

湿度增加值均表现为自来水 > 地表径流水,相反固碳量、释氧量表现均表现为地表径流水 > 自来水,与自来水相比,地表径流水中的污染降低了马蔺的气孔导度,提高了鸢尾的气孔导度,但 2 种植物的胞间 CO<sub>2</sub> 浓度均处于较低水平,与自来水相比,2 种植物在地表径流水浇灌下蒸腾速率均较低,因而影响了降温幅度、相对湿度增加值。同时,污染物影响了叶绿素的合成或加速了叶绿素的分解,使叶绿素含量降低,这 2 个因素的影响都应该使植物的光合速率降低,但 2 种植物固碳量、释氧量均表现为地表径流水 > 自来水且差异达到显著水平。气孔导度和胞间 CO<sub>2</sub> 浓度是影响植物光合作用和蒸腾作用的重要因素,正常情况下气孔导度与蒸腾作用、光合作用、胞间 CO<sub>2</sub> 浓度呈显著正相关关系,胞间 CO<sub>2</sub> 浓度与光合作用呈显著正相关关系,也就是说气孔导度越大,蒸腾速率越快,胞

间 CO<sub>2</sub> 浓度越大,净光合速率越大。而本研究结果与此不同,地表径流水浇灌的马蔺和鸢尾以比自来水低的气孔导度、胞间 CO<sub>2</sub> 浓度、叶绿素含量获得了更大的净光合速率,更低的蒸腾速率,推测地表径流水中的某些污染物对马蔺和鸢尾光合作用有促进作用。

另外,地表径流水浇灌马蔺和鸢尾降温幅度、相对湿度增加值、气孔导度、胞间 CO<sub>2</sub> 浓度均表现为鸢尾 > 马蔺,固碳释氧量表现为马蔺 > 鸢尾,且差异显著,叶绿素含量表现为马蔺 > 鸢尾,差异不显著;自来水浇灌的马蔺和鸢尾固碳量、释氧量、叶绿素含量、气孔导度、胞间 CO<sub>2</sub> 浓度均表现为马蔺 > 鸢尾,降温幅度、相对湿度增加值表现为鸢尾 > 马蔺,其中固碳释氧量、胞间 CO<sub>2</sub> 浓度、降温幅度、相对湿度增加值差异不显著,叶绿素含量、气孔导度差异显著。

表 3 2 种地被植物气孔导度、胞间 CO<sub>2</sub> 浓度、叶绿素含量

植物名称	水质	气孔导度 [mmol/(m <sup>2</sup> ·s)]	胞间 CO <sub>2</sub> 浓度 (μmol/mol)	叶绿素含量 (mg/g)
马蔺	地表径流水	38.37b	171.82b	1.39b
	自来水	47.63a	286.30a	1.69a
鸢尾	地表径流水	53.36a	255.89a	1.11b
	自来水	39.15b	258.17a	1.32b

3 讨论与结论

通常情况下,植物叶片气孔导度、胞间 CO<sub>2</sub> 浓度和叶绿素含量与净光合速率和蒸腾速率呈正相关关系<sup>[17-18]</sup>,而本试验数据表明,地表径流水浇灌的鸢尾气孔导度大于自来水浇灌条件下的气孔导度,地表径流水浇灌的马蔺气孔导度小于自来水浇灌条件下的气孔导度,除此之外,与自来水浇灌条件相比较,地表径流水浇灌的 2 种植物胞间 CO<sub>2</sub> 浓度和叶绿素含量都较低,虽然蒸腾速率都相应有所降低,但是净光合速率却都显著提高。地表径流水的特殊水质是如何促进了 2 种植物光合作用的、其影响机理有待于进一步研究。

本研究采用生物滞留柱模拟试验的方法,通过不同试验条件下净光合速率和蒸腾速率的测定,研究径流污染对 2 种地被植物固碳释氧降温增湿能力的影响,得出如下结论:(1)自来水浇灌条件下,马蔺的固碳释氧能力强于鸢尾,降温增湿能力弱于鸢尾,但是两者的差异并不显著;(2)相对于自来水浇灌条件,地表径流水均显著提高了 2 种植物的固碳释氧能力,这种提高作用对马蔺的影响比鸢尾更大;(3)相对于自来水浇灌条件,地表径流水均降低了 2 种植物的降温增湿能力,这种降低作用对马蔺的影响显著,对鸢尾却不明显。

参考文献:

[1]李婉亭,孙冬梅,冯平. 低影响开发措施(LID)对天津市暴雨径流影响模拟研究[J]. 自然灾害学报,2017,26(3):156-166.  
[2]赵兵兵,冯霖. 基于 LID 的沈阳市径流污染控制及对策[J]. 沈阳建筑大学学报(自然科学版),2016,32(3):538-545.  
[3]陈莹,王昭,吴亚刚,等. 降雨特征及污染物赋存类型对路面径流污染排放的影响[J]. 环境科学,2017,38(7):2828-2835.  
[4]Xia J,Zhang Y Y,Xiong L H,et al. Opportunities and challenges of the sponge city construction related to urban water issues in China

[J]. Science China Earth Sciences,2017,60(4):652-658.  
[5]杜晓丽,韩强,于振亚,等. 海绵城市建设中生物滞留设施应用的若干问题分析[J]. 给水排水,2017,53(1):54-58.  
[6]孙中秀. 排水防涝及海绵城市建设中若干问题分析[J]. 建设科技,2018(1):19-20.  
[7]李兰,李锋. “海绵城市”建设的关键科学问题与思考[J]. 生态学报,2018(7):1-7.  
[8]于洪蕾,曾坚. 适应性视角下的海绵城市建设研究[J]. 干旱区资源与环境,2017,31(3):76-82.  
[9]胡东起,陈星,张其成,等. 低影响开发在海绵城市建设中的应用[J]. 水电能源科学,2017,35(4):18-21.  
[10]郭超,李家科,李怀恩,等. 雨水花园集中入渗对地下水水位和水质的影响[J]. 水力发电学报,2017,36(12):49-60.  
[11]仇付国,陈丽霞. 雨水生物滞留系统控制径流污染物研究进展[J]. 环境工程学报,2016,10(4):1593-1602.  
[12]Tang N Y,Tian L. Nitrogen removal by three types of bioretention columns under wetting and drying regimes[J]. Journal of Central South University,2016,23(2):324-332.  
[13]郝鑫杰,李素英,王继伟,等. 呼和浩特市 13 种绿化植物固碳释氧效率的比较研究[J]. 西北植物学报,2017,37(6):1196-1204.  
[14]Li G,Lin Q,Shen P P,et al. Variations in silicate concentration affecting photosynthetic carbon fixation by spring phytoplankton assemblages in surface water of the Strait of Malacca[J]. Acta Oceanologica Sinica,2013,32(4):77-81.  
[15]李少宁,赵云阁,丁杰,等. 7 种经济林树种降温增湿功能研究[J]. 环境科学与技术,2017,40(8):62-67.  
[16]李想,李海梅,马颖,等. 居住区绿化树种固碳释氧和降温增湿效应研究[J]. 北方园艺,2008(8):99-102.  
[17]肇思迪,娄运生,庞渤,等. UV-B 辐射增强下施硅对冬小麦光合特性和产量的影响[J]. 江苏农业学报,2017,33(5):1036-1043.  
[18]杜军利,梁岳,卢福岗,等. 玉米蚜刺吸对不同抗性玉米品种光合性能及生物量的影响[J]. 江苏农业学报,2018,34(4):735-740.

于雪丽,郭欢欢,李 灿,等. 基于信息熵的重庆市土地利用结构时空演变及其驱动因素分析[J]. 江苏农业科学,2019,47(17):261-265.  
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2019.17.064

# 基于信息熵的重庆市土地利用结构时空演变及其驱动因素分析

于雪丽<sup>1,2,3,4</sup>, 郭欢欢<sup>1,2,3</sup>, 李 灿<sup>1,2,3,4</sup>, 梁启学<sup>1,2,3</sup>

(1. 重庆市国土资源和房屋勘测规划院, 重庆 401121; 2. 重庆市土地利用与遥感监测工程技术研究中心, 重庆 401121;  
3. 国土资源部土地利用重点实验室重庆研究中心, 重庆 401121; 4. 重庆欣荣土地房屋勘测技术研究所, 重庆 401121)

**摘要:**在对重庆市 2009—2016 年土地利用变更调查数据进行分析的基础上,采用熵值函数模型分析重庆市土地利用结构动态变化,应用灰色关联分析方法分析引起重庆市土地利用结构信息熵变化的驱动因素。结果表明,(1) 2009—2016 年重庆市土地利用结构信息熵总体上处于不断调整优化过程中,呈 3 个发展阶段:稳步增长阶段(2009—2013 年)、快速增长阶段(2013—2014 年)、持续降低阶段(2014—2016 年);(2) 重庆市 38 个区(县、市)土地利用结构信息熵值的空间分布呈以主城区和万州区、忠县为信息熵高值为中心向外围递减的规律;(3) 土地利用结构信息熵变化与第二产业产值比重、总人口、城镇化率 3 个经济社会发展因素表现出强关联关系,与公路线路里程、第三产业产值比重、第一产业产值比重、人均 GDP、社会消费品零售总额、全社会固定资产投资总额呈中等关联关系。

**关键词:**土地利用结构;信息熵;时空演变;灰色关联;重庆市;驱动因素;熵值函数模型

**中图分类号:** F301.2 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2019)17-0261-05

信息熵的概念是由信息论的创始人美国数学家申农于 1948 年提出,随后被众多学者推广应用到诸多领域<sup>[1]</sup>。“熵”作为一个热力学概念,在信息论中信息熵是信息无序度的度量,根据耗散结构理论,通过引入负熵流来抵消内部熵增的方法,从而确定系统的演变方向<sup>[2]</sup>。土地资源系统作为一个典型的耗散结构系统,它是一定区域经济、社会、环境相互作用的复合生态系统。土地利用结构是在一定区域内在非人为干扰因素和人为干扰因素的影响下,产生结构的演替和变化,它的自发性和不可逆性特征与耗散结构系统的预定假设相符<sup>[3]</sup>。因此,很多学者在对土地利用结构时空变化、土地利用结构的演化以及土地利用结构与效益变化的耦合效应等方面的研究更多地采用信息熵模型作为一种重要的研究方法<sup>[4-8]</sup>。土地利用结构信息熵可综合反映某区域在一定时段内各种土地利用类型的动态变化及其转换程度<sup>[2]</sup>。齐梅等对重庆市 1997—2006 年土地利用结构变化及其驱动力机制进行了研究<sup>[9]</sup>,但没有从空间演变角度进行研究分析,重庆市自 2010 年被国家层面确定为国家中心城市以来,经济社会进入了新的迅猛发展时期,本研究根据 2017 年 11 月发布的最新土地利用现状分类标准,通过分析重庆市在 2009—2016 年新时期新的经济社会发展背景下土地利用结构信息熵在时间维度和空间维度上的演变趋势,并探讨影响重庆市土地利用结构信息熵变化的驱动因素,以期重庆市未来土地利用结构调整、土地利用规划提供科学的决策依据,促进土地资源

健康可持续发展。

## 1 研究区概况与数据来源

### 1.1 研究区概况

重庆市地处我国西南部,长江上游地区,位于 105°11′~110°11′E、28°10′~32°13′N 之间,地貌以丘陵、山地为主,其中山地占 76%,有“山城”之称。渝东、渝东南临湖北省、湖南省,渝南接贵州省,渝西、渝北连四川省,渝东北与陕西省和湖北省相连。气候属亚热带季风性湿润气候,年平均气温在 16~18℃,常年降水量为 1 000~1 450 mm。幅员面积为 8.24 万 km<sup>2</sup>,辖 38 个区县(自治县)。2016 年末全市常住人口 3 048.43 万人,城镇化率为 62.6%。全市土地利用以农用地为主,占土地总面积的比重为 86.24%,建设用地和未利用地占土地总面积的比重分别为 7.73%、6.03%。

### 1.2 数据来源

土地利用结构变化数据来自于重庆市 2009—2016 年土地利用现状变更调查资料,经济社会发展数据来自于重庆市 2009—2016 年统计年鉴。土地类型划分根据中华人民共和国国土资源部印发的 GBT 21010—2017《土地利用现状分类》,并结合《中华人民共和国土地管理法》的“三大类”来划分,将土地类型划分为耕地、园地、林地、牧草地、其他农用地、居民点及城镇工矿用地、风景名胜设施及特殊用地、交通运输用地、水域及水利设施用地、其他土地等 10 个二级地类,将土地利用现状分类中的二级地类商服用地、工矿仓储用地、住宅用地、公共管理与公共服务用地合并称为居民点及城镇工矿用地,结合《中华人民共和国土地管理法》“三大类”中农用地的类型将三级地类农村道路、水库水面、坑塘水面、沟渠、设施农用地、田坎提取出来合并称为其他农用地。经济社会发展指标采用总人口、城镇化率、人均国内生产总值(GDP)、第一

收稿日期:2018-04-19

基金项目:中国博士后基金(编号:2015M582526)。

作者简介:于雪丽(1988—),女,河南商丘人,硕士研究生,工程师,主要从事土地资源管理与土地利用规划方面研究。E-mail: 2394596827@qq.com。

产业产值比重、第二产业产值比重、第三产业产值比重、社会消费品零售总额、全社会固定资产投资总额、全社会公路里程 9 个指标。

2 研究方法

假设一个区域土地总面积为  $A$ , 土地利用类型分为  $N$  种, 每种土地利用类型的面积为  $A_i (i=1, 2, \dots, N)$ , 则有

$$\sum_{i=1}^N A_i = A. \tag{1}$$

各种类型土地面积的百分比为

$$P_i = A_i/A = A_i/\sum_{i=1}^N A_i. \tag{2}$$

式中:  $P_i$  是第  $i$  种土地利用类型占所在区域土地总面积的比例。依照 C E Shannon 的熵公式可以得出土地利用结构信息熵公式:

$$H = - \sum_{i=1}^N (P_i \ln P_i). \tag{3}$$

理论上当各种土地利用结构类型的面积相等时, 土地利用结构信息熵达到最大值, 有

$$P_1 = P_2 = \dots = P_N = 1/N. \tag{4}$$

因此, 信息熵值愈大, 土地利用类型越多, 各类型之间的差值越小, 土地利用越均衡, 土地利用系统的有序度也越低。为解决不同土地利用类型下, 信息熵值的可比性问题, 基于信息熵函数引入土地利用结构的均衡度 ( $J$ ) 公式:

$$J = H/H_{\max} = - \sum_{i=1}^N (P_i \ln P_i)/\ln N. \tag{5}$$

式中: 均衡度是信息熵与最大熵之间的比值, 其取值范围为  $(0, 1]$ , 当  $J=0$  时, 土地利用结构处于最不平衡状态; 而当  $J=1$  时, 土地利用结构达到理想的平衡状态。同理引入优势度的概念, 公式如下:

$$I = 1 - E. \tag{6}$$

优势度  $I$  反映区域内一种或几种土地利用类型支配该区域土地利用结构的程度, 与均衡度的意义相反。

3 重庆市土地利用结构时空变化分析

3.1 土地利用结构信息熵和均衡度的时间变化

根据重庆市 2009—2016 年土地利用现状变更数据, 采用信息熵的计算公式来进行相应的数据处理, 得出重庆市 2009—2016 年的土地利用结构信息熵及其均衡度、优势度, 结果详见表 1。

表 1 重庆市 2009—2016 年土地利用结构信息熵和均衡度

土地利用结构 (%)	年份							
	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
耕地	29.60	29.66	29.72	29.76	29.82	29.81	29.51	28.94
园地	3.37	3.35	3.33	3.31	3.30	3.28	3.29	3.29
林地	46.03	45.99	45.96	45.94	45.92	45.90	46.22	46.80
牧草地	0.55	0.55	0.55	0.55	0.55	0.55	0.55	0.55
其他农用地	7.58	7.43	7.28	7.18	7.06	6.99	6.83	6.65
居民点及城镇工矿用地	6.10	6.26	6.38	6.47	6.53	6.62	6.73	6.87
风景名胜设施及特殊用地	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.07	0.07	0.07
交通运输用地	0.54	0.58	0.62	0.65	0.68	0.72	0.74	0.77
水域及水利设施用地	2.25	2.25	2.25	2.25	2.25	2.24	2.25	2.24
其他土地	3.92	3.89	3.85	3.83	3.83	3.82	3.82	3.81
$H(\text{Nat})$	1.471 3	1.472 3	1.473 0	1.473 5	1.473 6	1.475 0	1.474 1	1.471 7
$J$	0.639 0	0.639 4	0.639 7	0.639 9	0.640 0	0.640 6	0.640 2	0.639 2
$I$	0.361 0	0.360 6	0.360 3	0.360 1	0.360 0	0.359 4	0.359 8	0.360 8

在 2009—2016 年期间, 重庆市土地利用结构不断发生调整, 居民点及城镇工矿用地、风景名胜设施及特殊用地、交通运输用地的比例有所提高, 2009—2016 年居民点及城镇工矿用地增长率为 1.70%, 交通运输用地增长率为 5.31%; 耕地、园地、牧草地、其他农用地、水域及水利设施用地、其他土地的比例有所下降, 表明近年来重庆市经济社会发展带来的各方面的建设导致建设用地不断扩张, 相应带来农用地等非建设用地减少。同时, 随着对生态环境保护的重视程度不断提高, 林地保护及退耕还林等举措导致林地面积及比例也不断增加, 2009—2016 年林地占全市土地总面积的比重增长率为 0.24%。

由图 1、图 2 可知, 在 2009—2016 年期间, 重庆市土地利用结构信息熵和均衡度呈“稳步增长—快速增长—持续降低”的发展态势。重庆市土地利用结构变化趋势大体经历了 3 个发展阶段: 第 1 个阶段是 2009—2013 年, 土地利用结构

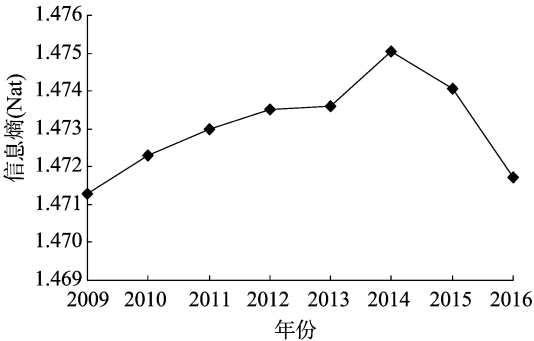


图 1 重庆市 2009—2016 年土地利用结构信息熵变化趋势

信息熵和均衡度稳步增长, 信息熵由 2009 年的 1.471 3 Nat 增长到 2013 年的 1.473 6 Nat, 均衡度由 2009 年的 0.639 0 增长到 2013 年的 0.640 0, 但土地利用结构的变化幅度不大, 土地利用结构信息熵和均衡度的年均增长率为 0.039 8%, 基

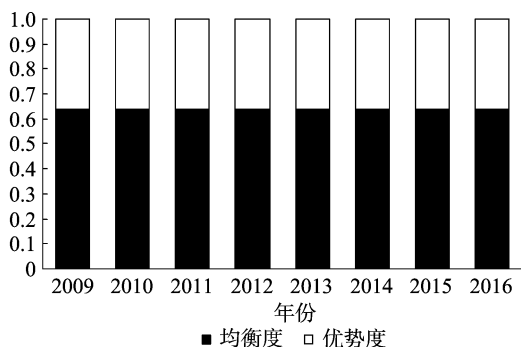


图2 重庆市 2009—2016 年土地利用结构均衡度和优势度

本趋于稳定上升的态势。这一阶段重庆市土地利用结构不断发生变化,各类用地比例逐步趋于平衡。第 2 个阶段是 2013—2014 年,土地利用结构信息熵和均衡度增速加快,信息熵由 1.473 6 Nat 增长到 1.475 0 Nat,增长率高达 0.097 1%。说明 2014 年重庆市土地利用结构调整步伐加快,各类用地比例变化较以往更为明显,这一阶段居民点及城镇工矿用地、交通运输用地增长较为明显,其他农用地明显减少。2014 年土地利用结构信息熵和均衡度达到最高点,而优势度相反,2014 年是 2009 年以来的最低值,说明当时重庆市土地利用结构变化最大,而各类用地比例差别也最小,土地利用结构紊乱无序。第 3 个阶段是 2014—2016 年,土地利用结构信息熵和均衡度不断降低,信息熵与均衡度的变化幅度较大,信息熵由 2014 年的 1.475 0 Nat 下降到 2016 年的 1.471 7 Nat,年下降率为 0.113 2%,土地利用结构处于快速

调整时期,土地利用系统逐步向合理有序的方向发展,这一时期耕地面积减少与林地面积增加较为明显,这与 2014 年以来重庆市实施新一轮退耕还林工作成效显著有密不可分的关系。

### 3.2 土地利用结构信息熵的空间分布分析

选取重庆市 2009、2016 年各区(县、市)土地利用数据,计算信息熵、均衡度、优势度。由表 2 可知,从 2009—2016 年期间,重庆市 38 个区(县、市)中除渝中区由于已发展成熟、土地已开发完毕,土地利用结构未发生变化之外,其他区(县、市)土地利用结构信息熵均发生了变化;其中江北区、大渡口区、南岸区、沙坪坝区、九龙坡区土地利用结构信息熵有较为明显降低,主要是由于近年来重庆市主城区经济社会的经济发展质量提高,经济社会发展方式转变,经济增长对建设用地的增长的依赖程度降低,土地利用有序度提高造成的;巫山县、黔江区、武隆区、秀山县、云阳县、奉节县、城口县、垫江县、梁平区、万州区、丰都县、石柱县等信息熵有所降低,以上区(县、市)主要位于重庆市渝东北地区 and 渝东南地区,近年来在经济发展、社会事业、生态保护等各方面稳步推进,林地面积不断扩大,土地利用均衡度降低,有序度提高;涪陵区、长寿区、江津区、璧山区、合川区、永川区、南川区、潼南区、铜梁区、荣昌区等紧邻重庆市主城区,近年来凭借良好的区位交通条件经济社会发展速度较快,土地利用结构加快调整,建设用地比重不断增加,农用地及其他土地等比重降低,与 2009 年相比土地利用结构信息熵提高,土地利用有序度降低。

表 2 重庆市各区(县、市)2009 年和 2016 年土地利用结构信息熵空间分布情况

				Nat			
行政区名称	2009 年	2016 年	变化量	行政区名称	2009 年	2016 年	变化量
渝中区	0.536 7	0.536 7	0.000 0	荣昌区	1.353 5	1.370 1	0.016 6
大渡口区	1.750 5	1.643 9	-0.106 6	璧山区	1.466 6	1.490 5	0.024 0
江北区	1.774 2	1.634 9	-0.139 3	万州区	1.611 9	1.611 7	-0.000 2
沙坪坝区	1.626 4	1.599 8	-0.026 7	梁平区	1.358 2	1.355 0	-0.003 2
九龙坡区	1.745 6	1.720 1	-0.025 5	城口县	0.941 7	0.927 3	-0.014 5
南岸区	1.758 9	1.669 6	-0.089 3	丰都县	1.387 3	1.384 0	-0.003 3
北碚区	1.631 7	1.664 7	0.032 9	垫江县	1.318 8	1.313 0	-0.005 8
渝北区	1.678 6	1.708 3	0.029 7	忠县	1.586 4	1.581 7	-0.004 7
巴南区	1.604 7	1.615 1	0.010 4	开州区	1.468 2	1.464 3	-0.003 8
涪陵区	1.430 9	1.440 9	0.010 0	云阳县	1.445 0	1.435 0	-0.010 0
长寿区	1.662 2	1.682 8	0.020 5	奉节县	1.278 4	1.267 7	-0.010 7
江津区	1.623 9	1.636 0	0.012 1	巫山县	1.289 4	1.256 0	-0.033 4
合川区	1.513 9	1.532 5	0.018 6	巫溪县	0.888 2	0.871 9	-0.016 3
永川区	1.581 2	1.599 1	0.017 9	黔江区	1.238 7	1.214 2	-0.024 5
南川区	1.263 9	1.265 2	0.001 3	武隆区	1.068 4	1.046 1	-0.022 3
綦江区	1.394 4	1.390 8	-0.003 6	石柱县	1.263 5	1.259 5	-0.004 0
潼南区	1.277 3	1.315 6	0.038 3	秀山县	1.271 0	1.244 1	-0.027 0
铜梁区	1.451 2	1.466 5	0.015 3	酉阳县	1.145 2	1.150 8	0.005 7
大足区	1.364 1	1.415 6	0.051 6	彭水县	1.137 6	1.126 4	-0.011 1

在 ArcGIS 10.0 软件的支持下,根据表 2 数据采用自然间断法将信息熵的区域差异分为 4 个档次:低值区、中低值区、中高值区、高值区,重庆市 38 个区(县、市)2009、2016 年信息熵的空间分布如图 3 所示。可以看出,2016、2009 年重庆市各区(县、市)土地利用结构信息熵值分布趋势基本一致,重庆市 38 个区(县、市)土地利用结构信息熵值的分布基

本上呈以主城区和万州区、忠县为信息熵高值中心向外围递减的规律。2016 年重庆市信息熵高值区包括九龙坡区、渝北区、南岸等 13 个区(县、市),信息熵中高值区包括合川区、璧山区、大足区等 11 个区(县、市),信息熵中低值区包括潼南区、垫江县、奉节县、南川区等 11 个区(县、市),信息熵低值区包括城口县、巫溪县、渝中区 3 个区(县、市)。

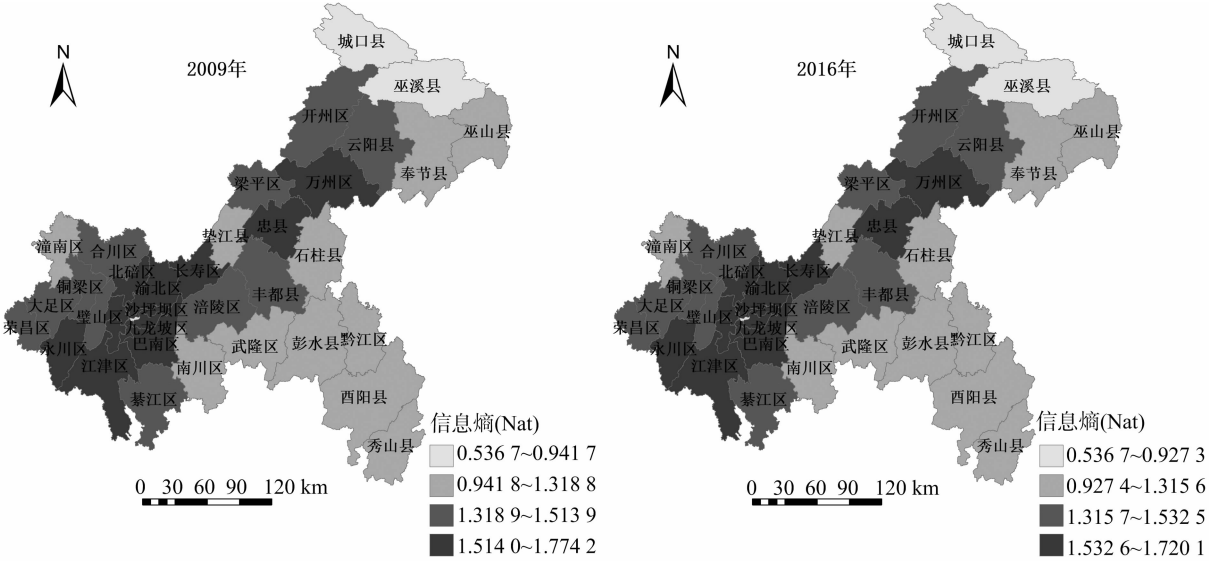


图3 重庆市各区(县、市)2009、2016 年土地利用结构信息熵空间分布

信息熵值的高低与区(县、市)土地总面积、土地利用类型数量分布状态、经济社会发展等因素密切相关。区域土地面积越小,某种地类的变化所引起的土地利用结构的变化幅度越大,2016 年重庆市信息熵高值区 13 个区(县、市)土地总面积占全市总面积的 18.35%,平均每个区(县、市)土地面积约为 133 084  $\text{hm}^2$ ,远低于全市平均每个区(县、市)土地面积的 216 774  $\text{hm}^2$ 。忠县由于土地利用内部结构相对于其他区(县、市)来说较为均衡,因此,其信息熵值也较高。信息熵值的高低区域分布受区域经济社会发展基础、政策、区位、交通等因素影响较大,经济社会发展越快,人类活动强烈,对土地系统的改变越大,使土地利用无序度增加,信息熵值就越高,2016 年信息熵高值区地均 GDP 为 51.34 万元/ $\text{hm}^2$ ,约为全市地均 GDP 的 2.57 倍。

4 重庆市土地利用结构变化驱动因素分析

土地利用结构的不断变化导致土地利用结构熵值发生变化,影响土地利用结构的主要因素分为人为干扰因素和非人为干扰因素。在这里非人为干扰因素在短时间内难以显现,因此,本研究仅分析人为干扰因素对土地利用结构的影响,而人为干扰因素主要表现在经济社会发展方面。土地利用结构与经济社会发展相互产生作用,经济社会发展以土地利用结构为基础,经济社会的发展引起经济社会结构发生变化,反过来会对土地利用结构产生影响<sup>[10]</sup>。

根据所获得的重庆市统计资料,在前人研究<sup>[11]</sup>的基础上,经对比分析,选取 9 个经济社会发展指标通过灰色关联模型来进行相关性分析,它们分别为总人口( $x_1$ )、城镇化率( $x_2$ )、人均 GDP( $x_3$ )、第一产业产值比重( $x_4$ )、第二产业产值比重( $x_5$ )、第三产业产值比重( $x_6$ )、社会消费品零售总额( $x_7$ )、全社会固定资产投资总额( $x_8$ )、公路线路里程( $x_9$ )。

4.1 灰色关联分析理论模型

作为灰色系统理论与方法的主要内容,灰色关联分析实质上是一种几何分析方法,关联度就是 2 条曲线或 2 个函数变化相似程度的指标,关联度越高,表明 2 条曲线的几何形状越相似。通过比较子因素与母因素间关联度的大小,可科学

判断引起系统发展的主要因素与次要因素,该模型的基本思路如下:

设序列  $X_i = [x_i(1), x_i(2), \dots, x_i(n)]$ ,  $X_j = [x_j(1), x_j(2), \dots, x_j(n)]$  的始点零化像分别为

$$X_i^0 = [x_i^0(1), x_i^0(2), \dots, x_i^0(n)], X_j^0 = [x_j^0(1), x_j^0(2), \dots, x_j^0(n)] \quad (7)$$

式中:  $x_i^0(1) = x_i(k) - x_i(1)$ ,  $x_j^0(1) = x_j(k) - x_j(1)$ ,  $k = 1, 2, \dots, n$ , 据此构造灰色相对关联度模型:

$$\gamma_{ij} = \frac{1 + |s'_i| + |s'_j|}{1 + |s'_i| + |s'_j| + |s'_i - s'_j|} \quad (8)$$

式中:  $s_i = \int_1^n [(X_i - x_i(1))] dt$ ,  $s_j = \int_1^n [X_j - x_j(1)] dt$ ,  $s_i - s_j = \int_1^n (X_i^0 - X_j^0) dt$ 。

式中:  $\gamma_{ij}$  表示灰色相对关联度,是以灰色绝对关联分析模型为基础,基于初值化变换构造的灰色相对关联分析模型,主要用于分析序列相对于起始点的变化速率之间的关系。

灰色关联度按照强度等级一般分为 3 个层次,  $0.7 < \gamma_{ij} \leq 1$  为强关联,  $0.35 < \gamma_{ij} \leq 0.7$  为中等关联,  $0 < \gamma_{ij} \leq 0.35$  为弱关联<sup>[12]</sup>。

4.2 灰色关联分析结果

根据灰色关联度模型<sup>[13]</sup>,计算重庆市土地利用结构信息熵与经济社会发展相关因素的关联度,结果见表 3。

表 3 土地利用结构信息熵与经济社会发展的关联度			
指标	关联度	排序	强度等级
$H$ 与 $x_1$	0.719 9	2	强关联
$H$ 与 $x_2$	0.700 7	3	强关联
$H$ 与 $x_3$	0.543 0	7	中等关联
$H$ 与 $x_4$	0.641 1	6	中等关联
$H$ 与 $x_5$	0.735 5	1	强关联
$H$ 与 $x_6$	0.657 2	5	中等关联
$H$ 与 $x_7$	0.537 8	8	中等关联
$H$ 与 $x_8$	0.533 2	9	中等关联
$H$ 与 $x_9$	0.685 0	4	中等关联

由表 3 可看出,2009—2016 年重庆市土地利用结构信息熵与经济社会发展的关联度排序为  $x_5 > x_1 > x_2 > x_9 > x_6 > x_4 > x_3 > x_7 > x_8$ 。其中,关联性最强的是第二产业产值比重指标,最弱的是全社会固定资产投资总额指标。从关联强度方面来看,土地利用结构信息熵与第二产业产值比重、总人口、城镇化率呈现强关联,与公路线路里程、第三产业产值比重、第一产业产值比重、人均 GDP、社会消费品零售总额、全社会固定资产投资总额呈中等关联,其中与公路线路里程指标关联度为 0.685 0,接近强关联。综上所述,本研究所选取的 9 个经济社会指标均对重庆市土地利用结构信息熵变化有较大影响,第二产业产值比重、总人口、城镇化率、公路线路里程等在土地利用结构中所占比重变化与土地利用结构信息熵的变化关系最为密切,其他指标对重庆市土地利用结构的影响次之。

出现上述情况的原因是重庆市工业化、城市化、农业现代化的快速推进及交通基础设施的不断完善,使得第二、第三产业迅速发展,吸纳外来人口增多,人口城镇化进程加快,从而导致建设用地需求不断增加,相反农用地、未利用地由于被建设用地占用而不断减少,土地利用结构在上述经济社会因素的影响下不断发生变化。

另外,重庆市人均 GDP、社会消费品零售总额、全社会固定资产投资总额在 2009—2016 年呈持续增长态势,但其增长在更大程度上反映的是经济发展质量、人民生活水平等效率方面,对土地的直接影响相对较小,因此与重庆市土地利用结构信息熵的关联度相对较弱。

整体而言,2009—2016 年重庆市土地利用结构变化与经济发展、城镇化、交通改善、社会投入、社会消费等因素存在密切关联,经济社会的发展通过对土地的需求导致土地利用结构的变化,若对经济社会发展加以政策因素合理引导可促使土地利用结构向科学合理的方向调整,科学优化的土地利用结构反过来进一步促进经济社会可持续发展,同理对土地利用结构加以政策调控可在一定程度上达到调控经济社会发展的目的。

## 5 结论与讨论

通过对重庆市 2009—2016 年土地利用结构信息熵变化趋势及其影响因素进行分析,得出以下结论:(1)2009—2016 年重庆市土地利用结构信息熵和均衡度呈现出“稳步增长—快速增长—持续降低”3 个发展阶段。第 1 个阶段是稳步增长阶段(2009—2013 年),土地利用结构的变化幅度不大,信息熵和均衡度的年均增长率为 0.039 8%。第 2 个阶段是快速增长阶段(2013—2014 年),土地利用结构信息熵和均衡度增速加快,信息熵增长率高达 0.097 1%,土地利用结构紊乱无序。第 3 个阶段是持续降低阶段(2014—2016 年),信息熵与均衡度的变化幅度较大,土地利用结构处于快速调整时期,土地利用系统逐步向合理有序的方向发展。(2)2009、2016

年重庆市 38 个区(县、市)土地利用结构信息熵值分布趋势基本一致。信息熵的区域差异分为低值区、中低值区、中高值区、高值区等 4 个档次,土地利用结构信息熵值的分布呈以主城区和万州区、忠县为信息熵高值中心向外围递减的规律,主要是受各区(县、市)面积大小和经济社会发展因素影响。(3)重庆市 2009—2016 年土地利用结构信息熵与第二产业产值比重、总人口、城镇化率呈现强关联,与公路线路里程、第三产业产值比重、第一产业产值比重、人均 GDP、社会消费品零售总额、全社会固定资产投资总额呈中等关联,经济社会发展是引起土地利用结构变化的主要内在驱动因素。(4)土地利用结构的变化受人为因素影响较大,其中人为因素主要包括经济社会因素、政策因素等方面,加强区域土地利用结构变化与经济社会发展关系的研究,有助于了解土地利用的动态趋向。本研究仅仅就土地利用结构变化与经济社会发展方面的相关性进行了研究,而对政策性因素等方面的研究欠缺,今后应该加强政策制定的科学性研究,基于土地利用的动态趋向,引导土地利用结构朝合理化方向发展,从而反过来进一步促进区域经济和土地利用的可持续发展。

## 参考文献:

- [1] 吴国盛. 科学的历程[M]. 北京:北京大学出版社,2002:569.
- [2] 耿红,唐旭,马玲. 基于信息熵的城市土地利用结构合理性分析[J]. 国土资源科技管理,2006,23(1):84-87.
- [3] 谭洁,朱红梅,金卫华. 长沙市土地利用结构熵值时序分析[J]. 经济地理,2010,30(1):118-121.
- [4] 董杰,杨春德,周秀慧,等. 山东省土地利用结构时空变化及其驱动机制分析[J]. 水土保持研究,2006,13(4):206-210.
- [5] 李文波,杨钢桥. 基于信息熵的城市土地利用结构演变分析——以武汉市为例[J]. 国土资源科技管理,2007,24(4):96-100.
- [6] 孔雪松,刘艳芳,谭传凤. 嘉鱼县土地利用结构与效益变化的耦合效应分析[J]. 资源科学,2009,31(7):1095-1101.
- [7] 赵晶,徐建华,梅安新,等. 上海市土地利用结构和形态演变的信息熵与分维分析[J]. 地理研究,2004,23(2):137-146.
- [8] 何祖慰,杨忠,罗辑. 西藏昌都地区土地利用结构熵值时序分析[J]. 长江流域资源与环境,2007,16(2):192-195.
- [9] 齐梅,林秀梅,王燕. 重庆市土地利用结构信息熵时序变化及驱动力研究[J]. 国土资源科技管理,2009,26(3):64-68.
- [10] 陈彦光,刘继生. 城市土地利用结构和形态的定量描述:从信息熵到分维[J]. 地理研究,2001,20(2):146-152.
- [11] 陈荣蓉,宋光煜,信桂新,等. 土地利用结构信息熵特征与经济社会发展关联分析[J]. 西南大学学报(自然科学版),2008,30(7):141-142.
- [12] 范建刚,谢斌. 西北五省区粮食生产灰色关联比较分析[J]. 干旱区资源与环境,2007,21(8):121-125.
- [13] 刘亚男,李淑杰,孙博,等. 扶余市生态服务价值对土地利用变化的响应[J]. 江苏农业学报,2017,33(3):592-597.

刘 勇,刘 燕,王星星,等. 头花蓼整株及根际土壤水浸提液的化感自毒作用[J]. 江苏农业科学,2019,47(17):266–270.  
doi:10.15889/j.issn.1002–1302.2019.17.065

# 头花蓼整株及根际土壤水浸提液的化感自毒作用

刘 勇<sup>1,2,3</sup>, 刘 燕<sup>1</sup>, 王星星<sup>1</sup>, 杨 丹<sup>1</sup>, 赵许朋<sup>1</sup>, 胡茂飞<sup>1</sup>

(1. 贵阳学院生物与环境工程学院, 贵州贵阳 550005;

2. 中国科学院地球化学研究所环境地球化学国家重点实验室, 贵州贵阳 550002; 3. 中国科学院大学, 北京 100049)

**摘要:**采用人工制备的 2 种水浸提液进行生物测定。结果表明,头花蓼整株水浸提液浓度  $\leq 10$  mg/mL 时对其种子发芽速率、发芽势、发芽指数和活力指数等均起不同程度的促进作用,但随着浓度升高,种子发芽率、日均发芽数、发芽势、发芽指数及活力指数降至对照组的 1/3,发芽速率仅为对照组的 1/5,幼苗根长、芽长为对照组的 1/2 ~ 2/3,种子发芽率、发芽速率与发芽指数等指标的 *RI* 值和综合化感指数 *M* 值以 10 mg/mL 为界由正值转为负值,表明头花蓼整株水浸提液的化感自毒作用十分明显。头花蓼根际土壤水浸提液浓度  $\leq 250$  mg/mL 时种子胚芽长、发芽势、活力指数、活力指数均不同程度增加,但浓度为 500 mg/mL 时种子发芽率由 58.3% 降至 49.2%、发芽速率由  $1.4 \times 10^{-1}$  降至  $0.8 \times 10^{-1}$ 、发芽指数由 27.9 降至 17.5、活力指数由 136.0 降至 79.7,各指标的 *RI* 值和综合化感指数 *M* 值均  $< 0$ ,表明高浓度的头花蓼根际土壤水浸提液的化感自毒作用较明显。综上,头花蓼 2 种水浸提液化感自毒作用很可能是其连作障碍的重要原因。

**关键词:**头花蓼;连作障碍;化感自毒;水浸提液;发芽率;发芽势;发芽指数;活力指数;*RI* 值;综合化感指数

**中图分类号:** R284 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002–1302(2019)17–0266–05

化感自毒作用是自然界普遍存在的现象,即植物根分泌,茎、叶等淋溶以及残茬降解等过程释放出的次生代谢产物,对自身或种内其他植物产生危害的一种现象<sup>[1–2]</sup>。土壤是植物化感自毒作用的媒介,植物释放的化感类物质往往在土壤中经过一系列的滞留、转化、迁移等途径逐渐富集,并维持一定的浓度和活性,进而产生化感自毒效应及连作障碍现象<sup>[3–4]</sup>。中药材栽培中往往产生更多的次生代谢产物,更容易在土壤中不断积累造成土壤环境发生改变,进而影响中药材的正常生长<sup>[5–6]</sup>。研究表明,地黄、当归、人参等许多中药材连作时产量和品质的降低均与此有关<sup>[7–10]</sup>。因此,研究中药材化感自毒作用对揭示其连作障碍的成因及防治具有十分重要的意义。

头花蓼 (*Polygonum capitatum* Buch. Ham ex D. Don) 为蓼科蓼属多年生草本植物,是我国西南地区的知名苗药,其主要药用成分没食子酸对于治疗泌尿系统感染颇具疗效<sup>[11–12]</sup>。近年来,贵州威门药业股份有限公司生产的“热淋清”颗粒是以此开发的用于治疗尿路感染的特效药<sup>[13–14]</sup>。头花蓼作为贵州著名的药材,其连作障碍问题一直比较突出,严重影响其种植产量和药用成分品质,成为制约该产业发展的主要因

素<sup>[15–16]</sup>。目前,关于头花蓼连作障碍的研究极少,仅有头花蓼连作土壤养分及施肥调控等方面的少量研究报道,而尚未发现有关其化感自毒作用的研究<sup>[15,17]</sup>。本研究通过提取头花蓼整株和根际土壤水浸提液,采用生物学试验对比分析头花蓼 2 种水浸提液对其种子萌发及幼苗生长的影响,为头花蓼连作障碍的成因分析及其防治措施提供理论依据。

## 1 材料与方法

### 1.1 样品采集

2016 年 4 月于贵州省威门药业股份有限公司头花蓼种植基地分别采集生长旺盛的新鲜头花蓼整株、根际土壤及头花蓼种子若干。

### 1.2 头花蓼整株和根际土壤水浸提液制备

将新鲜头花蓼整株(含根、茎、叶)用无菌蒸馏水清洗干净,滤干表面水分,准确称量 100 g,剪碎、研磨后置于烧杯内,加入 100 mL 无菌蒸馏水,室温(22 ℃)下浸提 48 h,每隔 12 h 振荡 1 次,抽滤获得 1 000 mg/mL 原液,倍量稀释法分别得到 5、50、100、250、500 mg/mL 头花蓼整株水浸提液。将新鲜根际土壤晒干,过 60 目筛,准确称量 100 g 根际土壤,同样方法获得上述浓度头花蓼根际土壤水浸提液。

### 1.3 种子萌发试验

取 3 000 粒头花蓼种子置于烧杯,35 ℃ 温水浸泡 24 h,挑选籽粒健康饱满的种子,置于垫有 2 层滤纸的培养皿(培养皿、滤纸均灭菌)中。每个培养皿摆放 40 粒种子,加入不同浓度浸提液 5 mL 至滤纸湿润饱和为止,3 次重复,用蒸馏水作对照组。人工培养箱(22 ℃)、每 12 h 光照和 12 h 黑暗条件下培养,每 2 d 加蒸馏水和 1 d 天加对应水浸提液补充皿内蒸发水分(确保每皿湿润饱和),连续培养 15 d,每天观察、统计种子萌发数,直到持续 3 d 不再有新种子发芽为止,直尺测

收稿日期:2018–04–23

基金项目:贵州省教育厅基金(编号:[黔教合 KY 字(2015)452 号]);贵州省科技厅联合基金(编号:[黔科合 LH 字(2014)7168 号]);贵州省生物学教学团队项目(编号:2017158322);贵州省教育厅大学生创新创业项目(编号:20170275207)。

作者简介:刘 勇(1987—),男,甘肃平凉人,博士,讲师,主要从事环境生态与污染修复研究。E-mail:Lyong821mmm@163.com。

通信作者:刘 燕,硕士,教授,主要从事植物生理生态研究。Tel:(0851)85231991;E-mail:gyly68@sina.com。

量种子胚根(芽)长。

#### 1.4 幼苗生长试验

种子萌发试验结束后,每皿选取发芽良好的种子,去掉皿盖继续培养 10 d 进行幼苗生长,操作方法同上,直尺测量幼苗根(芽)长。

#### 1.5 数据统计分析

发芽率 = (发芽种子数/总供试种子数) × 100%<sup>[18]</sup>;发芽速率 =  $[N_1 + (N_2 - N_1)/2 + \dots + (N_t - N_{t-1})/t] \times 100\%$ ,其中: $N_t$  为  $t$  d 内种子发芽率<sup>[19]</sup>;发芽抑制率 = (1 - 发芽种子数/对照组发芽种子数) × 100%,负值为促进,正值为抑制<sup>[20]</sup>;发芽势 = (发芽高峰期种子数/供试种子数) × 100%,表征种子发芽快慢与活力强弱<sup>[18]</sup>;发芽指数  $GI = \sum [(G_t/D_t)]$ ,  $G_t$  为  $t$  d 种子发芽数,  $D_t$  为相应种子发芽时间, d<sup>[21]</sup>;种子活力指数  $VI = \sum [(G_t/D_t)] \times Sx$ ,其中,  $Sx$  为种苗平均总长度<sup>[22]</sup>;化感指数  $RI = (1 - C/T) \times 100\%$ ,其中,  $C$  为对照组各指标平均值,  $T$  为浸提液培养时各指标平均值,  $RI > 0$  为促进,  $RI < 0$  为抑制<sup>[23]</sup>;综合化感指数  $M$  即为各处理的化感指数  $RI$

相加求得的平均值,  $M > 0$  为促进,  $M < 0$  为抑制,绝对值大小表征作用强弱<sup>[24]</sup>。

## 2 结果与分析

### 2.1 头花蓼种子发芽表现特征

由表 1 可知,头花蓼整株、根际土壤水浸提液浓度升高时,种子长势逐渐变弱且胚芽倾倒现象较为明显,高浓度的整株水浸提液时甚至出现胚根发霉、胚芽腐烂等症状。头花蓼整株水浸提液浓度 ≤ 10 mg/mL 时,种子发芽数、日均发芽数均与对照组相似,但随着浓度升高,种子发芽数、日均发芽数均显著降低,当浓度为 500 mg/mL 时均仅为对照组的 1/3。根际土壤水浸提液分别在所有浓度下和 0 ~ 250 mg/mL 时对种子发芽数、日均发芽数均未产生显著影响,500 mg/mL 时种子日均发芽数略微下降。2 种水浸提液下的种子胚根长、胚芽长与对照组相比总体上差异不显著,但高浓度时种子胚根长均值略微减小,种子胚芽长均值有所增加,表明高浓度的 2 种水浸提液下头花蓼种子发芽不整齐。

表 1 头花蓼 2 种水浸提液对其种子发芽表现特征影响

水浸提液浓度 (mg/mL)	整株水浸提液					
	发芽数(个)	日均发芽数(个)	叶片数(张)	胚根长(cm)	胚芽长(cm)	明显症状
0	24 ± 2d	1.5d	2	1.8 ± 0.3a	2.5 ± 0.3ac	除对照组外,所有浓度下种子 长势较弱,部分胚芽倾倒明显。 250 ~ 500 mg/mL 时种子胚根 逐渐发霉,部分胚芽腐烂
5	25 ± 1d	1.5d	2	1.8 ± 0.2a	2.8 ± 0.2abcd	
10	24 ± 3d	1.5d	2	1.7 ± 0.2a	2.4 ± 0.4a	
50	17 ± 2c	1.0c	2	1.8 ± 0.2a	2.8 ± 0.3abcd	
100	13 ± 1b	0.8b	2	1.7 ± 0.2a	3.2 ± 0.3d	
250	12 ± 2b	0.8b	2	1.7 ± 0.1a	3.0 ± 0.2bcd	
500	9 ± 2a	0.5a	2	1.6 ± 0.1a	2.4 ± 0.6ab	

水浸提液浓度 (mg/mL)	根际土壤水浸提液					
	发芽数(个)	日均发芽数(个)	叶片数(张)	胚根长(cm)	胚芽长(cm)	明显症状
0	23 ± 1ab	1.4bc	2	1.8 ± 0.2ab	2.8 ± 0.6ab	除对照组外,所有浓度下种子 发芽逐渐出现长势变弱和胚芽 倾倒现象
5	23 ± 3ab	1.4bc	2	1.7 ± 0.2ab	2.7 ± 0.5a	
10	23 ± 2ab	1.5c	2 ~ 3	1.8 ± 0.3ab	2.7 ± 0.3a	
50	22 ± 3ab	1.4bc	2	1.9 ± 0.1b	3.8 ± 0.2e	
100	25 ± 2b	1.5c	2	1.7 ± 0.0ab	3.3 ± 0.2bcde	
250	20 ± 2a	1.3ab	2	1.4 ± 0.2a	3.1 ± 0.2abcd	
500	20 ± 2a	1.2a	2	1.5 ± 0.2ab	3.0 ± 0.1abc	

### 2.2 头花蓼种子发芽率及发芽速率

由图 1 - a 可知,在整株、根际土壤水浸提液下,头花蓼种子发芽率分别介于 21.7% ~ 61.7%、49.2% ~ 57.5%。随着整株水浸提液浓度升高,种子发芽率逐渐降低,当浓度 ≤ 10 mg/mL 时对种子发芽率未产生明显影响,但浓度 > 10 mg/mL 时种子发芽率均低于对照组,最低仅约为对照组的 1/3。根际土壤水浸提液下对种子发芽率均无显著影响,甚至发芽率略高于对照组。由图 1 - b 可知,头花蓼整株、根际土壤水浸提液均为 5 mg/mL 时,种子发芽速率分别达最高值,为 0.15、0.14,均显著高于对照组,但浓度 ≥ 10 mg/mL 时种子发芽速率出现不同程度地降低,最低降至 0.03、0.08。

### 2.3 头花蓼种子发芽势、发芽抑制率、发芽指数及活力指数

由表 2 可知,随着头花蓼整株水浸提液浓度升高,种子发芽势总体呈下降趋势,由 25% 降至 5.8%,其中浓度 ≤ 10 mg/mL 时发芽势均大于对照组,种子发芽抑制率均为

负值,当浓度 > 10 mg/mL 时发芽势均小于对照组,发芽抑制率均为正值且随着浓度升高值由 28.9% 增加至 62.8%。根际土壤水浸提液下发芽势介于 13.3% ~ 25.0%,除浓度为 10 mg/mL 时发芽势小于对照组外,其他浓度时均大于对照组,最大值为 25.0%。根际土壤水浸提液浓度 ≤ 100 mg/mL 时(50 mg/mL 除外),发芽抑制率均为负值,浓度为 50、250、500 mg/mL 时发芽抑制率均为正值。

头花蓼整株、根际土壤水浸提液对其种子发芽指数和活力指数的影响具有显著差异性(图 2 - a、图 2 - b)。整株水浸提液浓度 ≤ 10 mg/mL 时,种子发芽指数和活力指数值均大于对照组,其中 5 mg/mL 时分别达最大值(32.9、150.5),当浓度 > 10 mg/mL 时,种子发芽指数值逐渐降至 7.1,活力指数降至 28.7。根际土壤水浸提液浓度 ≤ 250 mg/mL 时种子活力指数和发芽指数值均大于对照组且分别高达 27.9、136.0,而浓度为 500 mg/mL 时,种子发芽指数和活力指数均小于对照组且分别降至 17.5、79.7。



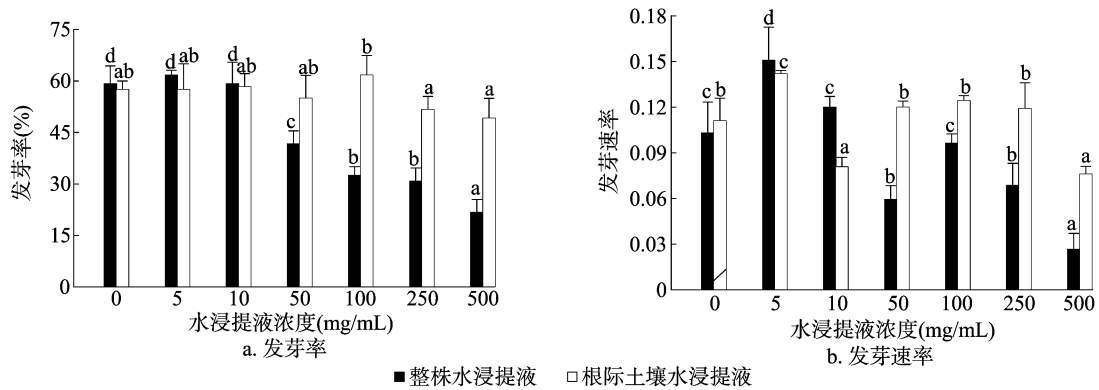


图1 头花蓼 2 种水浸提液对其种子发芽率及发芽速率的影响

表 2 头花蓼 2 种水浸提液对其种子发芽率、发芽抑制率影响

水浸提液浓度 (mg/mL)	整株水浸提液		根际土壤水浸提液	
	发芽势 (%)	发芽抑制率 (%)	发芽势 (%)	发芽抑制率 (%)
0	16.7	0.0	15.0	0.0
5	25.0	-4.7	17.5	-0.3
10	23.3	-1.0	13.3	-1.8
50	13.3	28.9	25.0	3.9
100	14.2	44.7	18.3	-7.6
250	14.2	47.3	19.2	10.0
500	5.8	62.8	15.0	14.6

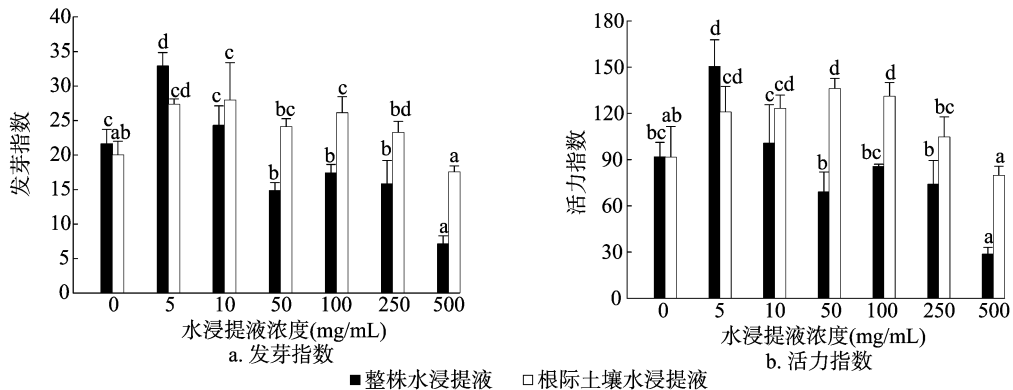


图2 头花蓼 2 种水浸提液对其种子发芽指数和活力指数的影响

2.5 头花蓼 2 种水浸提液下幼苗生长情况

头花蓼幼苗生长过程中,在高浓度的整株水浸提液下部幼苗根发霉或芽腐烂甚至死亡,而在根际土壤水浸提液下倾倒的幼苗长势重新好转等(表 3)。头花蓼整株水浸提液浓度  $\leq 10$  mg/mL 时幼苗根长、芽长与对照组接近,分别为 1.9、3.0 cm,而随着浓度进一步升高,幼苗根长、芽长总体呈现下降趋势,分别降至 1.4、1.6 cm。根际土壤水浸提液下幼苗根长、芽长与对照组接近且变化趋势不明显,分别介于 1.5 ~ 1.9、2.8 ~ 3.4 cm。通过计算头花蓼种子胚根芽比和幼苗根芽比(表 4),与对照组相比,2 种水浸提液下其种子胚根芽比和幼苗根芽比总体上差异不显著且无明显变化规律。

3 讨论与结论

化感自毒作用是中药材连作障碍的重要发生机制之一。很多研究表明,中药材根、茎、叶等组织中广泛存在醛类、黄酮

2.4 头花蓼种子发芽各指标化感指数  $RI$  及综合化感指数  $M$

通过计算头花蓼整株、根际土壤水浸提液对其种子发芽率、发芽速率、发芽指数等指标的化感指数  $RI$  值和综合化感指数  $M$  值(图 3 - a、图 3 - b)。随着头花蓼整株水浸提液浓度升高,其种子各指标  $RI$  值和综合化感指数  $M$  值均逐渐降低,其中浓度  $\leq 10$  mg/mL 时均为正值,分别高达 0.04、0.3、0.3、0.2,而浓度  $> 10$  mg/mL 时均为负值,分别降至 -1.7、-2.9、-2.0、-2.2。根际土壤水浸提液浓度  $\leq 250$  mg/mL 时,除少部分指标  $RI$  值和综合化感指数  $M$  值略低于 0 之外,其余均为正值且分别高达 0.1、0.2、0.3、0.2,而浓度为 500 mg/mL 时均为负值,降至 -0.2、-0.5、-0.1、-0.3。

类、单宁类、生物碱、萜类和甾类等次生代谢产物<sup>[25-28]</sup>。这些次生代谢产物通过雨水淋溶、自然挥发、根系分泌和植株分解等途径释放到土壤环境中形成一个微环境区域,对土壤的理化性质、微生物的群落结构、自身植株酶活性及代谢功能等产生重要影响,进而对自身具有明显的“低促高抑”化感作用。即当其浓度在一定范围内会作为营养物质促进中药材自身生长,但当浓度超过一定阈值后则会明显破坏种子或幼苗细胞膜透性和多种酶活性、干扰细胞的分裂和伸长并阻碍养分的吸收与利用等,造成中药材产量与品质大幅下降的连作障碍问题<sup>[29-31]</sup>。本研究中心头花蓼整株、根际土壤水浸提液对其种子发芽或幼苗生长的“低促高抑”化感作用明显,即 2 种水浸提液在低浓度时对种子发芽或幼苗生长有一定的促进作用,但是随着水浸提液浓度升高则出现种子发芽或幼苗生长长势较差或倾倒现象,甚至出现(胚)根发霉、(胚)芽腐烂等明显抑制影响。

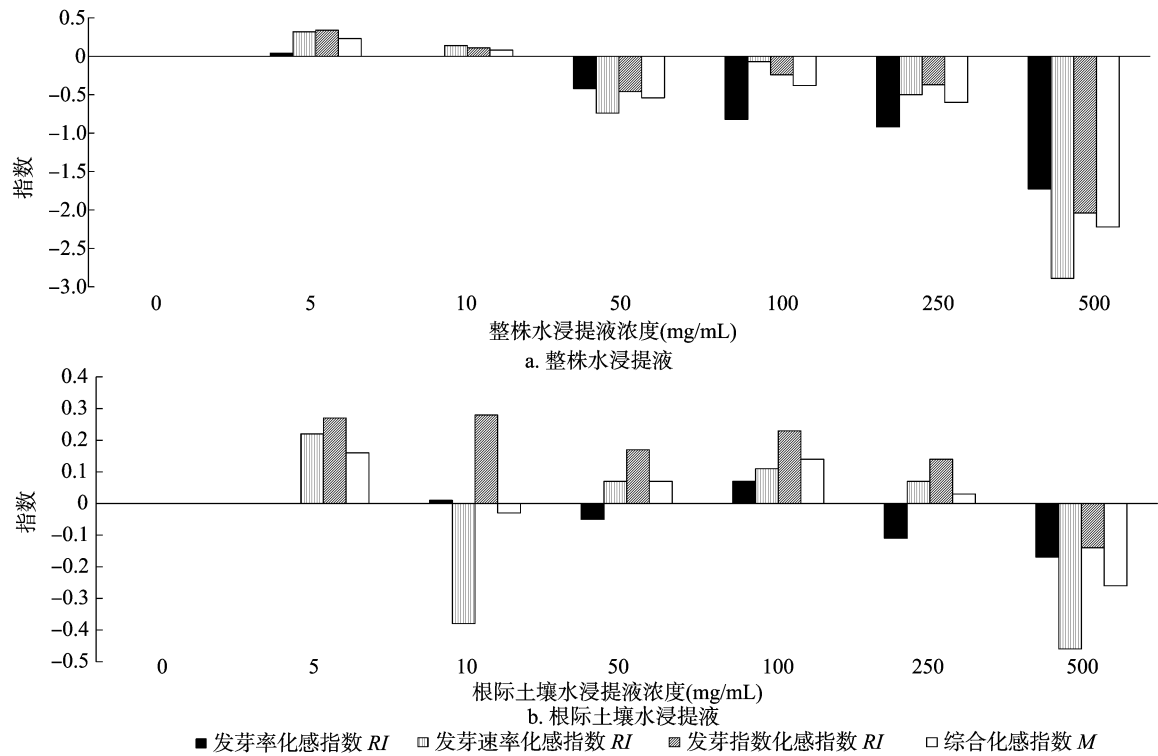


图3 头花蓼2种水浸提液对其种子发芽化感指数的影响

表3 头花蓼2种水浸提液对其幼苗生长的影响

水浸提液浓度 (mg/mL)	整株水浸提液				根际土壤水浸提液			
	叶片数	根长(cm)	芽长(cm)	明显症状	叶片数	根长(cm)	芽长(cm)	明显症状
0	2	2.1 ± 0.1d	2.8 ± 0.5bcd		2	1.8 ± 0.0bc	3.2 ± 0.5ab	
5	2	1.9 ± 0.2cd	3.0 ± 0.2cd		2	1.8 ± 0.1abe	3.1 ± 0.3ab	
10	2	1.6 ± 0.1b	2.6 ± 0.3bc		2	1.9 ± 0.2dce	2.9 ± 0.4ab	
50	2	1.4 ± 0.7ab	2.3 ± 0.5ab	除对照组外长势均较 弱;250~500 mg/mL时 部分根发霉或芽腐烂 甚至死亡	2	1.9 ± 0.0d	3.1 ± 0.1a	除对照组外,芽均略 带粉色;多数倾倒幼 苗长势重新好转
100	2	1.7 ± 0.2bc	2.8 ± 0.1c		2	1.8 ± 0.0b	3.4 ± 0.1b	
250	2	1.6 ± 0.1b	2.5 ± 0.2b		2	1.5 ± 0.1a	3.4 ± 0.2b	
500	2	1.4 ± 0.2a	1.6 ± 0.4a		2	1.8 ± 0.0c	2.8 ± 0.4a	

表4 头花蓼2种水浸提液对其种子发芽及幼苗生长(胚)根芽比的影响

水浸提液浓度 (mg/mL)	整株水浸提液		根际土壤水浸提液	
	种子胚根芽比	幼苗根芽比	种子胚根芽比	幼苗根芽比
0	0.7 ± 0.1b	0.8 ± 0.2ab	0.6 ± 0.1b	0.6 ± 0.1abce
5	0.6 ± 0.1ab	0.6 ± 0.1ab	0.7 ± 0.1b	0.6 ± 0.0bd
10	0.7 ± 0.1b	0.6 ± 0.1ab	0.7 ± 0.1b	0.7 ± 0.0e
50	0.6 ± 0.0ab	0.6 ± 0.2ab	0.5 ± 0.0ab	0.6 ± 0.0c
100	0.5 ± 0.1a	0.6 ± 0.1a	0.5 ± 0.0b	0.5 ± 0.0a
250	0.6 ± 0.1a	0.7 ± 0.0ab	0.5 ± 0.0a	0.5 ± 0.0a
500	0.7 ± 0.1ab	0.9 ± 0.1b	0.5 ± 0.1ab	0.7 ± 0.1cde

头花蓼整株水浸提液浓度≤10 mg/mL时虽然对种子发芽(数)率、日均发芽数以及幼苗根长或芽长等影响较小,但发芽速率、发芽势、发芽指数和活力指数均大于对照组,分别高达0.2、25.0%、32.9、150.5,发芽抑制率为负值,表明头花蓼整株水浸提液在该浓度范围内其种子活力较强、发芽较快,总体起促进作用,但随着浓度升高,种子发芽率、日均发芽数、发芽速率分别骤降至21.7%、0.5、0,发芽势、发芽指数及活

力指数降至5.8%、7.1、28.7,发芽抑制率>0,幼苗根长、芽长分别降至1.4、1.6 cm,对种子发芽或幼苗生长的抑制影响十分明显。另外,种子发芽率、发芽速率与发芽指数等指标的RI值和综合化感指数M值均随着整株水浸提液浓度升高而不断减小,且以10 mg/mL为界由正值转为负值,表明头花蓼整株水浸提液的化感自毒作用较明显且随着浓度升高越来越强烈。

头花蓼根际土壤水浸提液浓度 $\leq 250$  mg/mL时对种子发芽(数)率、日均发芽数及幼苗根长、芽长等影响较小,而种子胚芽长、发芽势、发芽指数及活力指数均有不同程度增加,而种子发芽率、发芽速率与发芽指数等指标的 $RI$ 值和综合化感指数 $M$ 值大多为正值,表明头花蓼根际土壤水浸提液对种子发芽或幼苗生长的促进作用更明显,但是当浓度达500 mg/mL时,种子发芽率、发芽速率、发芽指数、活力指数均有所下降,分别由58.3%降至49.2%、0.14降至0.08、27.9降至17.5、136.0降至79.7,各指标的 $RI$ 值和综合化感指数 $M$ 值均为负值,可见高浓度的头花蓼根际土壤水浸提液有明显的化感自毒作用。

综上,头花蓼整株、根际土壤水浸提液均具有化感自毒作用,其中整株水浸提液的化感自毒作用尤为突出,很可能是头花蓼连作障碍的重要原因。因此,在头花蓼连作栽培中可通过尽可能清理出土壤中头花蓼植株残留物、深耕翻土暴晒、筛选培育抗逆性强的头花蓼品种或建立科学的多种植物轮(间)作体系等措施有效减缓其连作障碍的发生。

致谢:特别感谢贵州威门药业股份有限公司为本研究开展提供便利!

#### 参考文献:

- [1] Lin W X, Fang C X, Chen T, et al. Rice allelopathy and its properties of molecular ecology[J]. *Frontiers in Biology*, 2010, 5(3): 255 – 262.
- [2] Duke S O. Allelopathy: current status of research and future of the discipline; a commentary[J]. *Allelopathy Journal*, 2010, 25(1): 17 – 29.
- [3] Teasdale J R, Rice C P, Cai G M, et al. Expression of allelopathy in the soil environment; soil concentration and activity of benzoxazinoid compounds released by rye cover crop residue[J]. *Plant Ecology*, 2012, 213(12, SI): 1893 – 1905.
- [4] Kaur H, Kaur R, Kaur S, et al. Taking ecological function seriously: soil microbial communities can obviate allelopathic effects of released metabolites[J]. *PLoS One*, 2009, 4(3): e4700.
- [5] 张重义, 林文雄. 药用植物的化感自毒作用与连作障碍[J]. *中国生态农业学报*, 2009, 17(1): 189 – 196.
- [6] 刘红彦, 王飞, 王永平, 等. 地黄连作障碍因素及解除措施研究[J]. *华北农学报*, 2006, 21(4): 131 – 132.
- [7] 张新慧, 张恩和, 王惠珍, 等. 连作对当归生长的障碍效应及机制研究[J]. *中国中药杂志*, 2010, 35(10): 1231 – 1234.
- [8] Yang M, Zhang X, Xu Y, et al. Autotoxic ginsenosides in the rhizosphere contribute to the replant failure of *Panax notoginseng*[J]. *PLoS One*, 2015, 10(2): 1 – 11.
- [9] 唐堃, 李明, 董闪, 等. 广藿香根际土壤水浸液对其扦插苗的化感自毒作用[J]. *中药材*, 2014, 37(6): 935 – 939.
- [10] 林茂兹, 王海斌, 林辉锋. 太子参连作对根际土壤微生物的影响[J]. *生态学杂志*, 2012, 31(1): 106 – 111.
- [11] 吕炎晴, 王隶书, 程东岩, 等. 中药头花蓼的化学成分和药理作用研究概况[J]. *中国药师*, 2017, 20(10): 1849 – 1853.
- [12] 荆文光, 赵叶, 张开霞, 等. 头花蓼水提取物化学成分研究[J]. *时珍国医国药*, 2015, 26(1): 47 – 50.
- [13] 谢宇, 潘雯婷, 徐亮, 等. 头花蓼及热淋清颗粒薄层色谱特征图谱的建立[J]. *贵州农业科学*, 2014, 42(7): 31 – 35.
- [14] 王爽, 张丽艳, 谢宇, 等. HPLC测定头花蓼及制剂热淋清颗粒中没食子酸的含量[J]. *中国实验方剂学杂志*, 2012, 18(9): 112 – 115.
- [15] 何佳芳, 唐兵, 赵欢, 等. 几种肥料对头花蓼连作障碍的调控[J]. *西南农业学报*, 2016, 29(12): 2902 – 2907.
- [16] 周涛, 艾强, 王彦君, 等. 基于不同地理种源头花蓼中没食子酸的含量分析[J]. *中国实验方剂学杂志*, 2011, 17(1): 49 – 52.
- [17] 周涛, 金艳蕾, 吴钰, 等. 贵州头花蓼遗传多样性的ISSR分析[J]. *中国中药杂志*, 2010, 35(12): 1511 – 1517.
- [18] 张子龙, 拱健婷, 程新宇, 等. 三七须根粉碎物土壤添加的自毒效应研究[J]. *中国农学通报*, 2015, 31(7): 143 – 148.
- [19] Chiapusio G, Sánchez A M, Reigosa M J, et al. Do germination indices adequately reflect allelochemical effects on the germination process? [J]. *Journal of Chemical Ecology*, 1997, 23(11): 2445 – 2453.
- [20] 杨骁. 加拿大蓬水浸液对植物种子萌发的影响[J]. *安徽农业科学*, 2012, 40(4): 1983 – 1986.
- [21] 杜玮, 何池全, 陈玉丽, 等. 入侵植物互花米草水浸液对茼蒿的化感作用[J]. *环境科学学报*, 2009, 29(4): 869 – 875.
- [22] 赵欣欣, 宋丽荣, 权薇竹, 等. 高温高湿老化处理对不同豆类种子活力及生长能力的影响[J]. *作物杂志*, 2017(5): 168 – 172.
- [23] 朱慧, 马瑞君, 吴双桃, 等. 当归根际土对其种子萌发和幼苗生长的影响[J]. *生态学杂志*, 2009, 28(5): 833 – 838.
- [24] Bruce W G, Richardson D. Bioassays for allelopathy: measuring treatment responses with independent controls [J]. *Journal of Chemical Ecology*, 1988, 14(1): 181 – 187.
- [25] 张秋菊, 张爱华, 孙晶波, 等. 植物体中萜类物质化感作用的研究进展[J]. *生态环境学报*, 2012, 21(1): 187 – 193.
- [26] 黄小芳, 李勇, 易茜茜, 等. 五种化感物质对人参根系酶活性的影响[J]. *中草药*, 2010, 41(1): 117 – 121.
- [27] 王波, 张晓艳, 黄攀, 等. 响应面法优化马齿苋黄酮超声波提取工艺[J]. *江苏农业学报*, 2018, 34(1): 166 – 171.
- [28] 闫征, 王帆, 吴寒, 等. 不同烫漂方式对碱蓬活性成分及抗氧化能力的影响[J]. *江苏农业学报*, 2017, 33(5): 1150 – 1156.
- [29] Calabrese E J, Baldwin I A. U – shaped dose – responses in biology, toxicology, and public health[J]. *Annual Review of Public Health*, 2001, 22(1): 15 – 33.
- [30] 林文雄, 熊君, 周军建, 等. 化感植物根际生物学特性研究现状与展望[J]. *中国生态农业学报*, 2007, 15(4): 1 – 8.
- [31] 胡远彬, 陈俊, 肖天昊, 等. 劲直黄芪水浸提液化感作用研究[J]. *草业学报*, 2013, 22(6): 136 – 142.