第5卷 第4期 大气科学 Vol. 5, No. 4
1981年12月 SCIENTIA ATMOSPHERICA SINICA Dec., 1981

逐步周期分析

谭冠日
(云南大学地球物理系)

提要

在阐明相邻两步方差分析中总的离差平方和、组间离差平方和及组内离差平方和内在联系的基础上,建立了逐步周期分析的模型,并对方差分析周期外推现行方法中若干不当之处提出了修正.

通过方差分析决定气象时间序列的周期,是常用的长期天气预报和气候分析方法.其思路首见于 Brooks 等的著作[1],经章少卿、丁士晟进一步研究[2],运用于我国预报工作已有十多年. 方差分析确定的周期,与原序列的拟合远较一维平稳随机时间序列的拟合为佳. 实际预报效果当然决定于周期是否维持,有些气象台站认为效果较好[3-6]. 经对比试验,预报效果优于随机预报和持续性预报[4]. 由于以上原因,方差分析周期外推的方法应用颇广,不仅长期预报,在中期预报中也作了试验[7]. 多年来,对此法多侧重在实验研究上,用不作周期分析使用的独立资料验证其预报效果,探讨应取的周期个数及F检验的显著性水平,试验简化的计算方法等,这些,都取得一定的成果[3,4,7-10].

一、相邻两步方差分析中三个离差平方和及其自由度之联系

(一) 将具有 n 项数据的时间序列 $x^{(1)}$(字母右上角字码表示步数,(1) 表示第一步的量),按试验周期 l 排列 ($l=2, 3, \cdots, n/2$),每 l 项为一行,每列(下面按方差分析的习惯称为组)有 n_j 项 ($j=1, 2, \cdots, l$). $\sum_{j=1}^{l} n_j = n$. 第 i 行第 j 组的元素是 $x_{ij}^{(1)}$.

组合计

$$T_j^{(1)} = \sum_{i=1}^{n_j} x_{ij}^{(1)}$$

组平均

$$\bar{x}_j^{(1)} = \frac{T_j^{(1)}}{n_j}$$

总合计

1979年7月21日收到修改稿.

$$T^{(1)} = \sum_{j=1}^{l} T_j^{(1)} = \sum_{j=1}^{l} \sum_{i=1}^{n_j} x_{ij}^{(1)}$$

总平均

$$\bar{x}^{(1)} = \frac{T^{(1)}}{n} = \frac{1}{\sum_{j=1}^{l} n_j} \sum_{j=1}^{l} \sum_{i=1}^{n_j} x_{ij}^{(1)}$$

第一步筛选，若选出周期 $l^{(1)}$，应有

$$\sum_{j=1}^{l^{(1)}} \sum_{i=1}^{n_j} (x_{ij}^{(1)} - \bar{x}^{(1)})^2 = \sum_{j=1}^{l^{(1)}} n_j (\bar{x}_j^{(1)} - \bar{x}^{(1)})^2 + \sum_{j=1}^{l^{(1)}} \sum_{i=1}^{n_j} (x_{ij}^{(1)} - \bar{x}_j^{(1)})^2 \tag{1}$$

简记为

$$Q^{(1)} = Q_B^{(1)} + Q_W^{(1)} \tag{2}$$

$Q^{(1)}$ 是总的差方和，$Q_B^{(1)}$ 是组间差方和，$Q_W^{(1)}$ 是组内差方和。它们的自由度分别是 $\nu^{(1)}$，$\nu_B^{(1)}$，$\nu_W^{(1)}$。

$$\nu^{(1)} = n - 1$$
$$\nu_B^{(1)} = l^{(1)} - 1$$
$$\nu_W^{(1)} = n - l^{(1)}$$

且

$$\nu^{(1)} = \nu_B^{(1)} + \nu_W^{(1)} \tag{3}$$

将原序列每一项减去周期元值 $\bar{x}_j^{(1)}$，得到用于第二步筛选的新序列 $x^{(2)} = x_{ij}^{(1)} - \bar{x}_j^{(1)}$。$x^{(2)}$ 序列的总平均

$$\begin{aligned} \bar{x}^{(2)} &= \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{l^{(1)}} \sum_{i=1}^{n_j} x_{ij}^{(2)} \\ &= \frac{1}{n}\left(\sum_{j=1}^{l^{(1)}} \sum_{i=1}^{n_j} x_{ij}^{(1)} - \sum_{j=1}^{l^{(1)}} \sum_{i=1}^{n_j} \bar{x}_j^{(1)} \right) \\ &= \frac{1}{n}\left(T^{(1)} - \sum_{j=1}^{l^{(1)}} n_j \bar{x}_j^{(1)} \right) = 0 \end{aligned} \tag{4}$$

同理，第二步起以后各步 $\bar{x}^{(k)} = 0$，($k \geqslant 2$，正整数)，序列 $x^{(k)}$ 的总的差方和

$$\begin{aligned} Q^{(k)} &= \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{j=1}^{l} (x_{ij}^{(k)} - \bar{x}^{(k)})^2 \\ &= \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{j=1}^{l} [x_{ij}^{(k)}]^2 \end{aligned} \tag{5}$$

（二）设第二步选出的周期是 $l^{(2)}$，则

$$Q^{(2)}=\sum_{i=1}^{n_j}\sum_{j=1}^{l^{(2)}}(x_{ij}^{(2)}-\bar{x}^{(2)})^2$$

$$=\sum_{i=1}^{n_j}\sum_{j=1}^{l^{(2)}}[x_{ij}^{(2)}]^2$$

$$=\sum_{i=1}^{n_j}\sum_{j=1}^{l^{(1)}}(x_{ij}^{(1)}-\bar{x}_j^{(1)})^2=Q_W^{(1)} \tag{6}$$

一般地

$$Q^{(k)}=Q_W^{(k-1)} \quad (k=2,3,\cdots) \tag{7}$$

(7)式表明,在 $(k-1)$ 步选出周期 $l^{(k-1)}$,它的组内差方和 $Q_W^{(k-1)}$ 就是下一步(第 k 步)总的差方和 $Q^{(k)}$,$Q^{(k)}$ 不必重新计算.

第二步起以后各步,只要计算出该步的组间差方和 $Q_B^{(k)}$,就可以得到组内差方和

$$Q_W^{(k)}=Q^{(k)}-Q_B^{(k)}=Q_W^{(k-1)}-Q_B^{(k)} \tag{8}$$

根据(7)式得到各步之间几种差方和之联系为

$$Q_W^{(1)}=Q^{(1)}-Q_B^{(1)}$$

$$Q_W^{(2)}=Q^{(2)}-Q_B^{(2)}=Q_W^{(1)}-Q_B^{(2)}=Q^{(1)}-Q_B^{(1)}-Q_B^{(2)}$$

$$Q_W^{(3)}=Q^{(3)}-Q_B^{(3)}=Q_W^{(2)}-Q_B^{(3)}=Q^{(1)}-Q_B^{(1)}-Q_B^{(2)}-Q_B^{(3)}$$

$$=Q^{(1)}-\sum_{i=1}^{3}Q_B^{(i)}$$

一般地

$$Q_W^{(k)}=Q^{(1)}-\sum_{i=1}^{k}Q_B^{(i)} \tag{9}$$

利用(7)、(9)式,得

$$Q^{(k)}=Q_W^{(k-1)}=Q^{(1)}-\sum_{i=1}^{k-1}Q_B^{(i)} \tag{10}$$

(9)、(10)式是各步之间三种差方和的内在联系,由 $Q^{(1)}$ 及各步的 $Q_B^{(k)}$,可以计算出各步的 $Q^{(k)}$ 及 $Q_W^{(k)}$.

(三) 相邻两步之间三种差方和的内在联系,决定了相应的自由度的联系.

由(6)式,一方面

$$Q^{(2)}=\sum_{i=1}^{n_j}\sum_{j=1}^{l^{(2)}}[x_{ij}^{(2)}]^2 \tag{11}$$

它表明 $Q^{(2)}$ 包含有 n 个变量.

由(6)式,另一方面

$$Q^{(2)}=\sum_{i=1}^{n_j}\sum_{j=1}^{l^{(1)}}(x_{ij}^{(1)}-\bar{x}_j^{(1)})^2 \tag{12}$$

它表明 $Q^{(2)}$ 所含有的变量之间,有 $l^{(1)}$ 个独立线性关系

$$\bar{x}_j^{(1)} = \frac{1}{n_j}\sum_{i=1}^{n_j} x_{ij}^{(1)} \qquad (j = 1, 2, \cdots, l^{(1)})$$

所以，$Q^{(2)}$ 的 n 个变量中，只有 $n - l^{(1)}$ 个是独立的变量，$Q^{(2)}$ 的自由度

$$\nu^{(2)} = n - l^{(1)} = \nu_W^{(1)}$$

一般地

$$\nu^{(k)} = \nu_W^{(k-1)} \tag{13}$$

以下的推导，是以实际工作中最常见的情形，即所选的周期 $l^{(1)}, l^{(2)}, \cdots\cdots$ 两两互质为前提，在这前提下，$\nu_B^{(k)} = l^{(k)} - 1$. 若各周期非互质，其自由度的推导较繁，另有文章讨论.

在第二步中

$$\begin{aligned}\nu_W^{(2)} &= \nu^{(2)} - \nu_B^{(2)} = \nu_W^{(1)} - \nu_B^{(2)} \\ &= (n - l^{(1)}) - (l^{(2)} - 1) \\ &= n - \sum_{i=1}^{2} l^{(i)} + (2 - 1)\end{aligned}$$

则第三步的

$$\begin{aligned}\nu_W^{(3)} &= \nu^{(3)} - \nu_B^{(3)} = \nu_W^{(2)} - \nu_B^{(3)} \\ &= \left[n - \sum_{i=1}^{2} l^{(i)} + (2 - 1)\right] - (l^{(3)} - 1) \\ &= n - \sum_{i=1}^{3} l^{(i)} + (3 - 1)\end{aligned}$$

一般地

$$\nu^{(k)} = n - \sum_{i=1}^{k} l^{(i)} + (k - 1) \tag{14}$$

(四) 基于上列结果，我们对现行方法(简称原法)中某些不当之处提出修正.

第一，原法每一步总的差方和的自由度均取为$(n - 1)$，即 $\tilde{\nu}^{(k)} = \nu^{(1)} = n - 1$. 本文在字母上加一弯表示原法的量. 例如，原法第二步组内差方和的自由度是

$$\tilde{\nu}_W^{(2)} = \tilde{\nu}^{(2)} - \nu_B^{(2)} = \nu^{(1)} - \nu_B^{(2)}$$

而我们论证了

$$\nu_W^{(2)} = \nu^{(2)} - \nu_B^{(2)} = \nu_W^{(1)} - \nu_B^{(2)}$$

因为

$$\nu_W^{(1)} < \nu^{(1)}$$

所以

$$\nu_W^{(2)} < \tilde{\nu}_W^{(2)}$$

同理可知第二步以后各步均有

$$\nu_W^{(k)} < \tilde{\nu}_W^{(k)} \tag{15}$$

原法的 $\tilde{\nu}_W^{(k)}$ 比应有的 $\nu_W^{(k)}$ 大，作 F 检验时原法的

$$\tilde{F}^{(k)} = \frac{Q_B^{(k)}/\nu_B^{(k)}}{Q_W^{(k)}/\tilde{\nu}_W^{(k)}}$$

比应有的

$$F^{(k)} = \frac{Q_B^{(k)}/\nu_B^{(k)}}{Q_W^{(k)}/\nu_W^{(k)}} \tag{16}$$

为大.

原法 $\tilde{\nu}_W^{(k)}$ 的偏大又使置信限 $\tilde{F}_\alpha$ 比应有的 F_α 小. 结果,原法使一些本来不显著的周期也会由于 $\tilde{F}^{(k)} > \tilde{F}_\alpha$ 而被认为是显著的周期.

第二,我们论证了,随着步数的增加,$\nu^{(k)}$ 越来越小(参看(13)式). 因为 $\nu_B^{(k)} < \nu^{(k)}$,且 $\nu_B^{(k)} = l^{(k)} - 1$,应有

$$\begin{cases} \nu_B^{(k)} = l^{(k)} - 1 < \nu^{(k)} \\ l^{(k)} < \nu^{(k)} + 1 \end{cases}$$

随着步数 k 增加,试验周期及所选出的周期必需同时满足

$$\begin{cases} l^{(k)} \leqslant \dfrac{n}{2} \\ l^{(k)} < \nu^{(k)} + 1 \end{cases} \tag{17}$$

原法试验周期及所选出的周期只满足 $l^{(k)} \leqslant \frac{n}{2}$. 当步数增加,有时竟会出现 $l^{(k)} \geqslant \nu^{(k)} + 1$,就发生

$$\tilde{\nu}_B^{(k)} = l^{(k)} - 1 \geqslant \nu^{(k)}$$

这一极不合理的现象. 它将导致 $\tilde{\nu}_W^{(k)}$ 成为负数.

二、周期相关系数及周期的显著性检验

(一) 第 k 个周期 ($k = 1, 2, \cdots$) 与原序列 $x^{(1)}$ 的"周期单相关系数" $R^{(k)}$,是组间差方和 $Q_B^{(k)}$——这个周期对原序列的方差贡献,与总的差方和 $Q^{(1)}$ 之比的平方根,取正数.

$$R^{(k)} = \sqrt{\frac{Q_B^{(k)}}{Q^{(1)}}} \tag{18}$$

由于 $0 \leqslant Q_B^{(k)} \leqslant Q^{(1)}$,所以 $0 \leqslant R^{(k)} \leqslant 1$.

从理论上讲,$R^{(k)}$ 应与其他周期无关. 然而,实际上由于时间序列样本具有随机波动,在前面$(k-1)$步提取了 $(k-1)$ 个周期,从它的剩余序列来提取第 k 个周期,这第 k 个周期多少要受到前$(k-1)$个周期的偶然性影响.

(二) 第 k 个周期 $l^{(k)}$ 与原序列 $x^{(1)}$ 的"周期偏相关系数" $r^{(k)}$,代表第 k 个周期对原序列的方差贡献,与前$(k-1)$个周期的剩余序列方差比的平方根,即

$$r^{(k)} = \sqrt{\frac{Q_B^{(k)}}{Q_W^{(k-1)}}} = \sqrt{\frac{Q_B^{(k)}}{Q^{(k)}}} \tag{19}$$

平方根取正数. 由于 $0 \leqslant Q_B^{(k)} \leqslant Q^{(k)}$,所以 $0 \leqslant r^{(k)} \leqslant 1$.

$r^{(k)}$ 除了与 $l^{(k)}$ 有关外,还依赖于前面$(k-1)$个周期.

$r^{(k)}$ 反映所增加的周期 $l^{(k)}$ 对前面剩余序列的拟合程度，但仅从 $r^{(k)}$ 的大小还难以断定 $l^{(k)}$ 对前面剩余序列的相关是否显著. 对 $r^{(k)}$ 的显著性检验，等价于对统计量 $F^{(k)}$ 的检验. $r^{(k)}$ 与 $F^{(k)}$ 有如下关系:

由(19)式

$$[r^{(k)}]^2=\frac{Q_B^{(k)}}{Q^{(k)}}=\frac{Q^{(k)}-Q_W^{(k)}}{Q^{(k)}}$$

$$=1-\frac{Q_W^{(k)}}{Q^{(k)}} \tag{20}$$

$$Q_W^{(k)}=Q^{(k)}\{1-[r^{(k)}]^2\} \tag{21}$$

将(20)、(21)式代入(16)式得

$$F^{(k)}=\frac{Q^{(k)}[r^{(k)}]^2/\nu_B^{(k)}}{Q^{(k)}\{1-[r^{(k)}]^2\}/\nu_W^{(k)}}$$

$$=\frac{[r^{(k)}]^2/\nu_B^{(k)}}{\{1-[r^{(k)}]^2\}/\nu_W^{(k)}} \tag{22}$$

（三）原法只对各步的周期分别作 F 检验，而几个周期对原序列的综合拟合效果则缺乏检验的手段，因而不能从总的拟合效果的显著性来确定应取周期的个数. 我们提出一个“周期复相关系数”用以衡量前 p 个周期的拟合效果. 周期复相关系数 $R_{(p)}$ 是前 p 个周期的组间差方和 $\sum\limits_{i=1}^{p}Q_B^{(i)}$ 与原序列总的差方和 $Q^{(1)}$ 之比的平方根,取正数.

$$R_{(p)}=\sqrt{\frac{\sum\limits_{i=1}^{p}Q_B^{(i)}}{Q^{(1)}}} \tag{23}$$

由于

$$0\leqslant\sum_{i=1}^{p}Q_B^{(i)}\leqslant Q^{(1)},$$

所以

$$0\leqslant R_{(p)}\leqslant 1.$$

利用(23)式和(9)式,得

$$R_{(p)}^2=1-\frac{Q_W^{(p)}}{Q^{(1)}} \tag{24}$$

$$Q_W^{(p)}=Q^{(1)}(1-R_{(p)}^2) \tag{25}$$

构造统计量

$$F_{(p)}=\frac{\sum\limits_{i=1}^{p}Q_B^{(i)}\Big/\sum\limits_{i=1}^{p}\nu_B^{(i)}}{Q_W^{(p)}/\nu_W^{(p)}} \tag{26}$$

$F_{(p)}$ 遵从参数 $\sum\limits_{i=1}^{p}\nu_B^{(i)}$, $\nu_W^{(p)}$ 的 F 分布.

利用(14)、(24)、(25)式,有

$$F_{(p)}=\frac{\sum_{i=1}^{p}Q_B^{(i)}\Big/\sum_{i=1}^{p}\nu_B^{(i)}}{Q_W^{(p)}\Big/\left[n-\sum_{i=1}^{p}l^{(i)}+p-1\right]}$$

$$=\frac{Q^{(1)}R_{(p)}^2\Big/\sum_{i=1}^{p}\nu_B^{(i)}}{Q^{(1)}(1-R_{(p)}^2)\Big/\left[n-\sum_{i=1}^{p}l^{(i)}+p-1\right]}$$

$$=\frac{R_{(p)}^2\Big/\sum_{i=1}^{p}\nu_B^{(i)}}{(1-R_{(p)}^2)\Big/\left[n-\sum_{i=1}^{p}l^{(i)}+p-1\right]} \tag{27}$$

对 $F_{(p)}$ 的检验与对 $R_{(p)}$ 的检验等价。

显著性水平 α 的置信限 F_α 与周期复相关系数相应的置信限 R_α 有相似于 (27) 式的关系，并可解出

$$R_\alpha=\sqrt{\frac{F_\alpha\left(\sum_{i=1}^{p}l^{(i)}-p\right)}{F_\alpha\left(\sum_{i=1}^{p}l^{(i)}-p\right)-\sum_{i=1}^{p}l^{(i)}+n+p-1}} \tag{28}$$

(四) p 个周期的剩余标准差

$$S=\sqrt{\frac{Q_W^{(p)}}{\nu_W^{(p)}}} \tag{29}$$

三、逐步周期分析

(一) 步骤

第一步

1. 对原序列 $x^{(1)}$ 按不同的试验周期 $l=2,3,\cdots,\frac{n}{2}$ 分别作F检验，选出最显著且达一定显著性水平的周期 $l^{(1)}$。周期元值为 $\bar{x}_j^{(1)}$。

2. 求出新序列 $x^{(2)}=x_{ij}^{(1)}-\bar{x}_j^{(1)}$

第二步

1. 前一步的 $Q_W^{(1)}$ 及 $\nu_W^{(1)}$ 即为本步的 $Q^{(2)}$ 及 $\nu^{(2)}$。对 $x^{(2)}$ 按不同的试验周期 $l=2,3,\cdots\cdots$ 分别作F检验

$$\left(l\begin{cases}\leqslant\frac{n}{2}\\ <\nu^{(2)}+1\end{cases}\right)$$

选出最显著的且达一定显著性水平的周期 $l^{(2)}$。周期元值 $\bar{x}_j^{(2)}$。

2. 对前两个周期的综合拟合效果作 F 检验 [(26) 式，$p=2$]，若显著，前两周期可同时选用；否则，只选第一周期.

3. 求出 $x^{(3)}=x_{ij}^{(2)}-\bar{x}_j^{(2)}$

第三步起以后各步类似第二步.

所选出的几个周期迭加，即为周期分析的结果，也可以外推作预报.

(二) 实例

我们以昆明 1951—1978 年雨季 (5—10 月) 降水量 (以厘米为单位) 作逐步周期分析的示例，计算的某些数据列于表 1.

表 1

周期顺序 (k)	周期长度 $l^{(k)}$	分析方法	单一周期的方差分析										前 p 个周期的显著性检验		
			总的离差		组间离差		组内离差		F 检验						
			平方和 $Q^{(k)}$	自由度 $\nu^{(k)}$	平方和 $Q_B^{(k)}$	自由度 $\nu_B^{(k)}$	平方和 $Q_W^{(k)}$	自由度 $\nu_W^{(k)}$	$F^{(k)}$	$F_{0.1}$	F_α	周期偏相关系数 $r^{(k)}$	$F_{(p)}$	$F_{0.1}$	周期复相关系数 $R_{(p)}$
第一周期 (1)	8	本文	7613.00	27	3146.74	7	4466.26	20	2.01	2.04		0.64	2.01	2.04	0.64
		原法	同上无差别										无此检验		
第二周期 (2)	5	本文	4466.26	20	2278.22	4	2188.04	16	4.16	2.33	$F_{0.05}=3.01$	0.71	3.62	2.01	0.84
		原法	同上	27	同上	4	同上	23	5.99	2.21	$F_{0.01}=4.26$		无此检验		
第三周期 (3)	7	本文	2188.04	16	1334.43	6	853.61	10	2.61	2.46	$F_{0.1}=2.46$	0.78	4.67	2.22	0.94
		原法	同上	27	同上	6	同上	21	5.47	2.08	$F_{0.01}=3.81$		无此检验		
第四周期 (4)	11	本文	不考虑10年以上												
		原法	853.61	27	429.48	10	424.13	17	1.72	2.00	$F_{0.2}=1.6$				

第一步：

$$Q^{(1)}=7613,\ \nu^{(1)}=n-1=28-1=27.$$

按 8 年排列，$l^{(1)}=8$，$Q_B^{(1)}=3146.74$，$\nu_B^{(1)}=8-1=7$.

$$Q_W^{(1)}=Q^{(1)}-Q_B^{(1)}=4466.26,\ \nu_W^{(1)}=\nu^{(1)}-\nu_B^{(1)}=20,$$

$$F^{(1)}=\frac{3146.74/7}{4466.26/20}=2.01\approx F_{0.1}=2.04$$

$$r^{(1)}=0.64$$

原法第一步与本文方法没有差别.

第二步

$$Q^{(2)}=Q_W^{(1)}=4466.26,\ \nu^{(2)}=\nu_W^{(1)}=20.$$

按5年排列，$l^{(2)}=5$，$Q_B^{(2)}=2278.22$，$\nu_B^{(2)}=5-1=4$.

$$Q_W^{(2)}=Q^{(2)}-Q_B^{(2)}=2188.04$$

$$\nu_W^{(2)}=\nu^{(2)}-\nu_B^{(2)}=16$$

$$F^{(2)}=\frac{2278.22/4}{2188.04/16}=4.16>F_{0.05}=3.01$$

$$r^{(2)}=0.71,\ R_{(2)}=0.84.$$

原法 $\tilde{\nu}^{(2)}=n-1=28-1=27$

$$\tilde{\nu}_W^{(2)}=\tilde{\nu}^{(2)}-\nu_B^{(2)}=27-4=23$$

$$\tilde{F}^{(2)}=\frac{2278.22/4}{2188.04/23}=5.99>\tilde{F}_{0.01}=4.26$$

可见,第二周期本只达到0.05的显著性水平,原法却以为达到0.01的显著性水平.

第三步:

$$Q^{(3)}=Q_W^{(2)}=2188.04,\ \nu^{(3)}=\nu_W^{(2)}=16.$$

按7年排列 $l^{(3)}=7$，$Q_B^{(3)}=1334.43$，$\nu_B^{(3)}=7-1=6$.

$$Q_W^{(3)}=Q^{(3)}-Q_B^{(3)}=853.61$$

$$\nu_W^{(3)}=\nu^{(3)}-\nu_B^{(3)}=10$$

$$F^{(3)}=\frac{1334.43/6}{853.61/10}=2.61>F_{0.1}=2.46$$

$$r^{(3)}=0.78\quad R_{(3)}=0.94$$

原法

$$\tilde{\nu}^{(3)}=n-1=28-1=27$$

$$\tilde{\nu}_W^{(3)}=\tilde{\nu}^{(3)}-\nu_B^{(3)}=27-6=21$$

$$\tilde{F}^{(3)}=\frac{1334.43/6}{853.61/21}=5.47>\tilde{F}_{0.01}=3.81$$

可见,第三周期本只达到0.10的显著性水平，原法却以为达到0.01的显著性水平以上.

第四步:

$$Q^{(4)}=Q_W^{(3)}=853.61,\quad \nu^{(4)}=\nu_W^{(3)}=10.$$

因此，不应取10年以上试验周期，而10年以下没有达到显著性水平0.20的周期.按显著性水平 $\alpha=0.20$ 的标准,只能选出前三个周期.

原法 $\tilde{\nu}^{(4)}=27$,且试验周期 $l=2,3,\cdots,\frac{28}{2}$,选出较显著周期 $\tilde{l}^{(4)}=11$. $\tilde{\nu}_B^{(4)}=10$，$\tilde{\nu}_W^{(4)}=17$.

$$\tilde{F}^{(4)}=\frac{429.48/10}{424.13/17}=1.72>\tilde{F}_{0.2}=1.6$$

选出11年周期. 按显著性水平 $\alpha=0.20$ 的标准，共可选出四个周期. 实际上第四个周期是不应该选用的.

本文汲取了雷兆崇同志的见解,特致谢意.

参　考　文　献

[1] Brooks, C. E. P., Carruthers, N., Handbook of Statistical Methods in Meteorology, London, Her Majesty's Stationary Office, 1953.
[2] 章少卿、丁士晟等，一种简化了的时间序列预报方法的讨论，1964 年气候学术会议文件.
[3] 九台气象站，方差分析在制作月降水量预报中的试用，«天气预报经验汇编»，吉林省气象局编印，1973年11月.
[4] 中央气象台长期预报组，冬半年月平均气温的周期分析预报，«长期天气预报技术经验总结»，1976年 1 月.
[5] 华北地理所气候组等，海滦河流域年降水量的周期和趋势，«华北区域 1974 年汛期降水预报会议技术材料选编»，1974年 7 月.
[6] 山东省泰安地区气象台，试用周期迭加外延法作逐季逐月降水预报，同[5].
[7] 榆树气象站，用周期分析降水量及十天天气过程的预报方法，同[3].
[8] 福建省晋江地区气象台，应用方差分析制作长期预报的体会及一点新的尝试，«华东地域 1973 年汛期降水会议长期预报方法选编»，华东区域气象中心编印，1973 年 11 月.
[9] 谭冠日，«气象站数理统计预报方法»，科学出版社，1978 年.
[10] 云南省气象台，用拟合误差分析寻找周期序列，«1976 年全国长期预报经验交流会技术材料选编».

STEPWISE PERIOD ANALYSIS

Tan Guan-ri

(Department of Geophysics, Yunnan University)

Abstract

The relationship between total sums of squares, sums of squares of the deviation in different groups and sums of squares of the deviation within one group in two successive steps of analysis of variance has been expounded. Based on this, a model of stepwise period analysis has been constructed. While some incorrect points in the commonly used period analysis method have been pointed out.