度考虑风险,未对致灾因子作定量分析,因此,在今后的研究中须针对各地典型的致灾因子和主要气候因子进行分析,找出减产率与各农业气象灾害、气候因子的定量关系。

4 结论

根据风险评估理论,以平均减产率、减产率变异系数、不同减产率风险概率、抗灾系数为风险评价指标,构建适用于研究区一季稻的产量灾损综合风险指数模型。根据区划结果,研究区大部分地区处于产量灾损的低风险区,而高风险区主要分布在安徽省的西北部。结合研究区相关的农业气象灾害和气候适宜性区划研究,产量灾损区划结果在一定程度上能宏观反映主要农业气象灾害和气候因子对一季稻产量的综合作用,这可为一季稻的防灾减灾工作和种植布局优化提供科学参考。

参考文献:

- [1] 吕厚基. 中国主要农区重大农业气象灾害演变及其影响评估 [M]. 北京:气象出版社,2011.
- [2] 刘少军,张京红,蔡大鑫,等. 海南岛天然橡胶产量灾损风险区划 [J]. 自然灾害学报,2015,24(2):235-241.
- [3] 蔡大鑫,张京红,刘少军. 海南荔枝产量的寒害风险分析与区划

- [J]. 中国农业气象,2013,34(5):595-601.
- [4] 刘小雪,申双和,刘荣花. 河南夏玉米产量灾损的风险区划 [J]. 中国农业气象,2013,34(5):582-587.
- [5] 薛昌颖,霍治国,李世奎,等. 北方冬小麦产量灾损风险类型的地理分布 [J]. 应用生态学报,2005,16(4):620-625.
- [6] 李友信. 长江中下游地区水稻高温热害分布规律研究 [D]. 武汉:华中农业大学,2015.
- [7] 孟林,王春乙,任义方,等. 长江中下游一季稻高温热害危险性特征及其对气候变化的响应 [J]. 自然灾害学报,2015,24(6):80-89.
- [8] 沙修竹,申双和,陶苏林. 长江中下游地区一季稻高温热害风险评估与区划 [J]. 江苏农业学报,2015,31(5):1053-1059.
- [9] Cheng Y X, Huang J F, Han Z L, et al. Cold damage risk assessment of double cropping rice in Hunan, China [J]. Journal of Integrative Agriculture, 2013, 12(2):352-363.
- [10] 程纯枢. 中国的气候与农业 [M]. 北京:气象出版社,1991:37-53.
- [11] 中华人民共和国农业部. 新中国农业 60 年统计资料 [M]. 北京:中国农业出版社,2009.
- [12] 霍治国,王石立. 农业与生物气象灾害 [M]. 北京:气象出版社,2009.
- [13] 刘玲,沙奕卓,白月明. 中国主要农业气象灾害区域分布与减灾对策 [J]. 自然灾害学报,2003,12(2):92-97.
- [14] 霍治国,刘荣花,姜燕,等. 小麦干旱灾害等级:QX/T 81—2007 [S]. 北京:气象出版社,2007.
- [15] 吴洪颜,高苹,徐为根,等. 江苏省冬小麦湿渍害的风险区划 [J]. 生态学报,2012,32(6):1871-1879.
- [16] 邓国,王昂生,周玉淑,等. 中国省级粮食产量的风险区划研究 [J]. 南京气象学院学报,2002,25(3):373-379.
- [17] 李世奎. 中国农业灾害风险评价与对策 [M]. 北京:气象出版社,1999:40-41.
- [18] Box G E P, Cox D R. An analysis of transformations [J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1964, 26(2):211-252.
- [19] 王静. 分组数据情形下对数正态分布参数的最大似然估计 [J]. 应用数学位,2003,26(4):737-744.
- [20] 李世奎,霍治国,王素艳,等. 农业气象灾害风险评估体系及模型研究 [J]. 自然灾害学报,2004,13(1):77-87.
- [21] Torrence C, Compo G P. A practical guide to wavelet analysis [J]. Bulletin of the American Meteorological Society, 1998(79):61-78.
- [22] 沈陈华. 气象因子对江苏省水稻单产的影响 [J]. 生态学报, 2015,35(12):4155-4167.
- [23] 陈斐,杨沈斌,申双和,等. 长江中下游双季稻区春季低温冷害的时空分布 [J]. 江苏农业学报,2013,29(3):540-547.
- [24] 陈平,陶建平,赵玮. 基于风险区划的农作物区域产量保险费率厘定研究——以湖北中稻县级区域产量保险为例 [J]. 自然灾害学报,2013,22(2):51-60.
- [25] 俞芬. 基于生态适宜度理论的淮河流域单季水稻气候风险评估 [D]. 广州:广州大学,2008.
- [26] 邵立瑛,申双和,高磊,等. 江苏省水稻生产的综合气象灾害风险评估 [J]. 科学技术与工程,2015,15(32):232-239.
- [27] 段居琦,周广胜. 我国单季稻种植区的气候适宜性 [J]. 应用生态学报,2012,23(2):426-432.
- [28] 俞芬,千怀遂,段海来. 淮河流域水稻的气候适宜度及其变化趋势分析 [J]. 地理科学,2008,28(4):537-542.
- [29] 胡亚男,郑金伟,潘根兴,等. 1978—2008 年中国十省主要农业

翟 橙,周 清,张伟畅,等. 湖南长沙地区第四纪红土发育的水稻土在中国土壤系统分类中的归属[J]. 江苏农业科学,2018,46(3):224-230.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.03.057

湖南长沙地区第四纪红土发育的水稻土 在中国土壤系统分类中的归属

翟 橙¹,周 清¹,张伟畅¹,冯 旖¹,盛 浩^{1,2},欧阳宁相¹,张杨珠^{1,2}

(1. 湖南农业大学资源环境学院,湖南长沙 410128; 2. 湖南农业大学土壤研究所,湖南长沙 410125)

摘要:为研究湖南省长沙市第四纪红土发育的水稻土在中国土壤系统分类中的归属,选取该市 5 个由第四纪红土发育的典型水稻土剖面,通过采样点成土环境调查、土壤剖面形态描述以及供试土壤理化性质分析,参照《中国土壤系统分类(修订方案)》,检索出供试土壤的诊断层与诊断特性,并确定其在中国土壤系统分类中的位置。结果表明,在水耕人为土亚纲下,划分出铁聚水耕人为土和简育水耕人为土等 2 个土类,普通铁聚水耕人为土和普通简育水耕人为土 2 个亚类,进一步划分出黏壤质混合型非酸性热性-普通简育水耕人为土、沙质混合型非酸性热性-普通简育水耕人为土、黏壤质混合型非酸性热性-普通铁聚水耕人为土等 3 个土族,构建金鼎山系、凌茭系、罗巷新系、白玉系、马战系等 5 个土系。以上分类结果说明,系统分类的颗粒大小级别和质地层次差异等定量化指标判定与发生分类的定性判定相比具有更强的区分能力,能更有效地反映基层土壤类型的生产性能,对当地农作物生产和土壤改良更具有指导意义。

关键词: 稻土;水耕人为土;诊断层;诊断特性;中国土壤系统分类

中图分类号: S155;X142 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2018)03-0224-07

水稻土是在植稻或以植稻为主的耕作制度下,经长期人为活动,使土壤发生一系列独特变化而形成的一种土壤,是在土壤经常处于淹水还原、排水氧化、水耕黏闭,以及大量施用有机肥料等频繁人为管理措施的影响下形成的^[1]。水稻土是重要的耕地资源,对我国的粮食生产起重要的支撑作用。我国水稻土面积约为 3 000 万 hm^2 ,占全国耕地面积的 25.35%,占世界水稻土总面积的 23.00%。我国水稻土因在不同生物气候带的广泛分布而具有多样性的特点,一方面具有在人为长期利用和管理条件下所形成的一系列共性,另一方面因受不同生物气候条件和成土母质类型等自然因素的影响而不同程度地保留着各种母土或母质的特征^[1]。

我国是最早研究水稻土的国家之一,早在 20 世纪 30 年代,朱莲青首次提出水稻土剖面结构、层次划分的方法^[1]。龚子同依据水稻土形成的本质特点,按照氧化还原过程把水稻土划分为氧化还原型、氧化型、还原型^[2],为后来的水稻土

系统分类打下了坚实的基础^[3]。我国水稻土分类先后经历了水分类型发生分类、地理发生分类和氧化还原发生分类等 3 个阶段,许多研究者就水稻土发生学分类进行了深入的研究^[4-6]。20 世纪 80 年代以后,我国的土壤分类进入了以诊断层和诊断特性为基础的系统分类阶段,实现了从定性向定量的跨越^[7]。近半个世纪以来,我国对水稻土理化性质的研究已经取得有效的进展,我国水耕土分类已经走在世界前列,虽然水耕土系统高级分类已很完善,但基层分类还处在基础阶段,在土系指标的定量化、命名等方面还没有统一的标准^[8]。当前,水稻土的基层分类和土系调查多集中在东部地区,其中包括长江三角洲^[9]、浙江省^[10-11]、福建省^[12]、湖北省^[13-14]、海南省^[15]、四川省^[16-17]等。水稻土的成土母质通过影响土壤质地使其发育和理化性质发生变化。颗粒大小级别和质地差异是水稻土基层分类的主要指标^[18],但目前在相同母质条件下,颗粒大小级别在水稻土基层分类指标中所起作用的相关研究仍较少,因此有待更深入的研究。

水稻土是湖南省重要的粮食、多种经济作物的生产基地,稻田面积约为 275.6 万 hm^2 ,占全省耕地面积的 79%。本研究以长沙地区起源于第四纪红土的水稻土为研究对象,探索类似起源土壤条件下的基层系统分类指标,建立代表性土族和土系,评述土系的生产性能,以期与当地农业生产和作物布

收稿日期:2017-06-16

基金项目:国家科技基础性工作专项(编号:2014FY110200A15)。

作者简介:翟 橙(1993—),女,湖南湘西人,硕士研究生,从事土壤可持续利用研究。E-mail:121067150@qq.com。

通信作者:周 清,博士,教授,主要从事农业资源利用与遥感信息技术应用及水土保持研究。E-mail:61939295@qq.com。

气象灾害动态及其影响分析[J]. 气候变化研究进展,2015,11(2):123-130.

[30]杨尚英,张梅梅,杨玉玲. 近 10 年来我国农业气象灾害分析[J]. 江西农业学报,2007,19(7):106-108.

[31]王春乙,娄秀荣,王建林. 中国农业气象灾害对作物产量的影响[J]. 自然灾害学报,2007,16(5):37-43.

[32]张桂香,霍治国,吴 立,等. 1961—2010 年长江中下游地区农业洪涝灾害时空变化[J]. 地理研究,2015,34(6):1097-1108.

[33]邓 勃. 分析测试数据的统计处理方法[M]. 北京:清华大学出版社,1995:96-97.

[34]陈学君,苏仲岳,李仲龙,等. 年降水量数据的正态变换方法对比分析[J]. 干旱气象,2012,30(3):459-464.