

武汉年平均气温的灰色预测*

梁 健 洪

(华中农业大学气象教研室)

提 要

本文利用武汉80年的年平均气温资料,在对气温时间序列进行谱分析的基础上,利用灰色系统中的二阶动态预测模型——GM(2,1),对武汉气温未来的变化趋势进行了分析。得出武汉仍将处于偏冷期,预计90年代初开始转为回升,下世纪第10年后出现明显偏暖。

一、引 言

自本世纪70年代以来,全球气候变化异常,气温波动很大。一时间众说纷纭,有人说气候正在变暖;也有人说气候正在变冷,已进入小冰期。对于我国的气温变化就有截然不同的两种观点。张先恭等〔1〕认为本世纪以20—40年代最暖,40年代以后一直偏冷;屠其璞〔2〕、李丽云等〔3〕则认为70年代以来又是一明显的增暖期。因此,未来气候变化究竟如何就成为人们特别关注的问题。

武汉地处华中,这里是我国农业生产的重要地区,未来的气候变化,尤其是气温高低对我国农业生产的长远规划和生产布局影响很大。据章基嘉等〔4〕的分析,武汉的气象资料与华中地区各站相关性很高,因此我们以武汉为代表,分析本世纪气温的变化并预测未来的趋势。

按照灰色系统的理论,信息部分明确、部分不明确的系统称为灰色系统。气温的变化受多个因子影响,有些因子作用明显,机理清楚;有些因子属于统计结果,其作用大小、内在机制等均模糊不清;还有一些因子我们根本就无法知道。因此,气温的变化就是一个典型的灰色系统问题。为了既能避开

影响气温变化的各个复杂因子,又能较客观地揭示气温的内在变化规律,我们用灰色系统方法对它进行分析和研究。

为了弥补缺测的资料,我们用最小二乘法对武汉1941—1946年的各年平均气温值进行了插补。然后对1905—1984年这一完整的温度时间序列进行功率谱分析和阶段分析,得出武汉气温变化具有40年左右的周期。在1905—1984年中可分为五段,其中1905—1918、1950—1957、1962—1984年为偏冷期;1919—1949、1958—1961年为偏暖期。

由于常用的灰色预测模型——GM(1,1)随时间变化过程是单增或单减的,无法反映气温变化的振荡性和周期性,因此我们对气温时间序列建立了二阶的GM(2,1)动态模型。所得模型的计算值与原始数据极为接近,二者的关联度高达0.8075。用该模型预测,并经灰色灾变预测方法检验,武汉目前仍将处于偏冷期,期望在本世纪90年代初达到最低点后出现转折,气温逐步回升,下世纪的第一个10年后变为偏暖期。

二、资料处理

研究气候的变化,资料年代越长,越能反映气候的真实情况。武汉的温度观测始于

* 王炳庭老师帮助审阅了初稿,在此致谢。

1905 年, 因抗日战争 1938 年和 1941—1946 年中断。根据邻近地区天气形势和气象要素密切相关的原理, 我们利用邻近站点的资料进行插补。建国后站点固定、标准统一、资料准确性高, 故利用 1951—1980 年 30 年的气温资料分别建立了武汉年平均温度 (y) 与芷江和成都年平均温度 (x_1, x_2) 的回归方程。

$$y = 2.0351 + 0.8654x_1 \quad (1)$$

相关系数 $r = 0.7090$, 经检验达极显著标准 ($n = 30$ 、信度 $\alpha = 0.01$ 时, 相关系数的检验值 $r_{0.01} = 0.46$), 所以回归方程是有效的。

$$y = 8.3984 + 0.4873x_2 \quad (2)$$

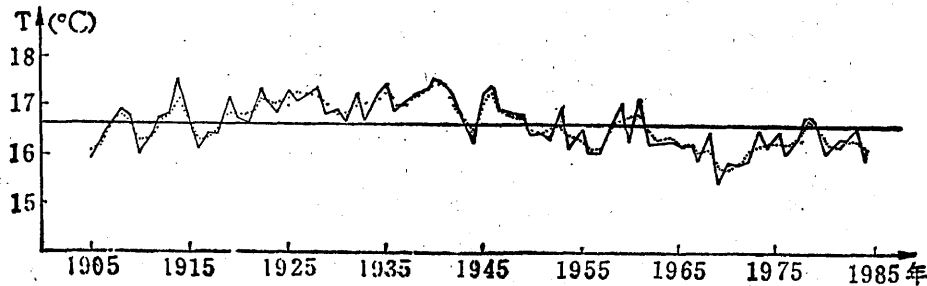
相关系数 $r = 0.3815$, 也达到了显著标准 ($n = 30$ 、信度 $\alpha = 0.05$ 时, 相关系数的检验值 $r_{0.05} = 0.36$)。

根据 (1)、(2) 式和芷江、成都 1941—1946 年的逐年平均气温计算的结果列于表 1。由表可见, 两个方程所得结果基本趋势相同, 因为芷江距武汉较近, 相关系数达极显著, 故选用由芷江气温进行插补的结果作为武汉 1941—1946 年的各年平均气温。

表 1 武汉气温的插补值 (单位: $^{\circ}\text{C}$)

	1941	1942	1943	1944	1945	1946
(1) 式	17.4	17.1	16.7	16.2	17.2	17.4
(2) 式	17.1	16.9	16.7	16.5	16.7	17.1

1938 年芷江观测资料不全, 没有年平



附图 武汉年平均气温曲线
(实线: 原始值, 虚线: 平滑值, 水平线: 平均值)

均气温, 对此我们将武汉 1937 和 1939 年的温度平均作为 1938 年的平均气温。

上述直线回归插补方法难免带有一定的人为性, 为检验它的可靠程度, 我们将未经插补的温度序列的平均值与插补后的平均值进行比较。武汉未经插补的 1906—1937、1939—1940、1947—1984 年 73 年的平均值为 16.58°C , 而插补后的 1905—1984 年 80 年的平均值为 16.62°C , 仅仅只相差 0.04°C 。从表 1 可见, 1941—1946 年的值基本上均高于上述两个平均值, 也就是说这几年属偏暖年, 这与文献 [1]、[2]、[3] 的分析结果均相同, 由此说明上述插补数据是基本可信的。

三、长期变化规律分析

气温的变化可以是逐年上升、逐年降低、时高时低或具有某种周期性和波动性。确定武汉气温变化的规律是我们建立灰色预测模型的基础。对气温原始序列进行直观分析, 可以发现武汉气温变化具有一定的规律性 (附图)。20—40 年代明显偏高, 而 60、70 年代明显偏低。为了寻找其准确的周期, 我们对武汉 1905—1984 年的年平均气温时间序列进行了功率谱分析。资料年代 $N = 80$, 取最大后延时刻 $m = N/4 = 20$ 。计算结果列于表 2。

由于该序列落后一个时刻的自相关系数 $r(1) = 0.5140$, 根据红、白噪音过程的判

据 (5) $r_0 = \frac{-1 + 1.645\sqrt{n-2}}{n-1}$, 当 $n =$

表2 武汉气温序列的功率谱分析结果
(l —后延时刻, T_1 —对应的周期年数, s_1 —功率谱密度)

l	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
T_1	∞	40.0	20.0	13.3	10.0	8.0	6.7	5.7	5.0	4.4	4.0
s_1	0.201	0.251	0.068	0.035	0.015	0.023	0.065	0.060	0.034	0.022	0.013

l	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
T_1	3.6	3.3	3.1	2.9	2.7	2.5	2.4	2.2	2.1	2.0
s_1	0.018	0.022	0.016	0.016	0.033	0.037	0.022	0.020	0.021	0.009

80 时, $r_c = 0.1712$, 故 $r(1) > r_c$ 应作为红噪声过程进行检验。

从表 2 可见, 最大功率谱密度对应的周期为 40 年, 其红噪声过程显著性检验的判

别值 $s_1 = \bar{s}_1 \left(\frac{\chi^2_{0.05}}{\nu} \right) = 0.257$, 而实际谱密度

值 $s_1 = 0.251$, 两者非常接近。由于 s_1 是谱密度中最大的, 所以认为武汉气温变化存在有较为明显的 40 年周期。除 $l=0$ 外, 其余的谱密度与 s_1 相比均非常小, 可见该周期比较突出。

气温高于平均值的年分, 我们称之为偏暖年; 气温低于平均值的年份, 称之为偏冷年(见附图)。我们用阶段分析方法, 对武汉气温时间序列进行分段。具体做法是首先将气温原始序列化为距平序列, 然后根据距平的分布情况, 将其分为几个阶段, 并对每一种分法计算下列各值:

$$P = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij} \right)^2,$$

$$Q = \sum_{i=1}^m \frac{1}{n_i} \left(\sum_{j=1}^{n_i} x_{ij} \right)^2, \quad R = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij}^2 \quad (3)$$

并按下式进行 F 检验:

$$F(m-1, n-m) = \frac{Q-P}{R-Q} \cdot \frac{n-m}{n-1} \quad (4)$$

式中 n 为资料年代, m 为所分的阶段数, $n_i (i=1, 2, \dots, m)$ 为第 i 段的年数。经 F 检验后, 取 F 值最大, 且达到显著水平的那种方法, 然后具体确定每段的起

始界限。

经过以上分析得出武汉 1905—1984 年的年平均温度序列分为五段 F 值最大, 且达到极显著标准。在这五段中, 1905—1918、1950—1957、1962—1984 年为偏冷期; 1919—1949、1958—1961 年为偏暖期。这个结果正好是两个峰值、两个谷值(首尾谷值属同一个), 与前面的功率谱分析结果非常吻合, 由此说明武汉气温确实存在有准 40 年的周期。

在五个冷暖时段中, 以 1919—1949 年的偏暖期(31 年)和 1962—1984 年的偏冷期(23 年)最为明显。前者在我国各地以及整个北半球都存在, 只是长短、强度稍有不同。后者各地的反映差异较大。其余三个冷暖期相对逊色, 且气温波动大, 只平均情况是偏冷或偏暖。

四、建模和预测

前已略述, 气温的变化是一个典型的灰色系统问题, 用灰色系统的方法进行研究就可以避开那些复杂的影响因子, 达到揭示气温自身变化规律的目的。传统的建模方法, 只限于差分方程和离散模型, 而灰色系统建立的模型是微分方程的时间连续模型, 用此方法研究更能揭示气温变化的实质。

我们选用可以反映非单调的动态变化的 GM(2, 1) 模型〔6〕对武汉年平均气温进行预测。

GM(2, 1) 模型相应的微分方程为:

$$\frac{d^2 x^{(1)}}{dt^2} + a_1 \frac{dx^{(1)}}{dt} + a_2 x^{(1)} = u \quad (5)$$

时间响应函数:

$$\hat{x}_1^{(1)}(t) = c_1 e^{\lambda_1 t} + c_2 e^{\lambda_2 t} + \frac{u}{a_2} \quad (6)$$

用最小二乘法求解系数向量 $\hat{a} = [a_1, a_2, u]^T$, 然后求解系数微分方程的系统特征根 r_1, r_2 , 根据 r_1, r_2 的变化情况, 得出相应的系统响应方程和时间响应函数。

(5) 式中 $x^{(1)}$ 为原始气温时间序列 ($x^{(0)}$) 经一次累加所得的生成序列。累加公式为:

$$x^{(1)}(i) = \sum_{j=1}^i x^{(0)}(j) \quad (i=1, 2, \dots, N) \quad (7)$$

为了提高精度, 在对生成序列建模以后, 再进行一次残差建模, 最后的生成模型为:

$$\begin{aligned} \hat{x}(t+1) = & -11664.8669e^{-1.5585 \times 10^{-3}t} \\ & + 26.7587e^{-0.0702t} \\ & + 10.4054e^{0.0210t} \\ & - 53.8510e^{-0.0151t} \\ & - 1.0445t + 11697.4538 \end{aligned} \quad (8)$$

式中 t 为年份, 将 $t=1, 2, \dots, N$ 代入 (8) 式即可得到计算值 $\hat{x}^{(1)}(t)$ ($i=1, 2, \dots, N$), 再根据下列公式:

$$\hat{x}^{(0)}(i) = \hat{x}^{(1)}(i) - \hat{x}^{(1)}(i-1) \quad (9)$$

$$e(i) = \hat{x}^{(0)}(i) - x^{(0)}(i) \quad (i=1, 2, \dots, N) \quad (10)$$

即可得到根据模型计算的武汉气温序列 ($\hat{x}^{(0)}$) 和残差 (e) 序列。

结果表明, 残差小于 0.5°C 的占 77%, 最大相对误差仅 7.7%。经后验差检验, 方差比 $C=0.4821$, 小误差概率 $P=0.8987^{**}$, 均达到合格标准。据模型计算的数据与原始数据的关联度 $s=0.8075$, 已具相当精度, 而且计算所得温度序列对最长冷暖期的起始时间也拟合得很好。

诚然, 用该模型进行每年的平均气温预报是不理想的, 但从模型计算所得温度序列的周期变化来看, 用此来作冷暖期预测还是可行的。为此, 我们用 (8) 式对未来 36 年的武汉气温进行了预测。结果表明, 武汉气温仍将处于偏冷期, 本世纪 90 年代初, 目前持续的偏冷期将达到最低点, 此后气温转为回升, 到下个世纪的第 12 年左右, 气温将高于现在的平均气温 (16.6°C), 出现明显的回暖。

为了检验预测的效果, 我们用灰色灾变预测方法 [7] 进行了比较。首先将武汉气温序列按

$$\begin{cases} x'(i) = 0.54x(i) + 0.23[x(i-1) \\ \quad + x(i+1)] \quad i=2, 3, \dots, n-1 \\ x'(1) = 0.54x(1) + 0.46x(2) \\ x'(n) = 0.54x(n) + 0.46x(n-1) \end{cases} \quad (11)$$

进行平滑, 然后将气温平滑值以年份为横坐标, 温度为纵坐标绘成曲线 (见附图), 以曲线与气温等于 16.6°C 的水平线相交的点所对应的年份组成一新的序列 (以 1901 年为起点):

7, 9, 12, 15.3, 18, 43.5, 44.2, 49.3, 58, 61.7, 77.8, 79

由于该序列是由小到大单纯增加的, 因此采用 GM(1, 1) 模型进行计算。所得模型为:

$$\hat{x}(t+1) = 93.2840e^{0.1694t} - 86.2840 \quad (12)$$

再按 (9) 式即可得到用模型计算的 $\hat{x}^{(0)}$ 值。该模型的方差比 $C=0.1554$, 小误差概率 $P=1$, 表明该模型精度很高, 残差与原始数值相比必然是小误差, 达到极好标准。关联度 $s=0.6667$ 。用 (12) 式进行预测, 未来气温曲线第一次经过平均值的年份为下世纪的第 11 年。由于我们是选用气温平滑曲线通过平均值的年份作为原始序列, 在两个年份之间气温不是偏暖就是偏冷, 且

.. 方差比 $C = \frac{s_2}{s_1}$, 小误差概率 $P = p \{ |e(i) - \bar{e}| < 0.6745s_1 \}$, 式中 s_1 —原始气温序列方差, s_2 —残差方差, $e(i)$ —残差, 由 (10) 计算, $\bar{e}$ —残差均值。C 越小, P 越大, 效果越好。

按照冷暖相间的顺序排列。在原始序列中，最后一个年份刚好是气温由暖到冷的转变时刻，因此在它与第一个预测值之间应是偏冷期，也就是说从 1979 年以后直到下世纪的前 10 年一直是偏冷期。到 1987 年为止的武汉气温资料已证实了这一点，而上面 GM(2, 1) 模型的预测结果也与此非常吻合，反过来也说明 GM(2, 1) 模型的预测结果是比较可信的。

综上所述，我们可得出以下结论：

1. 武汉气温存在有较为明显的准 40 年周期，就本世纪而言，较长的暖、冷期分别是 20—40 年代和 60—80 年代，其余时间气温波动很大，冷暖持续期较短。

2. 经模型预测，武汉气温在本世纪内仍将处于偏冷状态，期望在 90 年代初降至最低后开始回升，下世纪的第一个 10 年后转为明显偏暖。

GM(2, 1) 模型确实能反映气温的波动情况，但对一些很小的波动则无能为力，因此无法进行每年的气温预报。倘若求解出微分方程的两个特征根为复数，可能效果更好。

参考文献

- [1] 张先恭等，本世纪我国气温变化的某些特征，气象学报，Vol.40, No.2, 1982.
- [2] 屠其璞，近百年我国气温变化的趋势与周期，南京气象学院学报，No.2, 1984.
- [3] 李丽云，中国东部沿海近百年来的气候变化，中国科学(B辑)，No.6, 1986.
- [4] 章基嘉等，我国近代气候振动的若干事实及其成因的初步分析，南京气象学院学报，No.2, 1979.
- [5] 黄嘉佑等编著，气象中的谱分析，气象出版社，1984.
- [6] 邓聚龙著，灰色控制系统，华中工学院出版社，1985.
- [7] 邓聚龙著，灰色系统基本方法，华中工学院出版社，1987.

The grey forecast of annual mean temperature in Wuhan City

Liang Jianhong

(Huazhong Agricultural University)

Abstract

In this paper, a grey model—GM(2, 1)—is described. Based on the annual mean temperature data of 1980 in Wuhan City, the model is used to forecast the temperature tendency in the city. The result shows that the temperature would be still below the mean value in the near future and appear to turn higher at the beginning of 1990s. When the second decade of the next century is coming, Wuhan City would be warmer than now.