

北京地区气温诊断分析

谢 庄 李 慧

(北京市气象局, 北京 100081)

提 要

本文讨论了北京地区百余年气温的变化特征,依据加法模型理论,提出了一种气候诊断和预测方法——逐步回归多重因子方法,其优点在于将序列的周期因子、谱成分及外界气候振动因子同时引入回归模型中。这一方法,对单序列的气候诊断和预测具有明显效果。

关键词: 气温;诊断;预测。

一、引 言

80年代以来,全球平均气温升高,出现了明显的增暖趋势,引起社会各界的极大关注,许多学者致力于此项研究。北京是我国的政治、经济、文化中心,而且气象资料序列长、具有一定的代表性,因此,历来受到学者们的重视。自从 Schuster^[1] 和 Panofsky^[2] 相继提出周期图分析和谱分析方法以来,它们在时间序列分析中得到广泛的应用。气候诊断分析中常用的方法是在方差分析基础上的周期外推法,魏凤英等^[3]曾提出逐步回归周期分析方法,在此基础上,李邦宪^[4]将外界气候因子引进统计模型。之后,魏凤英等又提出引进“周期长度惩罚系数”的改进方案,这对提高拟合、预测效果有一定作用^[5]。然而,气象时间序列中含有诸多信息,就周期性而言,整周期项只是其中一部分,而功率谱分析所得非整周期部分的作用是不容忽视的,前述方法对此均未考虑,因此,我们提出了逐步回归多重因子方案,该方案对主值函数、整周期项、非整周期项及外界气候振动因子进行了综合考虑。

二、北京地区气温变化的基本特征

自1841年始,北京气象台就有气温资料,但有中断。本文采用1870—1990年121年的资料进行讨论,对由站址变动而引起的序列不连续性进行了检查与订正^[6]。分析可知,北京年平均气温的变化存在以下几个重要特征:

1. 气温变化的阶段性

北京地区年平均气温的多年平均值为11.9℃。由序列的11年滑动平均距平图(图1)

1993年3月9日收到,1993年5月20日收到修改稿。

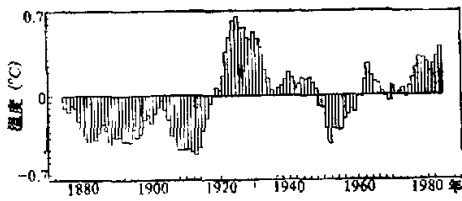


图1 北京年平均气温序列 11 年滑动平均距平分布

可以看出,北京气温的变化分 4 个阶段: 19 世纪 70 年代—20 世纪 20 年代以前为冷期; 20 世纪 20 年代—40 年代为暖期,其中尤以 20 年代的暖期特征最为突出; 50 年代为较弱冷期; 60 年代至今为暖期。

2. 气温变化的周期性

周期图分析和功率谱分析是提取气象时间序列中周期项的常用方法, 它可揭示序列的周期性变化规律。对北京年平均气温序列进行处理, 得到具有显著意义的周期如表 1 所示。

其中功率谱分析结果是序列先经 11 年滑动平均后而得到的, 信度均为 0.01。这种周期性的存在, 使得气温序列的诊断、预测成为可能。

表 1 年平均气温的变化周期(单位: 年)

	第一周期	第二周期	第三周期
周期图分析	60	33	21
功率谱分析	14	18.7	11.2

3. 气温变化与外界气候因子的关系

气温序列的变化除具有其自身演变规律外, 还要受到诸如太阳活动、南方涛动等气候振动的影响。表 2 给出了北京年平均气温序列与太阳相对黑子数及南方涛动指数的交叉谱分析结果。

表 2 年平均气温与太阳活动及南方涛动的关系

	T/Sun	$T/\text{Soi. w}$	$T/\text{Soi. s}$
波数	3	23	13
周期(年)	19.3	2.3	4.6
凝聚谱	0.80	0.81	0.78
位相差谱	-1.64	-2.86	-2.78
滞后时间(年)	-5.04	-1.37	-2.04

其中 T 为气温, Sun 为太阳相对黑子数, Soi. w 及 Soi. s 分别为冬、夏季南方涛动指

数^[7]; 而且, T/Sun 与 $T/\text{Soi. s}$ 两组是经 5 年滑动平均后的结果, $T/\text{Soi. w}$ 为经 11 年滑动平均后的结果。可以看出, 气温序列与太阳活动及南方涛动在某种波动上存在显著的凝聚关系(信度为 0.05), 且位相差谱为负值, 表明在此波动上, 气温的变化落后于太阳活动和南方涛动。故此, 这些气候振动可作为气温变化的前期影响因子。

三、气候诊断预测模型

根据加法模型理论^[8], 对任一非平稳序列 $Z(t)$, 可分解为

$$Z(t) = D(t) + X(t), \quad (1)$$

其中, $D(t)$ 为趋势函数, $X(t)$ 为平稳序列。

1. 趋势函数的处理

趋势函数中包含两部分, 即主值函数 $f(t)$ 和周期函数 $S(t)$ 。对于 $S(t)$, 根据处理手段的不同, 可以得到整周期函数 $S_p(t)$ 和非整周期函数 $S_s(t)$ 两类。这样, 趋势函数表示为

$$D(t) = f(t) + S_p(t) + S_s(t). \quad (2)$$

为引进逐步回归技术, 将 $D(t)$ 的三个组成项分别分解为若干个生成函数作为 $D(t)$ 的“影响因子”, 同时考虑气候振动的影响, 运用逐步回归方法筛选因子, 即得趋势函数的拟合、预测模型。

1) 主值函数生成序列簇 $\{f_i(t)\}$

一般地, 主值函数是指序列 $Z(t)$ 随时间因子 $t, t^2, t^3, \dots$ 的变化, 故有生成序列

$$f_i(t) = a_i + b_i t^i, \quad i = 1, m \quad (3)$$

据经验, m 取 3 即可。其中 a_i, b_i 是回归系数, 由一元回归分析求解。

2) 整周期函数生成序列簇 $\{S_{pj}(t)\}$

根据谐波分析理论, 整周期函数生成序列可表示为

$$S_{pj}(t) = a_0 + a_j \cos \frac{2\pi t}{j} + b_j \sin \frac{2\pi t}{j}, \quad j = 1, \left[\frac{n}{2} \right] \quad (4)$$

其中,

$$\begin{aligned} a_0 &= \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n Z(t), \\ a_j &= \frac{2}{kj} \sum_{t=1}^{kj} Z(t) \cos \frac{2\pi t}{j}, \\ b_j &= \frac{2}{kj} \sum_{t=1}^{kj} Z(t) \sin \frac{2\pi t}{j}, \end{aligned}$$

这里, n 为序列长度; $j = 1, [n/2]$; $k = [n/j]$ 。

3) 非整周期函数生成序列簇 $\{S_{sj}(t)\}$

非整周期函数生成序列由离散功率谱分析得到

$$S_{,k}(t) = a_0 + a_k \cos \frac{2\pi k}{n} t + b_k \sin \frac{2\pi k}{n} t, \quad k = 1, \left[\frac{n}{2} \right] \text{ 且 } \frac{n}{k} \text{ 非整} \quad (5)$$

其中,

$$\begin{aligned} a_0 &= \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n Z(t), \\ a_k &= \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n Z(t) \cos \frac{2\pi k}{n} t, \\ b_k &= \frac{2}{n} \sum_{t=1}^n Z(t) \sin \frac{2\pi k}{n} t. \end{aligned}$$

这里, n 为序列长度; $k = 2, [n/2]$ 且 n/k 非整。

再考虑气候振动因子的影响,即构成趋势函数的诊断模型

$$D(t) = \sum_{i=1}^m A_{fi} f_i(t) + \sum_{j=1}^{[7]} A_{pj} S_{pj}(t) + \sum_{k=2}^{[7]} A_{,k} S_{,k}(t) + \sum_L \sum_{\tau} A_{L\tau} F_{cL}(t - \tau), \quad (6)$$

其中, F_c 为外界气候振动因子, τ 为 F_c 影响气温的滞后时间。经因子筛选, 即得趋势函数的诊断预测方程 $\hat{D}(t)$ 。

2. 平稳序列的处理

有了趋势函数的拟合结果,可产生平稳序列,

$$X(t) = Z(t) - \hat{D}(t), \quad (7)$$

采用 $AR(p)$ ——自回归模型进行处理,即得平稳序列的拟合、预测结果。

用北京 1870—1984 年的年平均气温资料得到诊断、预测方程:

$$\begin{aligned} \hat{D}(t) &= 11.860 + 1.017S_{,2}(t) + 0.909S_{,15}(t) + 0.916S_{,6}(t) + 0.564S_{,33}(t) \\ &\quad + 1.034S_{,36}(t) + 0.868S_{,29}(t) + 0.874S_{,17}(t) + 1.226S_{,45}(t) \\ &\quad + 1.087S_{,43}(t) + 0.668S_{,24}(t) + 1.069S_{,35}(t) + 1.096S_{,9}(t) \\ &\quad - 0.092F_{c,soi-w}(t-2) + 1.134S_{,18}(t) + 1.043S_{,8}(t) \\ &\quad + 1.078S_{,57}(t) + 0.898S_{,39}(t) + 1.157S_{,31}(t) + 1.049S_{,11}(t) \\ &\quad + 0.726f_1(t) + 0.885S_{,51}(t) + 1.039S_{,53}(t) + 0.705S_{,4}(t) \\ &\quad + 0.791F_{c,soi-sp}(t) - 0.111F_{c,soi-su}(t), \\ \hat{X}(t) &= -0.203X(t-2) + 0.262X(t-10) - 0.190X(t-13), \\ \hat{Z}(t) &= \hat{D}(t) + \hat{X}(t), \end{aligned}$$

其中, $S_{,2}$ 代表波数为 2 的谱因子项, $S_{,33}$ 代表周期为 33 年的周期项, f_1 代表指数为 1 的主值函数项, F_c 代表外界气候因子, X 代表平稳项, $(t-2)$ 代表滞后时间为 2 年, 余类推; $Soi-w$ 表示冬季涛动指数, $Soi-sp$ 、 $Soi-su$ 分别为春、夏季涛动指数。

可以看出,在引进方程的因子中,绝大多数为谱因子,表明具有非整年周期的周期性变化规律是序列变化的主要特征。

3. 模型的效果检验

对北京 1870—1984 年 115 年的年平均气温资料,分别采用方差分析(方法一)、逐步

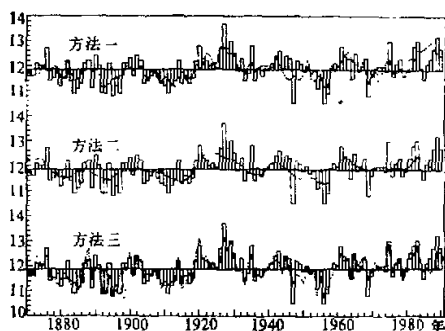


图2 北京年平均气温实测值(——)与拟合预测值(···)分布

表3 试预报误差对比(单位: $^{\circ}\text{C}$)

	1985	1986	1987	1988	1989	1990
方法一	-1.3	-0.7	-0.7	0.0	0.7	0.3
方法二	-0.8	-0.1	0.3	0.8	1.4	0.9
方法三	-1.3	0.4	0.2	0.4	0.4	-0.2

回归周期分析(方法二)及本文的逐步回归多重因子方法(方法三)进行拟合,并对1985—1990年进行试预测(图2),在引进气候振动因子时,还考虑了其影响气温的滞后效应。从趋势上看,逐步回归多重因子方法更逼真地反映了序列的变化;由对峰值的拟合情况看,逐步回归多重因子方法明显优于其他两种方法;由试预测误差(表3)可知,三种方法中,逐步回归多重因子方法的预测误差最小,由此可以说,逐步回归多重因子模型不失为气候诊断,预测的有效方法。

四、结 束 语

综合前述讨论,有以下主要结果:

- (1) 北京地区年平均气温的变化具有阶段性、周期性特征。
- (2) 气温的变化受外界气候因子的影响,由于诸如南方涛动等气候振动有较好的变化规律,这为使用本文提出的逐步回归多重因子方法进行气温的诊断和预测提供了参考依据。
- (3) 本文中的逐步回归多重因子方法,还可用于降水等气候序列的诊断和预测中,但对偏态分布的序列则还须进行适当处理,这将在另文讨论。

参 考 文 献

- [1] Brooks, C. E. P. and Carruthers, N., 1953, Handbook of statistical methods in meteorology, London, Her Majesty's Stationary Office,
- [2] Panofsky, H. A., 1957, Spectrum and cross spectrum analysis of hemispheric westerly index,

Tellus, 9, No. 2.

- [3] 葛凤英、赵 湊、张先恭, 1983, 逐步回归周期分析, 气象, 9, No. 2.
- [4] 李邦宪, 1988, 因子筛选与周期分析相结合的逐步回归双重分析预报模型, 气象, 14, No. 6.
- [5] 葛凤英、张先恭、曹鸿兴, 1989, 逐步回归周期分析的改进方案及其在气候预测中的应用, 气象, 15, No. 7.
- [6] 谢 庄、王桂田, 1994, 北京地区气温和降水百年变化特征, 大气科学, 18, No. 6.
- [7] 石 伟、王绍武, 1989, 1857—1987 年南方涛动指数, 气象, 15, No. 5.
- [8] 黄嘉佑编著, 1990, 气象统计分析与预报方法, 气象出版社.

Diagnostic Analysis of Temperature in Beijing

Xie Zhuang and Li Hui

(Beijing Meteorological Bureau, Beijing 100081)

Abstract

The features of temperature variation in Beijing in last 100 years are discussed in this paper. According to the additive method theory, a multiple regression method with factors for climatic diagnosis and prediction is proposed. The advantage of this method is that the periodic factors, spectral components, and forcing climatic oscillation factors can be introduced into the regression equation simultaneously. This method gives satisfactory results in climatic diagnosis and prediction of single series.

Key words: climatic diagnosis; periodic factor; climatic prediction.