基于 M-K 方法及成分提取的海洋表层热状分析

韩心娅 沈 翀 沈婷婷 程宗毛

(杭州电子科技大学理学院,浙江 杭州 310018)

摘要:本文针对东海一点的9年海表温度遥感数据集的序列 (2003-2011) 进行处理, 首先通过 SPSS 初步检验出所处理的温 度数据满足正态性。然后通过 Mann-Kendall 秩次相关检验研究 了数据点温度的趋势性和突变性。通过周期存在性检验取定四个 周期。用傅里叶函数描述周期成份,各自系数分别通过参数估计 得到。对比测试数据的周期项和原始数据图表得结果有效。该随 机序列的自相关是拖尾的, 而偏相关是一阶截尾的, 故可建立 AR(3)模型,分析得序列是白噪声序列。

关键词:海表温度; Mann-Kendall 方法; 趋势性; 突变性; 周期 成分

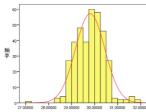
1. 引言:时间序列分析是概率统计学科中的一个分支,随着基本 理论的更加深入和完善, 以及统计软件技术的发展, 使其在气象 水文等领域有了更加广泛的应用。海表温度不仅是描述海洋表层 热状况的重要指标, 其异常情况还是海洋影响大气环流、气候变 化的主要因子。所以海表温度一直都是诸多学者观察、研究和预 测的重要研究对象。趋势性、突变性和周期性是时间序列数据的 基本特征, Mann-Kendall 方法作为一种非参数统计检验方法, 其 优点在于样本不需遵从一定的分布,也不会受少数异常值的干扰, 计算相对方便。近几年被广泛用于气温、降水量变化 、植被变 化等自然界变化的趋势分析中, 考虑到海表温度的变化规律也有 相似的性质。因此,本文选择通过处理海表温度使其可以显示出 正态性, 而后引入该 M-K 方法测试数据在一定时间段内是否异 常,在此基础上再进一步提取海表温度集的周期成分,确立时间 序列模型。

2. 数据预处理

本文考虑建立合理的分析模型提取海洋表层温度数据的趋势 性、周期性和突变性特征,通过误差分析比较不同提取方法的优 缺点, 为预测海表温度未来的变化提供更加有效的依据。此外, 将温度数据集进行合理的区间划分,使得每个区间内的统计数据 复合最优的正态分布统计,并给出正态分布的检验方法、统计区 间的上下节点及统计分布模型的相关参数。

本文采用了东海海表上 2003 年至 2011 年一研究点的温度遥 感数据集,从1开始编号,共计数据3287个。计一年为365天, 这组数据记录了9年里每一天的温度, 但是由于2004年和2008 年是闰年,为减小不同年份的对比差异,将这两年2月29日的 温度数据剔除。推算可得这两个时间点的温度数据对应的序号分 别为 425 和 1886,剔除后数据长度变为 3285。

几乎所有的科研数据都必须满足正态性才能进行分析,因此 要对数据进行正态性检验,以保证后续分析的可靠性。本文利用 SPSS 对每个点每一年的温度数据进行了直方图和正态曲线绘制, 具体将东海 2003 年的情况呈现如下:



		东海
N		365
正态参数 ^{a,b}	均值	29.8065716
	标准差	.63733542
最极端差别	绝对值	.055
	ΙE	.055
	负	037
Kolmogorov-Smirnov Z		1.043
渐近显著性(双侧)		.227

图 1 东海 2003 年数据正态分布图 图 2 东海 2003 年数据正态性检验

观察图 1 可得数据呈正态分布。图 2 给出了 K-S 检验的具 体结果, 由于概率 p 值为 0.227, 大于 0.05, 故不能拒绝 K-S 检 验的原假设,即数据满足正态性。这为接下来的探讨提供了一定 的支持和帮助。

3. 海表温度基本特征分析

3.1 Mann — Kendall 方法简介。Mann-Kendall 方法由于最初 由 H.B. Mann 和 M.G.Kendall 提出原理并发展了该方法。当时这 一方法仅用于检测序列的变化趋势,后来经他人进一步完善和改 进,才形成目前的计算格式。该方法既可以检测序列的变化趋势, 也可以进行突变点检验。

3.2 Mann - Kendall 方法应用

3.2.1 研究点海表温度的日变化趋势与突变情况。在对东海 表温度的数据的趋势性和突变性信息进行提取时,本文主要采用 M-K 方法, 通过 matlab 软件编写程序, 我们得到下述结果:

①趋势变化:

表 1 海表温度日变化数据分析表

n	Upward trend detected		Sens Nonparametric Estimator		
	Mean Value	Z statistic	斜率估计	置信下限	置信上限
3285	29.6398	4.381	5.7971e-005	3.1194e-005	8.3631e-005

②突变情况:

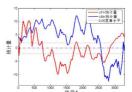


图 3 海表日温度突变情况图

③结果分析:一般而言 M-K 方法计算的趋势符合正态分布, 且 Z= 4.381>1.96,则说明该点海表温度的日变化趋势有明显上升 趋势。UFK 和 UBK 在 95% 的信度线之间没有交点,说明该点 温度在这段期间内没有突变。

3.2.2 研究点海表温度的年变化趋势与突变情况

①趋势变化:

表 2 海表年温度变化数据趋势表

n	No significant trend		Sens Nonparametric Estimator		
	Mean Value	Z statistic	斜率估计	置信下限	置信上限
9	29.6394	0.31277	0.010533	-0.099096	0.092132



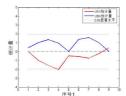


图 4 海表年温度突变情况图

③结果分析: Z statistic = 0.31277<1.96, 说明该点温度的年变 化趋势有上升但不明显。UFK 和 UBK 在 95% 的信度线之间有 交点,且致在8-9年之间,说明该点海表温度在第八年左右发生 突变, 且该点表温度由下降趋势转为上升趋势。

3.3 周期成分识别

3.3.1 周期显著性判断。首先我们用方差分析法判断时间序 列中是否存在显著周期。在分析周期之前,事先并不知道这一序 列的周期是多少,所以要根据序列长度,列出可能存在的周期。 若时间序列总长度为 n,则可能存在的周期为 $T(T = 2,3,\cdots,n/2)$ 。将 周期为 T 的时间序列进行分组,对应可以分为组数据,根据

$$Z(i) = Z(i + jT)$$
 $(j = 1, 2, 3, \dots)$

可知第 i 组的平均值为:

$$\overline{Z}_i = \frac{1}{ni} \sum_{i=1}^{ni} Z(i+jT) \quad (i=1,2,3,\dots,T)$$

上式中 ni 表示第 i 组内的数据个数。

将时间序列分别按每一个可能的周期 $T(T=2,3,\cdots,n/2)$ 进行分组,计算相应的组内离差平方和 S_E 及组间离差平方和 S_A :

$$S_E = \sum_{i=1}^{T} \sum_{j=1}^{n_i} (Z_{ij} - \overline{Z_i})^2$$
 (自由度 $f_1 = n - T$)

$$S_A = \sum^T ni(\overline{Z_i} - \overline{Z})^2 \quad (\triangle \oplus \underline{\mathbb{R}} f_2 = T - 1)$$

上式中Z表示第i组的平均值,Z表示总平均值。

可以证明 $F = (S_A/f_2)/(S_E/f_1)$ 服从自由度为 (f_2,f_1) 的F分布。给定显著性水平 α ,查分布表可以得到 $F_\alpha(f_2,f_1)$ 的值,如果 $F > F_\alpha$,则此周期为显著周期。由于与真实周期相邻的值有可能通过显著性检验,我们取连续通过F检验的T值中使F值最大的对应T值作为主周期。用测试数据测试检验周期的存在和判定周期:

图 5 周期存在的检验和判定图

从图 5 中可以看出当 t=52, 103, 154, 206 时 F 值最大, 故 我们取定这四个周期。

3.3.2 周期提取。周期确定后,周期成份 P_t 可用如下形式也即 傅里叶函数描述: $P_t = \sum_{t=1}^d (a_t \cos \frac{2\pi}{T_t} t + b_t \sin \frac{2\pi}{T_t} t)$

上式中 d 表示有效谐波数即主周期的个数, T_i 表示第 i 个谐波对应的周期, a_i 和 b_i 为参数,计算式为:

$$a_i = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^{n} (Z_t \cos \frac{2\pi}{T_i} t)$$

$$b_i = \frac{2}{n} \sum_{t=1}^{n} (Z_t \sin \frac{2\pi}{T_i} t)$$

根据傅里叶函数求系数的公式,对其参数进行估计得到:

表 3 参数估计结果

周期	52	103	154	206
a	1.6572	0.49601	0.07085	0.021276
b	8.3538	-0.24886	0.1326	0.016165

从而得出测试数据的周期项和原始数据的对比图,从而计算得到随机项图,具体如下所示:

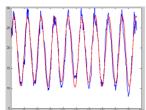


图 7 去除周期项后的随机序列

图 6 拟合周期项及原始序列

用 Eviews 对随机项做 ADF 检验,检验结果如下表所示:

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.969517	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.443863	
	5% level	-2.867392	
	10% level	-2.569950	

图 8 ADF 检验分析图

从上图中可以看出,该随机序列通过 ADF 检验,是一组平稳序列。再对随机序列进行相关分析,看其是否相关,从而判定它是否是白噪声。

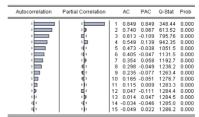


图 9 序列相关分析图

从图 9 可以看出,该随机序列的自相关是拖尾的,而偏相关是一阶截尾的,故可建立 AR (3) 模型,模型建立结果和残差序列如下所示:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.190082	0.253595	-0.749549	0.4539
AR(1)	0.797738	0.045687	17.46112	0.0000
AR(2)	0.161039	0.058202	2.766910	0.0059
AR(3)	-0.113675	0.045751	-2.484640	0.0133

图 10 随机序列模型结果分析图

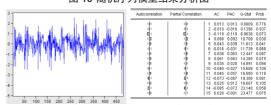


图 11 残差序列图

图 12 残差序列的序列相关图

由图 11 和图 12 可知,该残差序列在 5% 的置信区间内平稳 且不相关,故为白噪声序列。

总结:本文通过 SPSS 初步检验出所处理的温度数据满足正态性。继而通过 Mann-Kendall 秩次相关检验发现东海表层温度的年变化趋势虽然在第八年有突变,海表温度由下降趋势转为上升趋势,但近9年整体无明显变化的趋势。而在日变化趋势上则有明显的上升趋势。周期存在性检验中, t=52, 103, 154, 206 时 F 值最大,故我们取定这四个周期。周期成份可用傅里叶函数来描述,4个周期下系数则可分别通过参数估计得到。测试数据的周期项和原始数据对比图表明所得结果有效。该随机序列的自相关是拖尾的,而偏相关是一阶截尾的,故可建立 AR (3)模型,分析得序列是白噪声序列。■

作者简介: 韩心娅(1994-), 女, 汉族, 浙江杭州人。本科在读, 单位:杭州电子科技大学理学院, 研究方向:数据 挖掘、金融数学。

> 程宗毛(1964.06-), 男, 汉族, 职称:博士、副教授, 杭州电子科技大学应用数学专业硕士生导师, 研究 方向:保险精算、金融数学、概率统计。