

# 黑龙江省冬季平均气温的 多层次递阶长期预报模型

韩志刚 汤兵勇

(黑龙江大学 黑龙江省应用数学研究所)

张恩恕 毛玉英

(黑龙江省气象台)

## 提 要

本文通过对冷暖冬年长期天气过程的初步分析,以实际预报验证效果比较好的相关因子为输入变量,运用文献[1]提出的多层次递阶预报方法,对冬季平均气温进行了长期预报,取得的效果较为满意。

## 一、引言

黑龙江省位于我国东北边疆,冬季异常冷暖对工农业生产和国防建设都有很大影响。因此,进行冬季平均气温的长期预报,是很必要的。

我们从1971年开始,运用“夏雨不透冬天冷”这条科学的天气谚语,适当选取输入变量(相关因子),用二元和三元点聚图方法<sup>[4]</sup>,曾进行了1971—1981年十一年冬季冷暖趋势的实际预报,其中有九年预报趋势正确,两年偏差较大。特别值得指出的是,对五年异常暖冬和一年异常冷冬的预报,全部正确,效果较为满意。

然而这种可应用的预报方法以及一般常用的多元回归分析预报方法,还存在着一定的局限性,其主要表现是在实际应用时,往往产生较大的预报误差,造成个别年份的冷暖趋势不够正确;若将预报时效增大为两三年以上,则这种误差会增大得很快。这类现象之所以发生,除了与输入变量的选取有关外,其重要原因之一是在预报过程中,用固定参数模型来预报一个时变参数系统的状态,较大的预报误差必然会产生,并随着预报时效的增长而加大。

为了进一步改进上述方法,克服存在的缺陷,我们在本文中应用文献[1]提出的多层次递阶预报方法,对冬季平均气温进行了长期预报。这种新方法的基本特点是把预报问题分成为对系统的时变参数进行预报以及在此基础上对系统的状态(或输出)进行预报两部分。通过1971—1981年十一年数值计算的实践表明,由于在预报过程中充分考虑到系统的时变特性,预报趋势准确率和精度可以大为提高。

1982年12月13日收到,1983年6月2日收到再改稿。

## 二、从夏到冬大气过程的初步分析及输入变量的选取

我省流传着“夏雨不透冬天冷”这条天气谚语，它的意思就是夏季少雨对应冬季气温偏低。通过普查，发现用全年最大降水月——七月的降水量多少代表夏雨透与不透，对应冬季平均气温有较好的关系。

经过适当分等级对比，从1954—1970年17年中，七月降水量偏少对应11月至2月

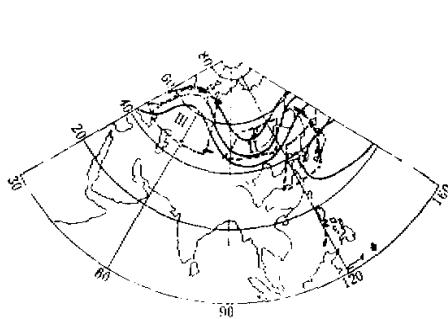


图1 黑龙江省夏季多雨环流形势示意图  
虚线框I为贝加尔湖区，II为副高区，III为乌拉尔山区

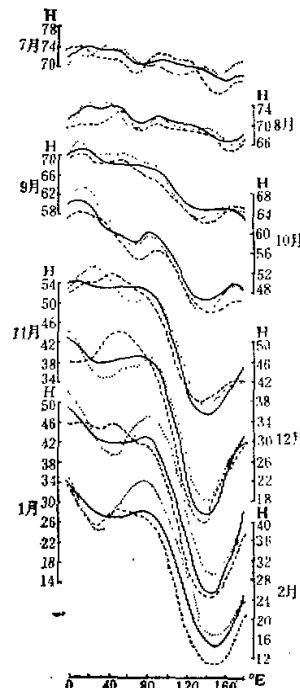


图2 冷暖冬年 50°N, 0°-180°E 500  
百帕高度廓线逐月演变图  
实线为多年平均，虚线为冷冬年，点线为暖  
冬年

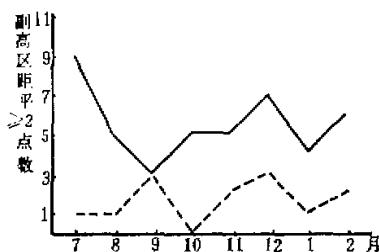


图3 副高区逐月演变曲线  
实线为暖冬年，虚线为冷冬年

冷冬趋势为6/7；反之，七月降水量偏多对应11月至2月暖冬趋势为4/5。这表明，“夏雨不透冬天冷”这条谚语粗略地反映了夏雨多少与冬季暖冷之间有较好的对应关系。

我省的实践经验表明，黑龙江省夏季多雨的环流形势（见图1）为：在欧亚500百帕高度场上，中高纬环流为两脊一槽型，即乌拉尔山和鄂霍次克海为高压脊（阻塞高压），低压槽在贝加尔湖附近；北太平洋副热带高压偏强、偏北。我省处于贝加尔湖低压和副热带高压之间的平均锋区控制之下，有利于夏季雨。而夏季少雨的环流形势则与之相反，中高纬环流为两槽一脊型，副热带高压偏弱、偏南；或者贝加尔湖低压槽和副热带高压中有一

个不满足多雨的条件。

为了分析环流的长期演变过程, 我们绘制了冷暖冬年  $50^{\circ}\text{N}$ 、 $0\text{--}180^{\circ}\text{E}$  500 百帕高度廓线逐月演变图(图2)。从图中可以看出, 在冷冬年有如下特征:

(1) 在东欧至乌拉尔山东侧( $30\text{--}70^{\circ}\text{E}$ ) 7—8月为负距平; 9—10月这个区间的西部出现正距平; 11—1月整个区间为正距平, 12月正距平最大; 2月西部出现负距平。也就是说, 7—8月为超长波槽, 9—10月调整, 11—2月为超长波脊。

(2) 蒙古北部至黑龙江省北部( $90\text{--}130^{\circ}\text{E}$ ) 7月为正距平, 8月变为负距平, 并一直持续到2月。即7月超长波脊, 8月以后处于东亚大槽的后部, 并逐渐比历年偏深, 黑龙江省出现冷冬天气。

暖冬年距平分布和演变正好相反, 这从图2中即可看出。

图3给出副高区从夏到冬的演变, 这个区正是冬季东亚大槽的底部。可看出冷暖冬年差异很明显: 冷冬年从夏到冬持续偏弱; 暖冬年相反, 副高区持续偏强。

于是, 我们分别取图1中I、II、III区每年各自的强弱指数为输入变量  $u_1$ 、 $u_2$ 、 $u_3$ ; 由夏季降水量与冬季平均气温的密切关系, 我们另取当年夏季(6—8月)的降水量为输入变量  $u_4$ 。

### 三、预报系统的数学模型及预报方法

由上节选取的输入变量  $u_1$ 、 $u_2$ 、 $u_3$ 、 $u_4$ , 及其与冬季平均气温较密切的线性相关关系, 根据掌握的历史数据, 可确定冬季平均气温长期预报系统的数学模型为受控(加输入)的自回归模型(cAR), 其形式为:

$$y(k) = \alpha_1(k)y(k-1) + \alpha_2(k)y(k-2) + \beta_1(k)u_1(k) + \beta_2(k)u_2(k) \\ + \beta_3(k)u_3(k) + \beta_4(k)u_4(k) + \epsilon(k) \quad (1)$$

式中  $k$  是离散的流动时间,  $y(k)$  是时刻  $k$  的冬季平均气温,  $u_1(k)$ 、 $u_2(k)$ 、 $u_3(k)$ 、 $u_4(k)$  都是时刻  $k$  可观测的输入,  $\epsilon(k)$  是零均值的白噪声。 $\alpha_1(k)$ 、 $\alpha_2(k)$ 、 $\beta_1(k)$ 、 $\beta_2(k)$ 、 $\beta_3(k)$ 、 $\beta_4(k)$  皆为时变参数。

若置

$$\varphi^T(k) = [y(k-1), y(k-2), u_1(k), u_2(k), u_3(k), u_4(k)]$$

$$\theta^T(k) = [\alpha_1(k), \alpha_2(k), \beta_1(k), \beta_2(k), \beta_3(k), \beta_4(k)]$$

则(1)式可以写成:

$$y(k) = \varphi(k)^T \theta(k) + \epsilon(k) \quad (1^*)$$

由文献[1]可以建立系统(1)((1\*))时变参数跟踪公式如下:

$$\hat{\theta}(k) = \hat{\theta}(k-1) + \frac{\delta}{\rho(k)^T \varphi(k)} \varphi(k) \{y(k) - \varphi(k)^T \hat{\theta}(k-1)\} \quad (2)$$

式中  $\hat{\theta}(k-1)$  表示  $\theta(k-1)$  的估值,  $\delta$  是适当选取的常数, 文献[2]已经证明, 在系统(1)这样的线性情形下, 只需取  $\delta=1$  即可。

于是, 我们给定参数初值  $\hat{\theta}(0)$  后(关于初值  $\hat{\theta}(0)$  的选取问题可见文献[1]), [1][1]已证, 不管如何选取初值都能很快使  $\hat{\theta}(k)$  收敛到参数真值  $\theta(k)$ , 由历史数据, 运用跟

踪公式(2), 可得到一系列参数估值:

$$\hat{\theta}(1), \hat{\theta}(2), \dots, \hat{\theta}(N) \quad (N \text{ 是观测数据组数})$$

对参数估值序列  $\{\hat{\theta}(k)\}$  进行分析, 寻找其规律, 通过适当的数学手段, 建立其所满足的预报模型, 例如多层自回归 (AR) 模型及一般的预报误差模型等(这方面的详细讨论可见文献[1]及[5]). 由参数预报模型对参数进行预报, 可得到向前一步的预报估值  $\hat{\theta}^*(N+1)$ , 进而可以确定  $y(k)$  向前一步的预报公式为:

$$y(N+1/N) = \varphi(N+1)^T \hat{\theta}^*(N+1) \quad (3)$$

即:

$$\begin{aligned} y(N+1/N) = & \hat{\alpha}_1^*(N+1)y(N) + \hat{\alpha}_2^*(N+1)y(N-1) + \hat{\beta}_1^*(N+1)u_1(N+1) \\ & + \hat{\beta}_2^*(N+1)u_2(N+1) + \hat{\beta}_3^*(N+1)u_3(N+1) \\ & + \hat{\beta}_4^*(N+1)u_4(N+1) \end{aligned}$$

#### 四、实际计算结果

我们现已掌握 1954—1981 年的有关历史数据如下表(表 1):

表 1 黑龙江省冬季平均气温有关历史数据表

k	年	y(k)	$u_1(k)$	$u_2(k)$	$u_3(k)$	$u_4(k)$	k	年	y(k)	$u_1(k)$	$u_2(k)$	$u_3(k)$	$u_4(k)$
1	1954	-16.0	4	2	8	205.8	15	1968	-18.0	0	1	1	285.2
2	1955	-15.9	11	3	7	333.1	16	1969	-18.8	4	1	5	384.8
3	1956	-18.0	5	2	5	370.6	17	1970	-16.1	4	2	7	250.6
4	1957	-16.1	11	1	7	400.0	18	1971	-15.3	12	1	8	308.7
5	1958	-14.6	12	5	10	254.0	19	1972	-17.3	12	0	8	312.1
6	1959	-16.1	12	4	14	379.2	20	1973	-16.3	9	7	10	325.5
7	1960	-17.5	4	8	7	368.5	21	1974	-16.9	5	3	6	300.1
8	1961	-14.5	12	8	12	386.7	22	1975	-14.4	11	0	9	284.8
9	1962	-15.8	8	4	12	379.2	23	1976	-19.6	8	0	5	255.0
10	1963	-16.2	8	6	11	376.1	24	1977	-17.6	4	6	7	323.0
11	1964	-17.6	4	8	7	344.2	25	1978	-15.5	9	7	11	305.3
12	1965	-18.2	8	1	6	352.0	26	1979	-16.9	2	1	5	244.3
13	1966	-16.7	11	3	12	381.9	27	1980	-14.4	0	0	2	295.8
14	1967	-16.6	11	0	11	289.8	28	1981	-14.9	7	9	20	452.1

对系统(1), 先取观测数据组数  $N = 17$  (即取 1954—1970 年数据), 预报  $y(N+1) = y(18)$  (即预报 1971 年的冬季平均气温). 由历史数据, 取时变参数初值为:

$$\alpha_1(0) = 0.3, \alpha_2(0) = 0.2, \beta_1(0) = 0.2, \beta_2(0) = 0.1, \beta_3(0) = 0.2, \beta_4(0) = 0.2.$$

然后由跟踪公式(2), 可得到时变参数的一系列估值如下表(表 2):

对时变参数估值序列  $\{\hat{\alpha}_i(k)\}, \{\hat{\beta}_j(k)\}$  ( $i = 1, 2; j = 1, 2, 3, 4$ ) 进行分析, 可用“多层 AR 模型预报算法”(见文献[1]及[5]) 分别确定它们的预报公式为:

$$\left\{ \begin{array}{l} \hat{\alpha}_i^*(N+1) = 0.3\hat{\alpha}_i(N) + 0.2\hat{\alpha}_i(N-1) + 0.2\hat{\alpha}_i(N-2) \\ \quad + 0.2\hat{\alpha}_i(N-3) + 0.1\hat{\alpha}_i(N-4) \quad (i = 1, 2) \\ \hat{\beta}_j^*(N+1) = 0.3\hat{\beta}_j(N) + 0.2\hat{\beta}_j(N-1) + 0.2\hat{\beta}_j(N-2) \end{array} \right.$$

$$\left\{ \begin{array}{l} + 0.2\hat{\beta}_j(N-3) + 0.1\hat{\beta}_j(N-4) \quad (j=1, 2, 3) \\ \hat{\beta}_4^*(N+1) = 0.199\hat{\beta}_4(N) + 0.2034\hat{\beta}_4(N-1) + 0.1553\hat{\beta}_4(N-2) \\ + 0.1545\hat{\beta}_4(N-3) + 0.105\hat{\beta}_4(N-4) + 0.1028\hat{\beta}_4(N-5) \\ + 0.103\hat{\beta}_4(N-6) \end{array} \right. \quad (4)$$

表2 时变参数估值表

$k$	$\hat{\alpha}_1(k)$	$\hat{\alpha}_2(k)$	$\hat{\beta}_1(k)$	$\hat{\beta}_2(k)$	$\hat{\beta}_3(k)$	$\hat{\beta}_4(k)$
3	0.3099	0.2100	0.1969	0.0988	0.1969	-0.0323
4	0.3097	0.2098	0.1970	0.0988	0.1970	-0.0271
5	0.3107	0.2109	0.1963	0.0985	0.1964	-0.0418
6	0.3104	0.2106	0.1965	0.0985	0.1966	-0.0361
7	0.3103	0.2105	0.1965	0.0986	0.1966	-0.0336
8	0.3101	0.2103	0.1967	0.0987	0.1968	-0.0290
9	0.3102	0.2104	0.1966	0.0987	0.1967	-0.0315
10	0.3103	0.2105	0.1966	0.0986	0.1966	-0.0334
11	0.3104	0.2106	0.1965	0.0986	0.1966	-0.0354
12	0.3104	0.2106	0.1966	0.0986	0.1966	-0.0346
13	0.3102	0.2104	0.1966	0.0986	0.1967	-0.0319
14	0.3108	0.2110	0.1963	0.0986	0.1964	-0.0410
15	0.3103	0.2106	0.1963	0.0986	0.1964	-0.0338
16	0.3102	0.2104	0.1963	0.0986	0.1964	-0.0301
17	0.3105	0.2108	0.1963	0.0986	0.1963	-0.0352

于是,由公式(4)及(3),便可得到:

$$\begin{aligned} \hat{y}(18) &= \hat{\alpha}_1^*(18)y(17) + \hat{\alpha}_2^*(18)y(16) + \hat{\beta}_1^*(18)u_1(18) + \hat{\beta}_2^*(18)u_2(18) \\ &\quad + \hat{\beta}_3^*(18)u_3(18) + \hat{\beta}_4^*(18)u_4(18) \\ &= 0.3104 \times (-16.1) + 0.2107 \times (-18.8) + 0.1964 \times 12 \\ &\quad + 0.0986 \times 1 + 0.1964 \times 8 - 0.0361 \times 308.7 = -16 \end{aligned}$$

再取  $N = 18, 19, \dots, 27$ , 类似地,重复进行以上的一系列步骤,就可得到  $\hat{y}(19), \hat{y}(20), \dots, \hat{y}(28)$ 。现将计算结果及其与真实值的误差综合如下表(表3):

表3 多层递阶预报法预报结果及其误差

$k$	年	$\hat{y}(k)$	$y(k)$	$\delta$	$\nabla$	$\hat{y}(k)$ 距平值	$y(k)$ 距平值	趋势评定
18	1971	-16.0	-15.3	-0.7	4.6%	0.6	1.3	✓
19	1972	-17.6	-17.3	-0.3	1.7%	-1.0	-0.7	✓
20	1973	-16.3	-16.3	0	0	0.3	0.3	✓
21	1974	-16.9	-16.8	-0.1	0.0%	-0.3	-0.2	✓
22	1975	-14.3	-14.4	0.1	0.7%	2.3	2.2	✓
23	1976	-18.9	-19.6	0.7	3.6%	-2.3	-3.0	✓
24	1977	-17.8	-17.6	-0.2	1.1%	-1.2	-1.0	✓
25	1978	-15.7	-15.5	-0.2	1.3%	0.9	1.1	✓
26	1979	-16.9	-16.9	0	0	-0.3	-0.3	✓
27	1980	-15.3	-14.4	-0.9	6.3%	1.3	2.2	✓
28	1981	-14.4	-14.9	0.5	3.4%	2.2	1.7	✓

其中  $\hat{y}(k)$  为预报值,  $y(k)$  为真实值,  $\delta = \hat{y}(k) - y(k)$  为残差,  $\nabla = \left| \frac{\delta}{y} \right|$  为相对误差。冬季平均气温历年平均值为  $-16.6^{\circ}\text{C}$ 。趋势评定中, “ $\checkmark$ ” 为正确, “ $\times$ ” 为不正确。

为了进行比较, 下面将其与三元点聚图方法及多元回归分析方法试报的结果一并列于表 4:

表 4 三种预报方法试验预报结果比较表

k	年	$y(k)$	$\hat{y}(k)$ (预报值)			$\nabla$ (相对误差)			预报趋势评定		
			A	B	C	A	B	C	A	B	C
18	1971	-15.3	-16.0	-16.0	-15.6	4.6%	4.6%	2.0%	$\checkmark$	$\checkmark$	$\checkmark$
19	1972	-17.3	-17.6	-16.0	-16.6	1.7%	7.5%	4.0%	$\checkmark$	$\times$	$\checkmark$
20	1973	-16.3	-16.3	-16.0	-15.9	0	1.8%	2.5%	$\checkmark$	$\checkmark$	$\checkmark$
21	1974	-16.8	-16.9	-17.0	-16.9	0.6%	1.2%	0.6%	$\checkmark$	$\checkmark$	$\checkmark$
22	1975	-14.4	-14.3	-15.5	-16.7	0.7%	7.6%	16.0%	$\checkmark$	$\checkmark$	$\times$
23	1976	-19.6	-18.9	-18.0	-16.4	3.6%	8.2%	16.3%	$\checkmark$	$\checkmark$	$\times$
24	1977	-17.6	-17.8	-17.5	-16.6	1.1%	0.6%	5.7%	$\checkmark$	$\checkmark$	$\checkmark$
25	1978	-15.5	-15.7	-16.0	-14.3	1.3%	3.2%	7.7%	$\checkmark$	$\checkmark$	$\checkmark$
26	1979	-16.9	-16.9	-17.5	-18.0	0	3.6%	6.5%	$\checkmark$	$\checkmark$	$\checkmark$
27	1980	-14.4	-15.3	-18.0	-19.0	6.3%	25.0%	31.9%	$\checkmark$	$\times$	$\times$
28	1981	-14.9	-14.4	-14.5	-15.4	3.4%	2.7%	3.4%	$\checkmark$	$\checkmark$	$\checkmark$

注: A—多层次递阶预报方法, B—三元点聚图方法, C—多元回归分析方法。

从表 4, 比较三种预报结果, 可知: 多元回归分析方法预报趋势准确率为  $8/11$ , 平均相对误差为 9.3%; 三元点聚图方法趋势准确率达  $9/11$ , 平均相对误差为 6%; 而多层次递阶预报方法趋势准确率可达  $11/11$ , 平均相对误差仅为 2.1%。

## 五、结 束 语

由以上结果可以看出:

- 运用“多层次递阶预报方法”进行冬季平均气温的长期预报, 对于提高预报的趋势准确率和精度, 有很大的促进作用, 充分体现了这种方法的优越性。
- 以“夏雨不透冬天冷”为线索找到的夏雨和环流相关因子, 不但验证关系好, 而且长时间实际预报效果也好, 并能较好地报出异常冷暖冬的趋势。
- 冷(暖)冬一般是由夏季少(多)雨环流形势演变过来的。 $30-70^{\circ}\text{E}$  由负(正)距平变为正(负)距平,  $90-130^{\circ}\text{E}$  由正(负)距平变为负(正)距平, 而副高区持续为负(正)距平, 造成冬季东亚大槽偏强(弱)。

## 参 考 文 献

- [1] 韩志刚, 动态系统预报的一种新方法, 自动化学报, 第二期, 1983.
- [2] 韩志刚, 动态系统时变参数的辨识,(待发表).
- [3] Han, Z. G. A Recursive Estimates Method of the Nonlinear Stochastic System Parameter and Its Convergence Analysis «6-th IFAC Symposium on Identification and System Parameter Estimation» Washington, D. C., 1984.

gton, D. C. June, 1982.

[4] 江苏省常熟气象站,以农谚为基础制作中期预报,气象学报,第一期, p66~76, 1966.

[5] 汤兵团,关于动态系统时变参数的预报算法,黑龙江大学自然科学学报,第一期, 1983.

## MULTILEVEL RECURSION LONG-RANGE FORECASTING MODEL OF MEAN TEMPERATURE IN WINTER OF HEILONGJIANG PROVINCE

Han Zhigang Tang Bingyong

(The Institute of Applied Mathematics of Heilongjiang Province, Heilongjiang University)

Zhang Enshu Mao Yuying

(The Meteorological Observatory of Heilongjiang Province)

### Abstract

In this paper, applying the fundamental theory of multilevel recursion and taking input variables from the correlation factors which are satisfactorily verified by forecast, we have proposed a new method for long-range forecasting of mean temperature in winter, based on the preliminary analysis of long-range weather processes in cold and warm winters.