

胡春丽,林 蓉,焦 敏,等. 辽宁省初霜特征及其预报模型研究[J]. 江苏农业科学,2020,48(2):276–281.
doi:10.15889/j.issn.1002–1302.2020.02.048

辽宁省初霜特征及其预报模型研究

胡春丽¹,林 蓉²,焦 敏²,李 菲¹

(1. 沈阳区域气候中心,辽宁沈阳 110016; 2. 辽宁省气象科学研究所,辽宁沈阳 110016)

摘要:选用 1961—2015 年 9—10 月辽宁省 53 个气象站 0 cm 逐日最低地温资料、国家气候中心 74 项环流特征量指数、NCEP/NCAR 再分析资料,分析辽宁省初霜日期时间变化特征,利用相关系数选取影响初霜日期的主要因子,应用多元回归方法建立初霜日期与前期环流因子的预报模型。结果表明,辽宁省初霜日期呈推迟趋势,未发生气象意义的气候突变;初霜日期预报模型通过了 $\alpha=0.05$ 的显著性水平检验,具有统计学意义,用该模型预测 2014 年、2015 年的初霜日期,均接近实际值。

关键词:初霜日期;气候特征;变化趋势;预报模型;辽宁省

中图分类号:S425 **文献标志码:**A **文章编号:**1002–1302(2020)02–0276–06

全球气候变暖导致农作物热胁迫增加,进而影响作物产量。初、终霜日作为衡量温度变化的重要指标成为气候变化下农业适应性研究关注的重点之一,分析其时空变化特征有利于减少极端低温事件对农业生产带来的危害,提前做好预测可以因地制宜地选择作物品种、调整种植制度等。目前,已有较多研究在初、终霜日出现早晚和无霜期长短等方面取得重要进展^[1–9]。辽宁省位于我国东北地区南部,介于 $118^{\circ}53' \sim 125^{\circ}46' \text{E}$, $38^{\circ}43' \sim 43^{\circ}26' \text{N}$ 之间,全省耕地面积为 3 411.2 万 hm^2 , 占全省土地总面积的 23.4%,属于温带季风型大陆气候,种植业基本上是一年一熟,主要粮食作物为水

稻、玉米、大豆、高粱、小麦。初霜日期受气候变化的影响,呈显著推迟趋势,人们对初霜的关注度降低,但随着气候异常现象的增加,东北低温冷害出现新的特点和规律,因此研究和预测新形式下的初霜日期气候变化规律对农业生产决策、气象防灾减灾具有重要意义。有研究利用辽宁省逐日气温、大气环流特征量资料,采用统计学方法,选取相关显著的早期环流特征量作为预测因子,建立基于大气环流特征量的初霜日期量化年景预报模型,进行初霜日期的长期预报,以期开展气象为农业生产服务和防灾减灾提供科学依据。

1 资料与方法

1.1 试验资料

利用沈阳区域气候中心提供的 1961—2015 年辽宁省 53 个气象站秋季(9—11 月)地面 0 cm 日最低地温资料,选取台站参照文献[10];国家气候中心提供的 1951—2015 年 74 项逐月环流指数资料;美国国家环境预报中心(National Centers for Environmental Prediction,简称 NCEP)和美国国家大气科学研究中心(National Center for Atmospheric Research,简称 NCAR)提供的 1951—2015 年月平均 500 hPa 位势高度再分析资料,水平分辨率为

收稿日期:2018–10–19

基金项目:国家自然科学基金(编号:41605087);辽宁省农业领域青年科技创新人才培养计划(编号:2015030);中国气象局 2017 年省级气象科研所科技创新发展项目(编号:201708);辽宁省气象局项目(编号:201604);山洪地质灾害防治气象保障工程 2018 年建设项目和中国气象局沈阳大气环境研究所开放基金课题(编号:2017SYIAE05)。

作者简介:胡春丽(1981—),女,吉林德惠人,硕士,高级工程师,主要从事气候变化、农业气象等研究。E-mail: huchunli0829@163.com。

通信作者:林 蓉,高级工程师,主要从事气候变化、农业、气象等研究。E-mail: heavengirl@sina.com。

[12] Zhang T, Shao M F, Ye L. 454 Pyrosequencing reveals bacterial diversity of activated sludge from 14 sewage treatment plants[J]. ISME Journal, 2012, 6(6): 1137–1147.

[13] 隋 心,张荣涛,钟海秀,等. 利用高通量测序对三江平原小叶章湿地土壤细菌多样性的研究[J]. 土壤, 2015, 47(5): 919–925.

[14] Sheik C S, Mitchell T W, Rizvi F Z, et al. Exposure of soil microbial communities to chromium and arsenic alters their diversity and structure[J]. PLoS One, 2012, 7(6): e40059.

[15] 张 剑,侯晓强,付亚娟. 基于高通量测序分析大花杓兰根际土壤细菌多样性[J]. 西南农业学报, 2017, 30(4): 811–816.

2.5°×2.5°。

1.2 试验方法

1.2.1 初霜日期定义 将每站自 9 月 1 日开始,第 1 次地面 0 cm 日最低地温≤0℃的日期记为该站当年初霜出现的日期(简称初霜日期),按上述标准,利用 1961—2015 年辽宁 53 个站 0 cm 逐日最低地温资料,以 9 月 1 日为起点,如初霜日期为 9 月 20 日记为 20。

1.2.2 异常年标准 世界气象组织对气候异常提出 2 种判别标准,一是距平超过标准差的 2 倍以上,二是它出现的概率为 25 年,采用距平大于标准差 2 倍作为异常年的标准,来分析初霜的异常特征,规定当年实况出现的日期减去历史平均日期的差作为分级依据,即 $\Delta d_{i,j} = d_{i,j} - D_j$,其中 $d_{i,j}$ 为第 i 年 j 站的初霜日期, D_j 为 j 站初霜日期的多年平均值, $\Delta d_{i,j} \leq -12$ 为初霜异常偏早年, $-12 < \Delta d_{i,j} \leq -6$ 为初霜偏早年, $-6 < \Delta d_{i,j} < 6$ 为初霜正常年, $6 \leq \Delta d_{i,j} < 12$ 为初霜偏晚年, $\Delta d_{i,j} \geq 12$ 为初霜异常偏晚年。

1.2.3 变异系数 变异系数是 S/\bar{X} ,其中 \bar{X} 是多年初霜日期平均值, S 是多年初霜日期的标准差,变异系数表示多年初霜日期来变化稳定性,变异系数大表示变量相对不稳定性大,变异系数小,情况与其相反。

1.2.4 Mann-Kendall 检验 Mann-Kendall (M-K) 检验是一种非参数统计方法,假设时间序列数据 (x_1, x_2, \dots, x_n) , n 为样本数, x_y, x_r 分别代表不同样本, M-K 检验统计变量 S 计算公式如下:

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k); \quad (1)$$

$$\text{sgn}(x_j - x_k) = \begin{cases} +1, & (x_j - x_k) > 0 \\ 0, & (x_j - x_k) = 0 \\ -1, & (x_j - x_k) < 0 \end{cases}; \quad (2)$$

定义统计变量:

$$UF_k = \frac{[S_k - E(S_k)]}{\sqrt{\text{Var}(S_k)}}. \quad (3)$$

式中: $E(S_k)$ 、 $\text{Var}(S_k)$ 分别代表累计数 S 的平均值、方差。

若 UF_k 大于 0,表明序列呈上升趋势,小于 0 则呈下降趋势。当超过临界直线时,则表明上升或者下降趋势显著。若 2 条直线交点,且交点在临界直线之间,那么交点对应的时刻就是突变开始的时间。

1.2.5 初霜日期预报模型

1.2.5.1 相关性分析 利用单因子相关系数 r 来

检验影响初霜日期的大气环流因子,当 $r > r_\alpha$ 时(α 为显著性水平),说明该因子为显著因子,否则不显著,舍弃。公式如下:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}}. \quad (4)$$

式中: n 表示样本数; X_i 、 \bar{X} 、 Y_i 、 \bar{Y} 分别表示自变量、自变量平均值、因变量、因变量平均值。

1.2.5.2 预报模型建立 经过因子分析、资料诊断分析,采用多元回归方案建立多个环流因子的初霜预报模型,利用 F 统计量进行模型的拟合效果验证,检验模型优劣及其预测精度。多元线性回归及其检验方法参考文献[11]。

2 气候变化特征

2.1 年际变化

由图 1 可以看出,1961—2015 年辽宁省初霜日期年际变化较为明显,呈波动上升趋势,趋势系数为 0.7(通过了 0.001 信度检验),表明近 55 年辽宁省初霜日期呈明显的推迟趋势,这与李辑等用天气现象研究的辽宁省初霜日期的年际变化所得的结论^[9]相一致。初霜最早日期出现在 1977 年 9 月 26 日,最晚日期是出现在 2015 年 10 月 22 日,最早时期和最晚日期相差 26 d,表明辽宁省初霜日期的年际变化较为明显。

初霜日期的变异系数为 0.33,说明初霜日期不稳定性相对较小,不容易出现异常偏早和异常偏晚,对初霜日期的短期气候预测的出现时间的预报具有一定的可寻性。按照初霜日期气候异常判别标准,异常偏早年出现 1 年,偏早年出现 10 年,正常年 33 年,偏晚年出现 10 年,异常偏晚年出现 1 年。研究发现,异常偏早年和偏早年除了 1992 年以外,均出现在 1990 年以前;偏晚年和异常偏晚年除 1994、1998 年以外,均出现在 2000 年以后,说明在气候变暖的大背景下,初霜日期出现偏晚和异常偏晚的可能性较大。

2.2 周期分析

图 2 为辽宁省初霜日期的 Morlet 小波变换,为小波系数实部的分布图(彩色阴影部分为通过 0.1 的信度检验区域,虚线阴影部分为边缘效应影响区域),可以看出,初霜日期表现为 2~3 年和 3 年周期,尤其在 1990—2000 年时段周期性最为明显。

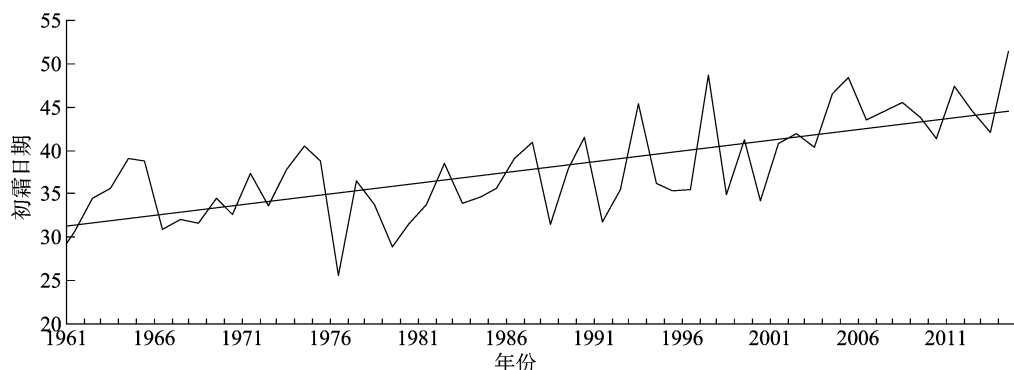


图1 1961—2015 年辽宁省初霜日期的年际变化

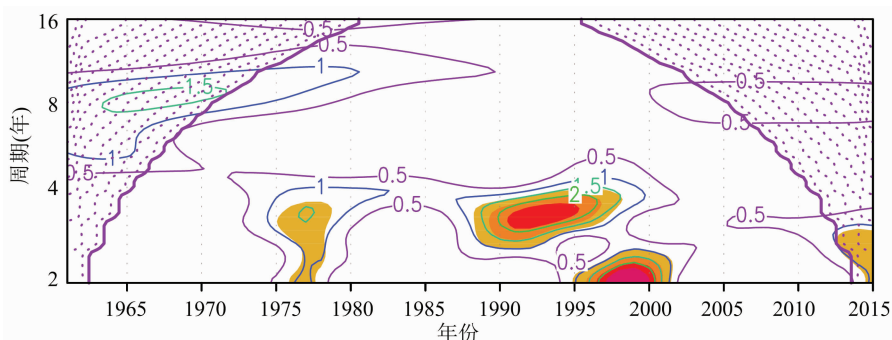


图2 辽宁省初霜日期的 Morlet 小波变换

2.3 突变分析

由图 3 可知,UF 曲线在 1961 年以后均大于 0,且在 1994 年以后突破临界线,表明 1961 年以来初

霜日期呈推迟趋势,且 1994 年以后推迟趋势显著。UF 和 UB 曲线在 1994 年、1997 年出现交点,但是交点不在临界线之间,说明初霜日期未发生突变。

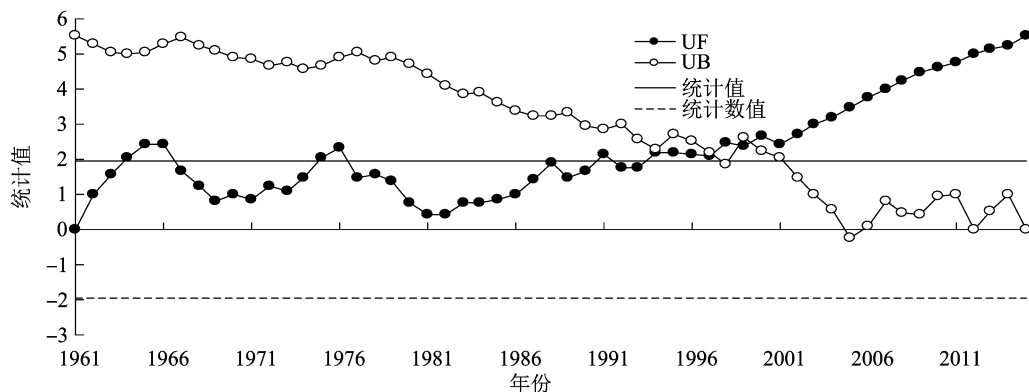


图3 1961—2015 年辽宁省初霜日期的 Mann-Kendall 检验

3 预测模型

3.1 前期环流形势

1961—2015 年初霜出现日期的早晚,将其分为 2 种类型,A 型为初霜早型(1962 年、1967 年、1969 年、1977 年、1980 年),B 型为初霜晚型(1998 年、2005 年、2006 年、2012 年、2015 年)。初霜早型和晚型 8 月北半球 500 hPa 距平图中高纬度均有 2 个波(图 4)。A 型整个东亚中纬度为两槽一脊环流型,

负距平中心位于乌拉尔山中部地区,冷空气主体稳定在新地岛南部地区,雅库次克经贝加尔湖到朝鲜半岛一变高区及新地岛南部的冷空气东移南下控制东北地区,有利于辽宁省初霜来的早。B 型东亚中纬度为稳定的一槽一脊型,主要负距平中心偏于西半球。从极地经新地岛,贝加尔湖到我国的东北及日本北部,为稳定正变高所控制,未来正变高区缓慢东移,辽宁省主要受其影响,不利于冷空气东移南下,辽宁省初霜偏晚。

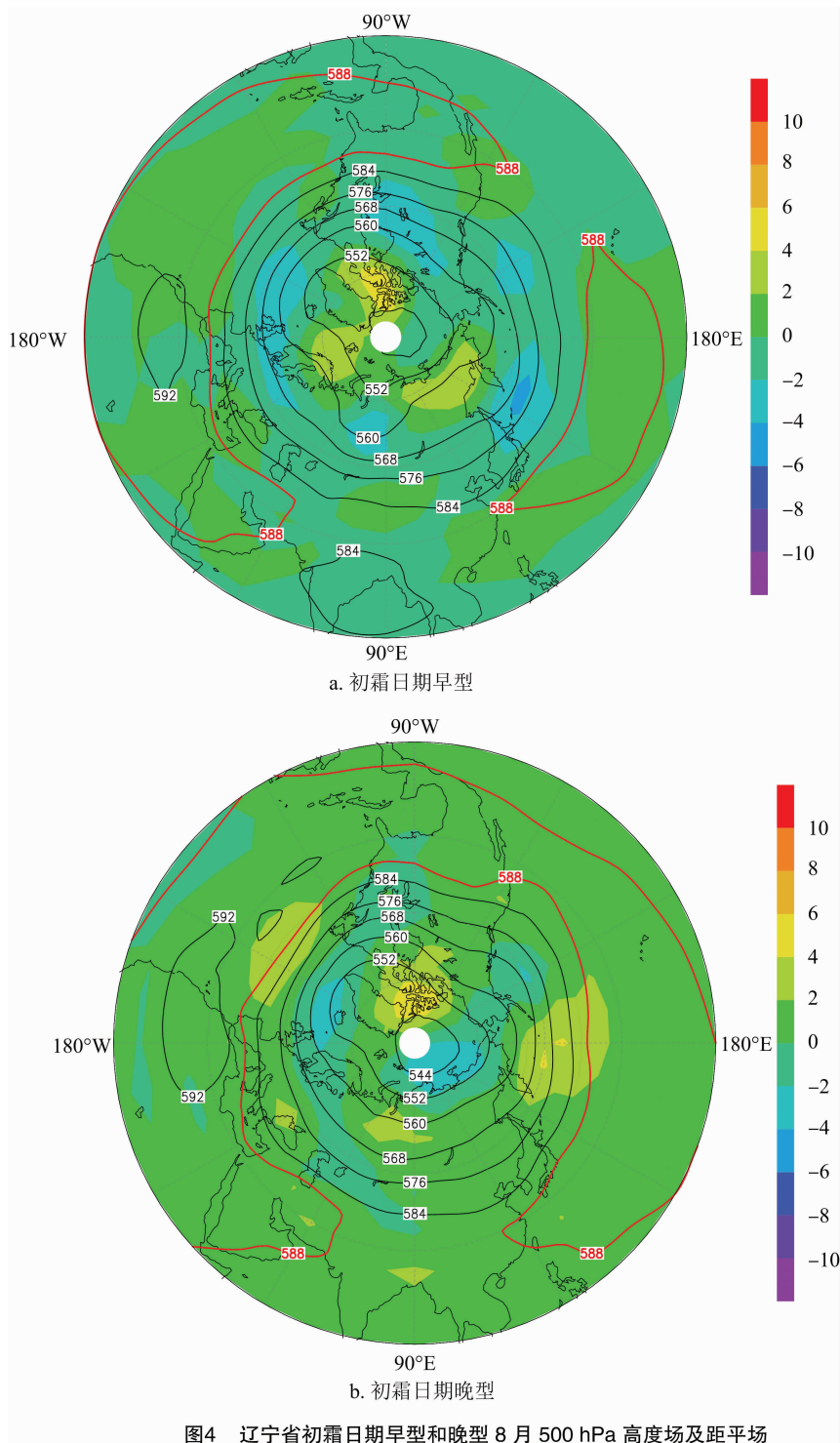


图4 辽宁省初霜日期早型和晚型 8 月 500 hPa 高度场及距平场

3.2 预报模型

3.2.1 相关分析 对初霜日期的时间序列,计算与同年 1—7 月逐月 74 项环流特征量的相关系数,得到 74×7 的相关系数矩阵,为保证选择因子与因变量间的平稳性,选取相关系数通过 $\alpha = 0.05$ 的显著性检验的环流因子作为备选因子。

表 1 为 1961—2015 年初霜日期与同年 1—7 月

环流指数的的相关系数。可以看出,初霜日期与北非大西洋北美副高强度指数、北非副高脊线、北非副高强度指数、亚洲区极涡强度指数相关系数绝对值达到了 0.5 以上;与北半球副高面积指数、北半球副高强度指数、北非副高面积指数、北非大西洋北美副高面积指数、北非副高北界、东太平洋副高面积指数、大西洋副高北界、大西洋副高面积指数、北

表 1 1961—2015 年辽宁省初霜日期与同年 1—7 月环流指数的相关系数

环流指数	1 月	2 月	3 月	4 月	5 月	6 月	7 月
北半球副高面积指数	0.28 *	0.32 **	0.25	0.29 *	0.40 **	0.34 **	0.36 **
北半球副高强度指数	0.27 *	0.33 **	0.26 *	0.31 *	0.47 ***	0.37 **	0.44 ***
北非大西洋北美副高面积指数	0.24	0.37 **	0.34 **	0.31 *	0.40 **	0.33 **	0.43 ***
北非大西洋北美副高强度指数	0.17	0.35 **	0.32 *	0.34 **	0.51 ***	0.38 **	0.44 *
北非副高北界	0.38 **	0.25	0.09	0.27 *	0.42 **	0.24	-0.07
北非副高脊线	0.52 ***	0.19	0.09	0.12	0.40 **	0.42 **	0.09
北非副高面积指数	0.39 **	0.41 **	0.43 ***	0.39 **	0.41 **	0.35 **	0.43 ***
北非副高强度指数	0.33 **	0.36 **	0.38 **	0.43 ***	0.52 ***	0.44 ***	0.49 ***
北美大西洋副高面积指数	-0.02	0.24	0.16	0.12	0.34 **	0.27 *	0.35 **
北美大西洋副高强度指数	-0.08	0.26 *	0.17	0.11	0.39 **	0.25	0.35 **
北美副高面积指数	0.14	0.35 **	0.17	0.16	0.24	0.23	0.31 **
北美副高强度指数	0.14	0.36 **	0.21	0.23	0.31 **	0.23	0.29 **
北美区极涡强度指数	0.03	-0.06	-0.08	-0.22	-0.29 *	-0.36 **	-0.45 ***
大西洋副高北界	-0.48 ***	-0.35 **	-0.10	-0.12	0.11	0.10	-0.32 **
大西洋副高面积指数	-0.23	-0.03	0.10	0.05	0.40 **	0.26 *	0.36 **
大西洋副高强度指数	-0.25	-0.03	0.10	-0.03	0.43 *	0.22	0.36 **
大西洋欧洲环流型 E	0.27 *	0.14	-0.10	0.11	0.30 *	-0.13	0.28 *
大西洋欧洲环流型 W	-0.26 *	-0.30 *	-0.02	-0.12	-0.30 *	-0.08	-0.48 ***
东太平洋副高面积指数	0.15	0.27 *	0.16	0.14	0.40 **	0.28 *	0.24
东太平洋副高强度指数	0.17	0.27 *	0.16	0.07	0.30 *	0.25	0.37 **
太平洋副高面积指数	0.28 *	0.23	0.16	0.30 *	0.30 *	0.29 *	0.28 *
太平洋副高强度指数	0.29 *	0.28 *	0.20	0.26 *	0.30 *	0.27 *	0.37 **
西太平洋副高面积指数	0.28 *	0.19	0.14	0.31 *	0.24	0.25	0.29 *
西太平洋副高强度指数	0.29 *	0.26 *	0.20	0.28 *	0.28 *	0.25	0.32 *
亚洲区极涡强度指数	-0.33 **	-0.03	-0.05	-0.19	-0.30 *	-0.55 ***	-0.21

注：“*”“**”“***”分别表示在 0.05、0.01、0.001 水平上影响显著。

美区极涡强度指数、大西洋副高强度指数、大西洋欧洲环流型 W 的相关系数绝对值达到了 0.4 以上。

与北半球副高强度指数、北非大西洋北美副高强度指数、北非大西洋北美副高强度指数、北非副高面积指数、北非副高强度指数、太平洋副高强度指数、北半球副高面积指数大于等于 6 个月的相关系数均通过了显著性检验。

3.2.2 预报模型 经过上述相关性分析、资料诊断分析后,遵循因子连续性及独立性的原则,选取相关性较高的 5 月北非大西洋北美副高强度指数(x_1)、1 月北非副高脊线(x_2)、5 月北非副高强度指数(x_3)、1 月大西洋副高北界(x_4)、7 月大西洋欧洲环流型 W(x_5)、6 月亚洲区极涡强度指数(x_6)作为初霜日期(y)预报的预报因子,建立多元线性回归方程。模型统计样本为 53 个(1961—2013 年),预留 2014 年、2015 年进行验证。回归方程如下:

$$y = 42.7304 + 0.11473x_1 + 1.02981x_2 - 0.12211x_3 - 0.488126x_4 - 6.75201x_5 - 0.336136x_6。$$

(6)

模型的回归平方和 $U = 933.5058517$,残差平方和 $Q = 704.056$,复相关系数 $R = 0.740473$ 。统计量值 $F = 10.1652$,当 $\alpha = 0.05$ 时, $F_{0.05}(6,46) \approx$

3.8, $F > F_{0.05}$,因此,认为统计回归方程通过了 $\alpha = 0.05$ 的显著性水平检验^[11]。

3.3 回归模型检验

为验证初霜日期预报回归方程的准确性,选取未参与建模计算的 2014 年、2015 年初霜日期预报进行验证,通过多元回归方程预测 2014 年、2015 年辽宁省初霜日期分别出现在 10 月 12 日和 10 月 15 日,初霜日期出现分别较常年(10 月 7 日)偏晚 5、8 d,实况显示 2014 年辽宁省各地初霜日期全省平均出现在 10 月 12 日,2014 年初霜日期预测完全正确;2015 年初霜日期出现时间为 10 月 21 日,初霜出现日期异常偏晚,预报与实况相差 6 d,即预报趋势正确,预报效果相对较好。

4 结论与讨论

1961—2015 年辽宁省初霜日期年际变化较为明显,呈现波动上升趋势,趋势系数为 0.7(通过了 0.001 信度检验)。初霜异常偏早年和偏早年除了 1992 年以外,均出现在 1990 年以前;偏晚年和异常偏晚年除 1994、1998 年以外,均出现在 2000 年以后,说明在气候变暖的大背景下,初霜日期出现偏晚和异常偏晚的可能性较大。

辽宁省初霜日期表现为 2~3 年、3 年周期,尤其在 1990—2000 年时段周期性最为显著;初霜日期未出现气候突变时间。选取相关性较高的环流因子作为初霜日期预报的预报因子,建立多元线性回归方程。利用该模型预测 2014 年、2015 年辽宁省初霜日期结果与实况趋势符合。

目前对初霜的标准及定义不同,增加了其预报准确的难度,同时服务对象对初霜出现的程度要求不同(例如轻霜一般对辽宁省粮食生产影响较轻),因此在考虑初霜预报时,必须把最低气温值预报出来,以便做到有针对性服务。影响辽宁初霜的原因众多,在考虑大的环流形势的同时还应结合辽宁各地区地理纬度,地形地势等对形成霜的影响,单一考虑大势有时会适得其反。初霜的短期气候预测是一项新的工作,增加预报准确率、须依靠中短期预报和预报员的经验,对初霜的长期预报加以及时订正,以提高准确程度,进而弥补长短期气候预测的不足。

参考文献:

[1] 韩荣青,李维京,艾婉秀,等. 中国北方初霜冻日期变化及其对农

(上接第 270 页)

[2] 阳柏苏,何平,赵同谦. 张家界国家森林公园土地利用格局变化[J]. 生态学报,2006,26(6):2027-2034.

[3] McMurry K C. The use of land for recreation[J]. Annals of the Association of American Geographers,1930,20(1):7-20.

[4] 左冰. 土地利用变化的旅游驱动力研究[J]. 云南财贸学院学报,2005,21(5):106-110.

[5] 梁栋栋. 不同类型旅游地的旅游用地研究[D]. 芜湖:安徽师范大学,2004.

[6] 苏琨. 老河口市旅游休闲活动对土地利用的影响分析[D]. 武汉:华中师范大学,2009:28-35.

[7] Nyaupane G P, Poudel S. Linkages among biodiversity, livelihood, and tourism[J]. Annals of tourism research,2011,38(4):1344-1366.

[8] Getahun K, Van Rompaey A, Van Turnhout P, et al. Factors controlling patterns of deforestation in moist evergreen Afromontane forests of Southwest Ethiopia[J]. Forest Ecology and Management, 2013,304(4):171-181.

[9] Teka K, van Rompaey A, Poesen J. Assessing the role of policies on land use change and agricultural development since 1960s in northern Ethiopia[J]. Land Use Policy,2013,30(1):944-951.

[10] Henry A, Mabit L, Jaramillo R E, et al. Land use effects on erosion and carbon storage of the Río Chimbo watershed, Ecuador[J]. Plant and Soil,2013,367(1/2):477-491.

[11] Hañh D B. Contesting marginality: consumption, networks, and everyday practice among hmong girls in Sa pa, northwestern Vietnam [J]. Journal of Vietnamese Studies,2008,3(3):231-260.

业的影响[J]. 地理学报,2010,65(5):525-532.

[2] 宁晓菊,张丽君,杨群涛,等. 1951 年以来中国无霜期的变化趋势[J]. 地理学报,2015,70(11):1811-1822.

[3] 钱锦霞,张霞,张建新,等. 近 40 年山西省初终霜日的变化特征[J]. 地理学报,2010,65(7):801-808.

[4] 张山清,普宗朝,李景林,等. 气候变暖背景下新疆无霜冻期时空变化分析[J]. 资源科学,2013,35(9):1908-1916.

[5] 陈少勇,郑延祥,楼望萍,等. 中国西北地区初霜冻的气候变化特征[J]. 资源科学,2013,35(1):165-172.

[6] 许艳,王国复,王盘兴. 近 50 年中国霜期的变化特征分析[J]. 气象科学,2009,29(4):4427-4433.

[7] 王国复,许艳,朱燕君,等. 近 50 年我国霜期的时空分布及变化趋势分析[J]. 气象,2009,35(7):61-67.

[8] 吴燕锋,巴特尔·巴克,加依娜古丽·窝扎提汗,等. 石河子地区近 50 年霜期的变化特征[J]. 干旱区资源与环境,2014,28(9):173-178.

[9] 李辑,严晓瑜,王颖. 辽宁省近 50 年霜的气候变化特征[J]. 气象,2010,36(11):38-45.

[10] 李菲,李辑,管兆勇. 我国东北夏季气温年代际变化特征及与太平洋海温异常关系的研究[J]. 气象与环境学报,2010,26(3):19-26.

[11] 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.

[12] Dong R, Yu L, Liu G. Impact of tourism development on land - cover change in a matriarchal community in the Lugu Lake area[J]. The International Journal of Sustainable Development and World Ecology,2008,15(1):28-35.

[13] Job H, Paesler F. Links between nature - based tourism, protected areas, poverty alleviation and crises - the example of Wasini Island (Kenya) [J]. Journal of Outdoor Recreation & Tourism,2013,1/2:18-28.

[14] Forsyth T J. Tourism and agricultural development in Thailand[J]. Annals of Tourism Research,1995,22(4):877-900.

[15] Gaughan A E, Binford M W, Southworth J T, et al. And land transformations in the angkor basin, Cambodia [J]. Applied Geography,2009,29(2):212-223.

[16] Wang J Y, Liu Y S. Tourism - Led Land - Use changes and their environmental effects in the southern coastal region of Hainan island, China [J]. Journal of Coastal Research, 2013, 29 (5) : 1118 - 1125.

[17] 王秀兰,包玉海. 土地利用动态变化研究方法探讨[J]. 地理科学进展,1999,18(1):81-87.

[18] 旷倩煜. 南岳区土地利用变化与旅游发展的互动机理研究[D]. 长沙:湖南师范大学,2015.

[19] 张晓亮,陈艳. 基于 ANCOVA 模型的区域因素与权益资本成本关系研究[J]. 中国物价,2016(12):62-66.

[20] Hoang H T T, Vanacker V, van Rompaey A, et al. Changing human - landscape interactions after development of tourism in the northern Vietnamese Highlands[J]. Anthropocene,2014,5:42-51.