

Chandler 摆动激发函数的统计特性

廖德春 廖新浩 周永宏

(中国科学院上海天文台, 上海 200030; 中国科学院国家天文台, 北京 100012; 中国科学院天文地球动力学联合研究中心, 上海 200030. E-mail: ldc@shao.ac.cn)

摘要 由 SPACE2002 系列的地极坐标序列计算出 1 d, 5 d, 1 m 和 3 m 间距的极移激发函数, 在消除了其中的低频成分和周年变化等以后得到 Chandler 摆动的激发函数(下称“测地激发”), 用它作正态分布假设的统计检验, 并分别与大气、海洋和水文激发以及它们的 2 种联合激发(大气+海洋和大气+海洋+水文)作同分布假设的统计检验. 结果表明, 这 4 种间距的 2 种联合激发函数共 16 个分量绝大多数(14/16)满足高斯正态分布, 测地激发各分量与这 2 种联合激发的相应分量具有相同的统计分布, 然而测地激发与上述大气、海洋和水文等单个激发函数之间的“同分布”假设多数都被拒绝. 这些结果从一个全新的角度说明, 大气激发、海洋激发和水文激发是 Chandler 摆动的主要激发源, Chandler 摆动的激发函数具有随机正态分布性质.

关键词 Chandler 摆动 大气角动量 海洋角动量 激发函数 统计分布 无参数检验

由于受到内外力矩的作用和系统内部各层、圈间的角动量交换, 不仅地球的自转速率在不断变化, 而且地球自转轴的方向也在不断变化. 地球自转轴相对于地面的位置变化就是通常所说的“地极移动”. Chandler 摆动是地极移动的一个主要成分, 它的频率是由地球系统的整体结构和物理性质决定的, 所以又称为“自由极移”. 由于存在阻尼, 自由振荡在经过一段时间以后会逐渐衰减以至完全消失. 然而, 自 Chandler 摆动被发现以来的一百多年里, 它并未衰减至零, 而是时涨时落一直延续着. 显然有一些激发机制在持续不断地为 Chandler 摆动提供能量, 以抵消其能量的耗散.

已经发现的 Chandler 摆动的激发机制包括大气、海洋、水文, 以及地震、核幔耦合等等动力学因素. 至于 Chandler 摆动激发函数的统计特性, 一般认为是随机 Gauss 过程^[1,2], 甚至认为是正态白噪声过程^[3,4], 有的学者还模拟研究了 Chandler 摆动的随机 Gauss 激发模型^[5]. 本文从统计学角度对 Chandler 摆动的测地激发, 以及大气、海洋和水文等激发因素进行“同分布”假设的无参数检验, 以确认 Chandler 摆动激发的统计学性质.

1 地极移动激发函数与受迫激发因素扣除

1.1 激发函数

本工作所用的数据包括由极移序列(SPACE2002 系列^[6])导出的激发函数(下称测地激发, χ^g), 由大气

角动量、海洋角动量和水文角动量表示的大气激发(χ^a)、海洋激发(χ^o)和水文激发函数(χ^h), 以及它们的 2 种联合激发函数(χ^{ao} , 大气+海洋)和(χ^{aoh} , 大气+海洋+水文).

SPACE2002 系列的地极坐标资料包含每日(1 d)、每五日(5 d)和每月(1 m)间距 3 种序列, 我们用下式^[7]:

$$\chi_t^g = \frac{i \exp(-i\pi f_c \Delta t)}{2\sigma_c \Delta t} \times [M_{t+\Delta t} + (1 - \exp(i\sigma_c \Delta t))M_t - \exp(i\sigma_c \Delta t)M_{t-\Delta t}], \quad (1)$$

计算出 3 种间距的测地激发. 式中, f_c 和 σ_c 分别为实值和复值 Chandler 频率, 且 $\sigma_c = 2\pi f_c(1 + i/2Q)$, i 为虚数单位, Q 为耗散因子, Δt 为数据间距, $M_{t-\Delta t}$, M_t , $M_{t+\Delta t}$ 为 3 个相邻的极移数据, 且 $M_t = x_t - iy_t$, x_t , y_t 为 t 历元的地极坐标; $\chi^g = \chi_1^g + i\chi_2^g$, χ_1 与 χ_2 为激发函数的两个分量, 分别指向格林尼治经度 0° 和 90° E 方向. 计算中, 分别取 $1/f_c = 433.26$ 平太阳日和 $Q = 179$ ^[2].

大气角动量函数为美国环境预测中心/大气研究中心(NCEP/NCAR)的大气角动量序列^[8], 包括 χ_1 , χ_2 , χ_3 三个分量的风(w)、大气压(p)和经过反变气压计修正的大气压(pib)诸项, 我们用下式得到与极移激发有关的两个分量:

$$\begin{aligned} \chi_1^a &= \chi_1^w + \chi_1^{pib}, \\ \chi_2^a &= \chi_2^w + \chi_2^{pib}. \end{aligned} \quad (2)$$

NCEP/NCAR 的大气角动量原始序列为每 6 小时间距, 我们用 5 点平均(分别给 0.5, 1, 1, 1, 0.5 权)得到

1d 间距序列, 再由 1 d 序列作平均得到 5 d 和 1 m 序列.

本文所用的海洋角动量函数(每日间距, 1980~2001)由美国喷气推进实验室(JPL)R. Gross教授提供. 它是海洋环流与气候评估协会(ECCO)对全球海洋运动进行模拟所得到的结果^[9]. 该序列包含海洋环流和洋底压力变化所引起的海洋角动量的三个分量. 与大气角动量函数一样, 我们把洋流项(χ^c)和洋底压力项(χ^p)合并在一起得到与极移激发有关的两个分量:

$$\begin{aligned}\chi_1^0 &= \chi_1^c + \chi_1^p \\ \chi_2^0 &= \chi_2^c + \chi_2^p,\end{aligned}\quad (3)$$

单位也统一化算为毫角秒(mas). 对 1 d 序列作简单平均得到海洋激发的 5 d 和 1 m 序列.

本文所用的水文激发函数(χ_1^h, χ_2^h)是用 NCEP/NCAR 的土壤湿度和积雪水当量变化经全球积分得到^[10]. 原始结果也是每 6 小时间距, 经用适当平均后得到 1 d、5 d 和 1 m 序列.

除了 1980~2001 年期间的上述 3 种间距(1 d, 5 d 和 1 m)的激发函数序列之外, 本文还统计和比较了 1948~2001 期间 3 m 间距的测地激发与大气、海洋和水文激发的分布性质, 其中, 测地激发、大气激发和水文激发的 3 m 间距序列均由 1 m 序列作 3 点平均得到; 由于海洋激发的 1 m 序列太短, 其 3 m 序列不能用简单平均法得到, 本文另外选用 Hardley 耦合气候模型中心(HadCM2)受控海洋模型第 2 个版本(运算了 240 年, 代表 1860~2100 年期间)的部分输出结果^[11].

此外, 本文还统计分析了大气与海洋的联合激发 χ^{ao} (下称“联合激发(1)”)和大气、海洋与水文的联合激发 χ^{aoh} (下称“联合激发(2)”), 它们是各别激发函数的代数和.

1.2 各种受迫激发因素的扣除

在上述各类激发函数都含有 2 年及 2 年以上的低频变化, 而本文的目的是讨论 Chandler 摆动激发的统计特性, 因此必须将这些低频成分扣除. 我们分别计算各激发函数序列的 730 点(1 d 序列)、146 点(5 d 序列)、24 点(1 m 序列)和 8 点(3 m 序列)滑动平均值, 然后从原始激发函数中扣除滑动平均结果, 得到 2 年及 2 年以下的高频成分.

在消除了低频变化以后的剩余成分中, 周年分量及其高次谐波是最为重要的周期成分, 这些周期

成分是季节性受迫极移的主要激发因素^[12,13], 与 Chandler 摆动的激发机制无关, 同样必须加以扣除. 我们用最小二乘法从 1 d、5 d 和 1 m 序列中拟合出周年、半年和 1/3 年项, 从 3 m 序列中拟合出周年项, 然后从激发函数中扣除. 在 1 d 和 5 d 序列中, 还有一些明显与 Chandler 摆动激发无关的成分, 例如由海潮和大气潮等引起的周月和半月等周期性激发, 我们同样用最小二乘法将它们拟合出来并加以扣除. 对于 1 m 序列, 上述周月、半月等潮汐影响已经在计算月平均点时被大部分消除, 故不需再作估计和消除; 对 3 m 序列, 半年和 1/3 年项也不作估计和消除. 在消除上述各周期性成分的同时, 对各高频序列中存在的周期约为 2 年的成分也一并加以消除. 经过上述处理以后的激发函数序列, 虽然仍可能残留有其它受迫激发的因素, 但它们对 Chandler 摆动激发的统计性质估计不会有很大影响.

2 Chandler 摆动激发函数的分布性质

2.1 Chandler 摆动激发函数的统计参数的比较

Chandler 摆动的激发函数, 一般都认为是随机激发, 而且具有近似的正态分布性质. 各激发函数序列经过上节所述的各种处理以后, 再作 $z = (x - \bar{x})/\hat{\sigma}$ 的标准化处理($\bar{x}$ 和 $\hat{\sigma}^2$ 分别为序列的均值和方差), 然后统计出它们的分布参数, 并且绘出了它们的分布密度直方图, 以便与标准正态分布 $N(0,1)$ 的相应参数作比较. 表 1 列出由 5d 序列得到的各激发函数序列的均值、方差, 以及与分布函数有关的一些参数, 图 1 为 5d 序列激发函数的分布密度直方图(横坐标为函数取值, 纵坐标为统计频数), 图中的曲线表示标准正态分布. 从表 1 和图 1 的比较可知, Chandler 摆动的激发函数的确很接近于正态分布, 但与正态分布又有差别. 其中, 测地激发的 χ_2 分量和大气激发 2 个分量的偏、峰度参数与 $N(0,1)$ 参数相差较大.

2.2 统计分布的检验

在上节中我们已经给出了 Chandler 摆动的各种激发函数的统计参数, 并且粗略认为, 这些激发函数很接近随机变量的正态分布. 在本节中, 我们首先对各个激发函数的 2 个分量进行正态分布的假设检验, 并对这 2 个分量是否具有相同分布进行检验, 然后对 Chandler 摆动的测地激发与其他激发函数是否具有相同分布进行检验.

表1 5 d 间距的激发函数序列经标准化处理后的分布参数与标准正态分布 $N(0,1)$ 参数的比较

	均值	方差 ^注	偏度	峰度	概率 $P\{ x \leq 1\sigma\}$	概率 $P\{ x \leq 2\sigma\}$	概率 $P\{ x \leq 3\sigma\}$
$N(0,1)$	0.0	1.0	0.0	3.0	0.6827	0.9545	0.9973
χ_1^g	0.0	203.5416	0.0045	3.0445	0.6899	0.9535	0.9966
χ_2^g	0.0	617.3734	-0.2884	3.5677	0.7023	0.9548	0.9918
χ_1^a	0.0	159.7393	-0.1101	3.5750	0.7084	0.9493	0.9925
χ_2^a	0.0	353.8989	-0.1755	3.8132	0.7139	0.9514	0.9897
χ_1^o	0.0	86.8456	-0.0801	3.2079	0.6797	0.9562	0.9952
χ_2^o	0.0	16.8357	-0.0341	3.0756	0.6879	0.9569	0.9959
χ_1^h	0.0	3.9521	-0.1287	3.3875	0.7153	0.9391	0.9959
χ_2^h	0.0	9.3257	+0.1054	2.9208	0.6886	0.9541	0.9986
χ_1^{ao}	0.0	223.9542	-0.0279	2.9955	0.6776	0.9569	0.9973
χ_2^{ao}	0.0	510.6877	-0.0914	3.3413	0.6988	0.9493	0.9938
χ_1^{aoh}	0.0	230.9670	-0.0123	2.9811	0.6776	0.9576	0.9959
χ_2^{aoh}	0.0	517.2259	-0.0671	3.3358	0.7016	0.9521	0.9966

a) 表列激发函数的方差为作 $z = (x - \bar{x})/\hat{\sigma}$ 标准化处理前的方差, 标准化处理以后它们全部为 1; 其他参数均为标准化处理后的结果

一般把正态性检验分为两类: 在随机变量的总体分布形式已知的前提下, 对总体的分布参数进行检验, 通常称作参数检验; 在总体的分布形式不确定或完全未知的情况下, 对总体的分布类型作推断, 则称作非参数检验. 在本研究中, 我们显然不确定 Chandler 摆动激发的分布形式, 因此, 须用非参数检验方法. 对激发函数各个分量是否属于正态分布进行统计推断属单样本拟合优度检验, 我们将使用既是国家标准^[14](GB/T4882-2001)也是国际标准^[15](ISO 5479: 1997)的 Epps-Pulley 方法分别对正态分布假设进行检验. 对同一激发函数的 2 个分量或不同激发函数的同一分量是否具有相同分布进行统计推断, 属于双样本检验, 我们将使用 Smirnov 方法^[16,17]进行检验. 对激发函数的单个分量进行检验时, 零假设 H_0 为: 所检验的激发分量属于正态分布, 备择假设 H_1 为: 激发分量不属于正态分布; 在对 2 个激发分量进行检验时, 零假设 H_0 为: 2 个激发分量具有相同分布, 备择假设 H_1 为: 2 个激发分量不具有相同分布. 下面对所用的方法作简要介绍, 并给出检验的结果.

() Epps-Pulley 检验

Epps-Pulley 检验是一种无方向检验(或称双尾检验), 它对多种备择假设具有较高的功效. 这个检验利用样本的特征函数与正态分布的特征函数的差的模的平方产生的一个加权积分.

由 n 个样本值 $x_j (j=1, 2, \dots, n)$, 可计算样本均值和

2 阶中心矩:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j \quad (4)$$

和

$$m_2 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2, \quad (5)$$

Epps-Pulley 检验的统计量为

$$T_{EP} = 1 + \frac{n}{\sqrt{3}} + \frac{2}{n} \sum_{k=2}^n \sum_{j=1}^{k-1} \exp \left\{ \frac{-(x_j - x_k)^2}{2m_2} \right\} - \sqrt{2} \sum_{j=1}^n \exp \left\{ \frac{-(x_j - \bar{x})^2}{4m_2} \right\}. \quad (6)$$

如果计算出的检验统计量 T_{EP} 的值大于给定显著性水平 α 和样本量 n 确定的 p 分位数, 则拒绝零假设.

表 2 分别列出了 1 d, 5 d, 1 m 和 3 m 间距各激发函数 2 个分量在给定显著性水平 ($\alpha=0.05$) 之下的正态性假设的检验结果, 其中 0 值和 1 值分别表示接受或拒绝正态分布假设. 从表列结果可以看出, 对于单一激发函数的 2 个分量而言, 正态分布假设的拒绝率以大气激发和水文激发居多(6/8), 测地激发拒绝正态分布假设的主要是 χ_2^g 分量, 海洋激发则全部接受正态分布假设. 就联合激发函数各分量的正态分布假设而言, 除了 5 d 间距的 χ_2^{ao} 和 χ_2^{aoh} 分量拒绝外, 其余分量均接受假设. 这些检验结果与表 1 中各激发分

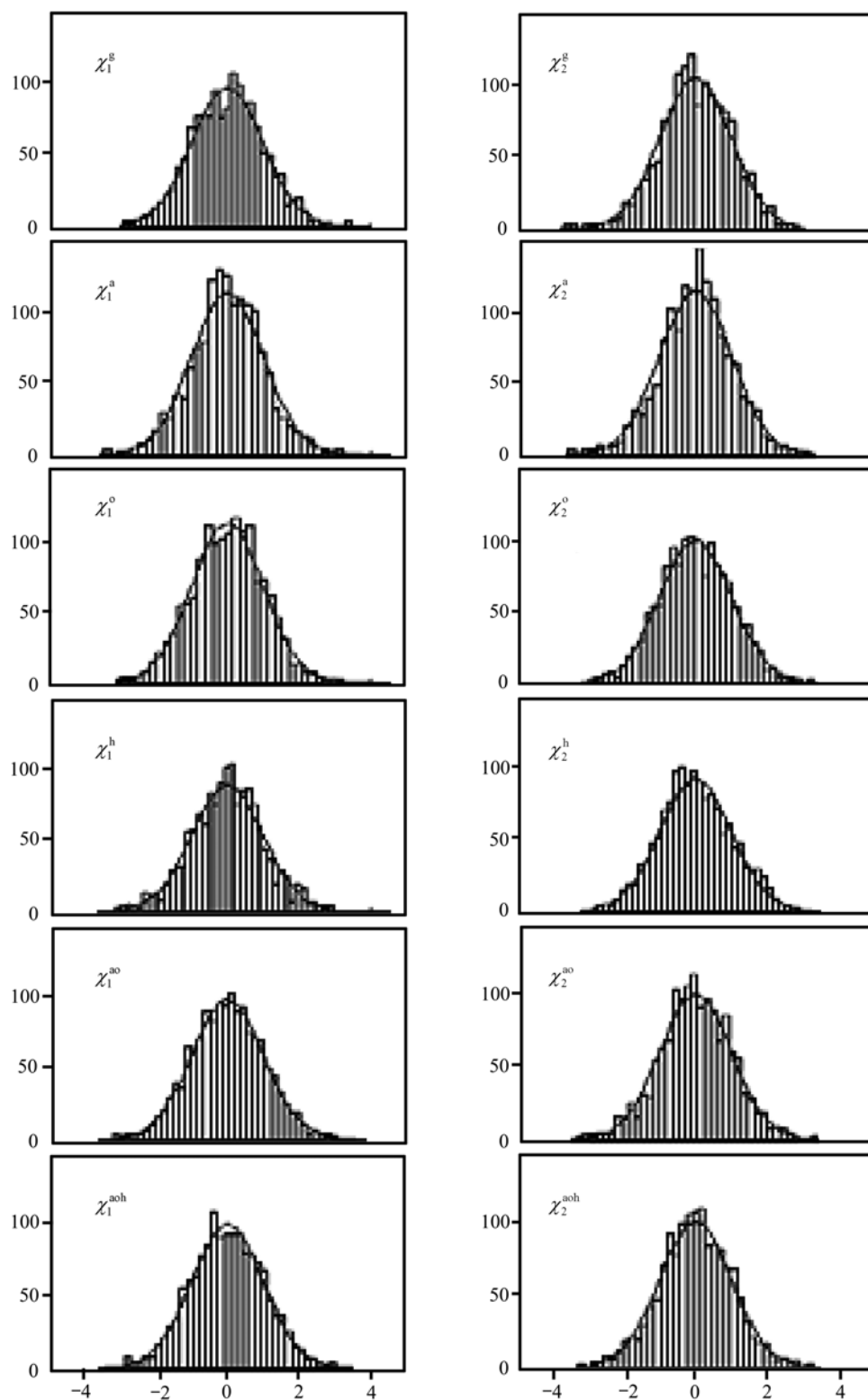


图 1 各激发函数(5 d 序列)经标准化处理后的分布密度直方图与标准正态分布曲线的比较

量的统计参数相对 $N(0,1)$ 参数的偏离情况非常一致.

() Smirnov 检验

Smirnov 检验用于对 2 个样本序列是否来自同一个总体或属于同一种分布做出检验和判断. 其步骤包括: (1) 将 2 个样本序列 $x_{(1,i)} (i=1, 2, \dots, n_1)$ 和 $x_{(2,j)} (j=1, 2, \dots, n_2)$ 按从小到大的顺序重新排列为一个序列, 如 $x^1 \leq x^2 \leq \dots \leq x^k \leq \dots \leq x^{n_1+n_2}$, 式中, 上标 k 表示该样本取值在重排序列的序号, n_1, n_2 分别为两个序列的样本数; (2) 根据样本 $x = x^k (k=1 \sim n_1+n_2)$ 的来源情况分别按下式计算出 2 个样本的累积分布函数:

$$S_{n1}^k(x) = \begin{cases} 0, & x < x_{(1,1)}, \\ \frac{i}{n_1}, & x_{(1,i)} \leq x < x_{(1,i+1)}, (i=1, 2, \dots, n_1-1), \\ 1, & x_{(1,n_1)} \leq x, \\ S_{n1}^{k-1}, & x \in x_{(2,j)}, (j=1 \sim n_2), \end{cases} \quad (7)$$

$$S_{n2}^k(x) = \begin{cases} 0, & x < x_{(2,1)}, \\ \frac{j}{n_2}, & x_{(2,j)} \leq x < x_{(2,j+1)}, (j=1, 2, \dots, n_2-1), \\ 1, & x_{(2,n_2)} \leq x, \\ S_{n2}^{k-1}, & x \in x_{(1,i)}, (i=1 \sim n_1). \end{cases} \quad (8)$$

这样, $S_{n1}(x)$ 与 $S_{n2}(x)$ 具有相同容量 n_1+n_2 ; (3) 找出两个累积分布函数偏差的最大者, 即

$$D_n = \max |S_{n1}^k(x) - S_{n2}^k(x)|, n = \frac{n_1 * n_2}{n_1 + n_2}; \quad (9)$$

(4) 将 D_n 值与给定显著性水平 α 和 n 时 D_n 的抽样分布

的 $p=1-\alpha$ 的分位数作比较, 以作出接受或拒绝原假设的判断.

在表 2 中也给出了同一激发函数的 2 个分量是否来自同一总体或具有相同分布的 Smirnov 检验结果. 表列数据说明, 在 4 种间距的单个激发和联合激发函数中, 只有 2 种间距的水文激发分量和 1 d 间距的测地激发分量拒绝同分布假设, 其余都接受同分布假设. 在表 3 中列出了 Chandler 摆动测地激发的 2 个分量与其他激发的相应分量是否来自同一总体或具有相同分布的 Smirnov 检验结果.

比较表 2 和表 3 可以看出, 虽然每种激发函数的 2 个分量可能各自服从正态分布, 甚至可能来自同一个正态总体, 但是测地激发的 2 个分量与大气激发、海洋激发和水文激发的相应分量不一定具有相同分布. 这从一个方面说明, 单独用大气激发、海洋激发或水文激发都不足以解释 Chandler 摆动的测地激发. 然而从 4 种间距的测地激发与联合激发 χ^{ao} 和 χ^{aoh} 的检验结果可以看出, 它们的相应分量之间具有相同的分布, 或者可能来自同一个总体. 由于一个随机变量的分布函数完整地描述了该随机变量的统计规律, 所以, 两个随机变量具有相同分布这一结果就以全新的视点证明, 大气激发、海洋激发和水文激发是 Chandler 摆动的主要激发源, 它们的联合激发已基本上与 Chandler 摆动的测地激发具有相同的概率统计性质.

3 结论和讨论

本文从激发函数的统计分布的角度入手, 对 Chandler 摆动的测地激发与大气、海洋、水文, 以及

表 2 在给定显著性水平 $\alpha=0.05$ 时, 各激发函数序列各分量的 Epps-Pulley 正态性假设检验和 2 分量的 Smirnov 同分布假设检验结果

	测地激发		大气激发		海洋激发		水文激发		联合激发(1)		联合激发(2)	
Epps-Pulley 单样本检验	χ_1^g	χ_2^g	χ_1^a	χ_2^a	χ_1^o	χ_2^o	χ_1^h	χ_2^h	χ_1^{ao}	χ_2^{ao}	χ_1^{aoh}	χ_2^{aoh}
1 d (1980~2001)	0	1	1	1	0	0	1	1	0	0	0	0
5 d(1980~2001)	0	1	1	1	0	0	1	1	0	1	0	1
1 m(1980~2001)	0	0	1	1	0	0	1	0	0	0	0	0
3 m(1948~2001)	1	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
Smirnov 双样本检验	$\chi_1^g \sim \chi_2^g$		$\chi_1^a \sim \chi_2^a$		$\chi_1^o \sim \chi_2^o$		$\chi_1^h \sim \chi_2^h$		$\chi_1^{ao} \sim \chi_2^{ao}$		$\chi_1^{aoh} \sim \chi_2^{aoh}$	
1 d (1980~2001)	1		0		0		1		0		0	
5 d(1980~2001)	0		0		0		0		0		0	
1 m(1980~2001)	0		0		0		0		0		0	
3 m(1948~2001)	0		0		0		1		0		0	

表 3 Chandler 摆动的测地激发与各地球物理激发是否来自同一总体或具有相同分布的 Smirnov 检验结果($\alpha=0.05$)

	测地激发-大气激发		测地激发-海洋激发		测地激发-水文激发		测地激发-联合激发(1)		测地激发-联合激发(2)	
	$\chi_1^g \sim \chi_1^a$	$\chi_2^g \sim \chi_2^a$	$\chi_1^g \sim \chi_1^o$	$\chi_2^g \sim \chi_2^o$	$\chi_1^g \sim \chi_1^h$	$\chi_2^g \sim \chi_2^h$	$\chi_1^g \sim \chi_1^{ao}$	$\chi_2^g \sim \chi_2^{ao}$	$\chi_1^g \sim \chi_1^{aoh}$	$\chi_2^g \sim \chi_2^{aoh}$
1 d (1980~2001)	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0
5 d (1980~2001)	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0
1 m (1980~2001)	0	1	0	0	1	1	0	0	0	0
3 m (1948~2001)	1	1	0	1	1	1	0	0	0	0

它们的 2 种联合激发的关系进行了详细分析, 结论如下: (1) 对于各别激发函数而言, Epps-Pulley 检验表明, 1 d 和 5 d 中的多数激发分量都拒绝正态分布假设, 1 m 和 3 m 间距序列中的多数分量都接受正态分布假设; (2) 对于联合激发函数各分量而言, 它们多数服从正态分布假设, 而且 2 个分量具有相同分布; (3) 无论各别激发分量本身是否服从正态分布假设, 或者同一激发函数的 2 个分量是否服从相同分布假设, 测地激发的 2 个分量与大气、海洋和水文激发的相应分量之间多数都拒绝同分布的假设; (4) 测地激发的 2 个分量与联合激发相应分量的同分布假设均被接受。

在 1 d 间距的测地激发中可能存在较大的周期约 4~5 天的误差, 这些误差可能来自天文观测, 也可能来自从地极移动到激发函数的转换模型(公式(1)). 在这些误差没有消除或压制之前, 测地激发与联合激发的多数分量都拒绝了同分布假设(3/4, 表 3 未给出); 对 1 d 间距的测地激发作 5 点滑动平均, 进一步消除和压制这些误差以后, 如表 3 第 1 行所示, 测地激发与联合激发的同分布假设均被接受. 对于 5 d、1 m 和 3 m 间距序列, 测地激发中的这些误差已被大部分消除, 因而这些误差不影响表 3 所示的检验结果。

我们强调, 在 2 种联合激发与测地激发的同分布检验中, 全部接受同分布假设, 而各别激发的大多数都拒绝同分布假设(见表 3). 这充分说明, 无论是大气还是海洋或者水文, 它们单独的动力学作用过程不足以解释观测到的 Chandler 摆动激发, 只有它们的联合作用才有可能与 Chandler 摆动的测地激发具有大致相同的统计学性质, 才有可能大致地解释 Chandler 摆动的测地激发. 因此, 我们有理由相信 Chandler 摆动的激发函数是随机的, 而且服从正态分布。

致谢 向提供大气角动量、海洋角动量、水文角动量和 SPACE2002 系列地极坐标序列的 R.Gross 教授(JPL, 美国喷气推进实验室), Jianli Chen 博士(CSR, 特克萨斯大学空间研究中心), R. Ponte 博士(AER, 美国大气与环境研究所), 以及美国环境预测中心/大气研究中心(NCEP/NCAR)表示

感谢. 华东师范大学统计系梁小筠教授为本工作提供了正态性检验国家标准的有关资料和其他帮助, 作者在此表示衷心感谢. 本工作为国家自然科学基金(批准号: 10133010, 10273018, 10373017)资助项目。

参 考 文 献

- 1 Jeffreys H. The variation of latitude. Monthly Notices R Astr Soc, 1940, 100: 139~155
- 2 Wilson C R, Vicente R O. Maximum likelihood estimates of polar motion parameters. In: McCarthy D D, Carter W E, eds. Variations in Earth Rotation. Geophys Monogr Ser, AGU, Washington DC, 1990, 59: 151~155
- 3 Ooe M. An optimal complex ARMA model of the Chandler wobble. Geophys J R Astr Soc, 1978, 53: 445~457
- 4 Wilson C R, Vicente R O. An analysis of the homogeneous ILS polar motion series. Geophys J R Astr Soc, 1980, 62: 605~616
- 5 黄淑亚, 廖新浩, 朱元兰. 研究 Chandler 摆动的一个随机激发模型. 天文学报, 2001, 42(3): 259~265
- 6 Gross R S. Combinations of earth orientation measurements: SPACE97, COMB97, and POLE97. J Geodesy, 2000, 73: 627~637 [DOI]
- 7 Wilson C R. Discrete polar motion equations. Geophys J R Astr Soc, 1985, 80: 551~554
- 8 Kalnay E, Kanamitsu M, Kistler R, et al. The NCEP/NCAR 40-year reanalysis project. Bull Am Met Soc, 1996, 77(3): 437~471 [DOI]
- 9 Goss R S, Fukumori I, Menemenlis D. Atmospheric and Oceanic Excitation of the Earth's Wobbles During 1980~2000. J Geophys Res, 2003, 108(B8): 2370~2385
- 10 廖德春, 廖新浩, 周永宏, 等. 水文、大气和海洋对钱德勒摆动的激发. 天文学报, 2004, 45(1): 48~56
- 11 Ponte R M, Rajamony J, Gregory J M. Ocean angular momentum signals in a climate model and implications for earth rotation. Climate dynamics, 2002, 19: 181~190 [DOI]
- 12 廖德春, 廖新浩. 全球陆地水储量对地球自转变化的激发作用. 天文学报, 2000, 41(4): 373~383
- 13 钟敏, 阎昊明, 朱耀仲, 等. 全球地表水储量再分布对周年极移的激发. 天文学报, 2002, 43(2): 212~219
- 14 GB/T 4882-2001, 数据的统计处理和解释, 正态性检验. 中华人民共和国国家标准批准发布公告 2001 第 4 号. 见 <http://www.chinaecai.com/qi/gbcp-200104.asp>
- 15 ISO 5479:1997, Statistical interpretation of data - Tests for departure from the normal distribution. The Netherlands, 1997
- 16 韩于羹. 应用数理统计. 北京: 北京航空航天大学, 1989
- 17 Siegel S. 非参数统计. 北星, 译. 北京: 科学出版社, 1986

(2004-03-01 收稿, 2004-09-23 收修改稿)