



论文

短中时间尺度上的气温变化和太阳辐射之间的关系研究

杨春霞*, 伍宏发, 胡丹婷

南京信息工程大学信息与控制学院, 南京 210044

* E-mail: y.cx@163.com

收稿日期: 2010-03-08; 接受日期: 2010-12-01

国家自然科学基金(批准号: 60874111)和江苏省青蓝工程和江苏省高校自然科学基金计划(编号: 07KJD120128)资助

摘要 探讨气温变化的时空特征及其产生原因越来越成为当代大气科学关注的焦点. 过去的大多研究揭示了长时间尺度上的气候变化受太阳辐射的影响情况. 本文采用经验模态分解的方法, 通过识别气温和太阳黑子变化中的特征时间尺度, 分析了短中时间尺度上南京市与石家庄市气温和太阳辐射之间的关系, 得到了吻合以前实证结果的太阳黑子 11 a 的准周期成分等, 在气温变化中也找到了相似于太阳黑子 5.5 和 11 a 的准周期成分, 但是相关性分析及检验某一模态信号是否为随机信号的验证分析同时说明相似周期成分之间并不相关. 在 95% 的置信度下, 南京市和石家庄市气温变化中确实存在不少短周期波动, 它们和太阳辐射之间并不存在直接的相关关系, 而且南京市气温 3.1 a 的中周期波动也吻合前人的研究成果.

关键词气候变化
多时间尺度的气温变化
太阳周期

全球及局部地区气候变化的诊断和归因分析越来越成为大气科学研究的主要问题^[1]. 在量化气候变化的各种指标中, 温度是最为常见和重要的指标之一. 因此, 探讨气温变化的时空特征及其产生原因正是目前大气科学关注的焦点, 尤其有关太阳辐射是否是影响气温变化主要因素的争议更是经久不衰^[2~4]. 最近, 政府间气候变化专门委员会(IPCC)在报告中指出, 在 95% 的置信度下, 全球变暖基本上不是由太阳辐射造成的(http://www.aaas.org/news/press_room/climate_change/media/4th_spm2feb07.pdf). 多数人认为, 从工业化时代以来, 大气中聚集的二氧化碳、甲烷等温室气体浓度的不断攀升才是全球变暖的罪魁

祸首. 但是也有人认为, 太阳活动的变化对全球气候产生的重大影响是毋庸置疑的. 这是因为, 太阳辐射是地球表面的主要热源. 确实, 不少实证研究发现, 太阳辐射的变化造成了地球表面温度以及大气温度的变化, 而且气温对太阳活动的响应呈正相关关系^[5~8]. 例如, Friis-Christensen 和 Lassen^[6]发现 1861~1989 年期间北半球陆地的温度变化正相关于太阳黑子数的变化. White 等^[7]利用海面气候观察资料(1900~1991)和海洋上层温度记录(1955~1994)也发现了相似的结论. Marsh 和 Svensmark^[8]发现 3 a 滑动平均后的对流层温度变化与太阳辐射强度变化相一致. 这些实证研究表明, 太阳活动频繁时, 地球表面

温度稍高; 太阳活动微弱时, 地球表面温度稍低. 然而, 太阳活动的周期短则几十天, 长则几世纪^[9-11], 那么不同时间尺度上变化的太阳辐射是否会导致气温变化的多时间尺度特征呢? 气温变化具有怎样的多时间尺度特征以及是什么因素造成这种特征的呢? 研究这些问题不仅有助于人们认识大气系统的运行规律, 而且还有助于进行短中期天气预测. 可是, 由于人们常认为短时间尺度上的温度波动不含有价值的信息, 所以大多研究集中于分析长时间尺度上的太阳活动对地球气候的影响. 其实, 如果以某一地区的日最高温度和日最低温度为参量, 分析较短时间尺度上太阳辐射对某一地区气候的影响, 这样的研究也非常有意义. 这里, 我们正是采用南京市和石家庄市每日的温度记录, 研究较短时间尺度上某一地区气温对太阳的响应, 得到了与以往长时间尺度上的研究结论不相同的实验结果, 这个重要发现对人们探讨气候变化的真正原因将会很有帮助.

1 方法

先采用经验模态分解(Empirical Mode Decomposition, EMD)的方法分别识别出气温和太阳黑子变化中的特征时间尺度, 然后分析不同时间尺度上的气温变化和太阳辐射之间的关系.

经验模态分解是 Huang 等^[12]在 1998 年提出的一种处理非线性非稳态信号的有效方法. Huang 等^[12]认为任何信号都是由不同的固有模态函数(intrinsic mode functions, IMF) 组合而成, 每个固有模态函数拥有相同数目的极值点与零点并且关于局部平均对称, 并将具有如下性质的信号定义为固有模态函数: (i) 该信号极值点的数目与零交叉点的数目相等或至多相差一个; (ii) 在任何时间点上, 由该信号的局部极大值点形成的包络线和由局部极小值点形成的包络线的平均值为零. Huang 等^[12]还认为当 Hilbert 变换作用到具有上述性质的信号上时, 便能给出物理意义明确的瞬时频率. 由于大多数信号不满足上述条件, 可能包含不止一个振荡模态, 因此需要先通过经验模态分解(EMD)将信号分解为固有模态函数之和. 以下是经验模态分解(EMD)的算法原理.

给定实信号 $x(t)$, 找出它的所有极值点, 然后用三次样条函数拟合所有局部极大值点, 得到上包络

线 $U(t)$, 同理, 由局部极小值产生下包络线 $L(t)$, 上下包络线应该将所有数据点包含在它们之间; 求得上下包络线的平均值, 记为 $m_1(t)$:

$$m_1(t)=[U(t)+L(t)]/2. \quad (1)$$

将原信号 $x(t)$ 减去 $m_1(t)$ 得到一个新信号 $h_1(t)$:

$$h_1(t)=x(t)-m_1(t), \quad (2)$$

这个过程称为筛分(sifting). 如果 $h_1(t)$ 满足 IMF 条件, 则 $h_1(t)$ 即为第一个固有模态函数. 如果 $h_1(t)$ 不满足 IMF 条件, 则转入下面的步骤. 将 $h_1(t)$ 作为待处理数据, 重复上述筛分, 得到上下包络的平均值 $m_{11}(t)$ 和 $h_{11}(t)$:

$$h_{11}(t)=h_1(t)-m_{11}(t). \quad (3)$$

再判断 $h_{11}(t)$ 是否满足 IMF 条件, 若不满足, 则重复循环 k 次:

$$h_{1k}(t)=h_{1(k-1)}(t)-m_{1k}(t), \quad (4)$$

直到 $h_{1k}(t)$ 满足 IMF 条件, 得到信号 $x(t)$ 的第一个固有模态函数, 记为 c_1 , c_1 代表原信号中最高频率的 IMF 分量:

$$c_1=h_{1k}(t). \quad (5)$$

将原信号 $x(t)$ 减去 c_1 , 得到残余信号 $d_1(t)$:

$$d_1(t)=x(t)-c_1(t). \quad (6)$$

将 $d_1(t)$ 作为原始数据重复以上步骤, 得到 $x(t)$ 的第二个固有模态函数 c_2 , 然后将 $d_1(t)$ 减去 c_2 , 得到 $d_2(t)$, 如此循环重复下去:

$$d_i(t)=d_{i-1}(t)-c_i(t). \quad (7)$$

直到分量 c_n 或当 $d_n(t)$ 变成单调函数, 不能再筛选出固有模态函数时, 停止上述分解过程.

最后, 原信号可表示为

$$x(t)=\sum_{i=1}^n c_i(t)+d_n(t), \quad (8)$$

$$d_i(t)=d_{i-1}(t)-c_i(t), \quad (9)$$

即通过 EMD 方法可以把任何一个信号 $x(t)$ 分解为若干个固有模态函数和一个残量 $d_n(t)$ 之和, 其中分量 c_i 分别包含了信号从高到低不同频率段的成分, 而 $d_n(t)$ 则为信号的平均趋势. 之后, 利用快速傅里叶变换(FFT)可以计算出每个模态自身的平均周期. 根据 Sargent^[13]的定义, 当在时间序列的功率谱密度函数中观测到峰值时, 这个时间序列就拥有相应的周期 $T=1/f$, f 的值为峰值处对应的频率. 这里正是根据这个定义计算出各个模态的平均周期的.

2 气温和同时期太阳黑子的波动特征分析

南京的温度数据是编号为 58238 站点观测到的 1951 年 1 月 2 日至 1982 年 2 月 26 日之间的日最低气温、日最高气温和日平均气温的记录, 可以从 <http://cdc.cma.gov.cn/index.jsp> 网站下载. 采用经验模态分解和快速傅里叶变换分析日最低气温数据后得到的结果显示在图 1 和 2 中, 图 1 显示了各个模态 (Mode) 随时间的变化, 图 2 显示了各自的功率谱密度函数 (Power). 图 2 中, 模态 6 的功率谱密度函数中出现一个峰值, 且峰值处对应的频率 $f \approx 2.72 \times 10^{-3}$ (1/d), 这表明模态 6 是一个 367 d 或者 1 a 的周期成分. 相应地, 模态 7~10 的周期分别是 1.3, 2.8, 6.2 和 10.4 a. 图 3 和 4 显示了日最高气温的分析结果. 从图 3 可以看出模态 6~10 的周期分别是 1, 1, 2.8, 5.2 和 7.8 a. 在图 2 和 4 中, 最上方两个模态 6 的功率都集中在相同频率 $f = 2.72 \times 10^{-3}$ 处, 这表明它们都是 1 a 的周期成分. 图 5 和 6 显示了日平均气温的分析结果. 模态 6~9 的周期分别是 1, 3.1, 4.5 和 7.8 a. 当研究 1000 hPa 上南京年平均气温的变化时, 郑红莲等^[14]发现了南京气温变化中存在一个 2.2 a 的短周期和一个 10 a 的中周

期. 在上述日气温变化的分析中也得到了相似的结果.

众所周知, 太阳从剧烈活动到渐渐平静又到剧烈活动, 它大约经历一个 11 a 的周期. 太阳黑子是太阳光球层上的临时现象, 是由高密度的磁性活动抑制了对流的激烈活动造成的, 在太阳表面形成的温度降低、颜色较暗的区域. 黑子的数量关联到太阳辐射的强度, 太阳黑子越多, 太阳常数会增加, 太阳变得更亮; 相反, 黑子数越少, 太阳常数会减少, 太阳变暗, 因此常用太阳黑子数的多少作为太阳活动强弱的代理. 与南京气温同期的太阳黑子记录可以从美国国家海洋和大气管理局的地理数据中心 (NGDC) 下载 (ftp://ftp.ngdc.noaa.gov/STP/SOLAR_DATA/SUNSPOT_REGIONS/Greenwich/). 图 7 和 8 显示了格林威治太阳黑子的分析结果. 从图 8 可以看出, 模态 8、9 和 10 的周期分别是 1.5, 5.2 和 10.4 a. 众所周知, 太阳活动周期在仅有的几天到几百年的范围内变化, 其中包括 155 d, 1.3~1.4, 5.5, 8 和 10.6 a 的周期^[9-11]. 图 8 中所得到的模态 8~10 的周期与以前研究结果非常接近. 而且, 从图 2 和图 8 最底部的功率谱密度函数可以看出, 日最低气温和太阳黑子相应模

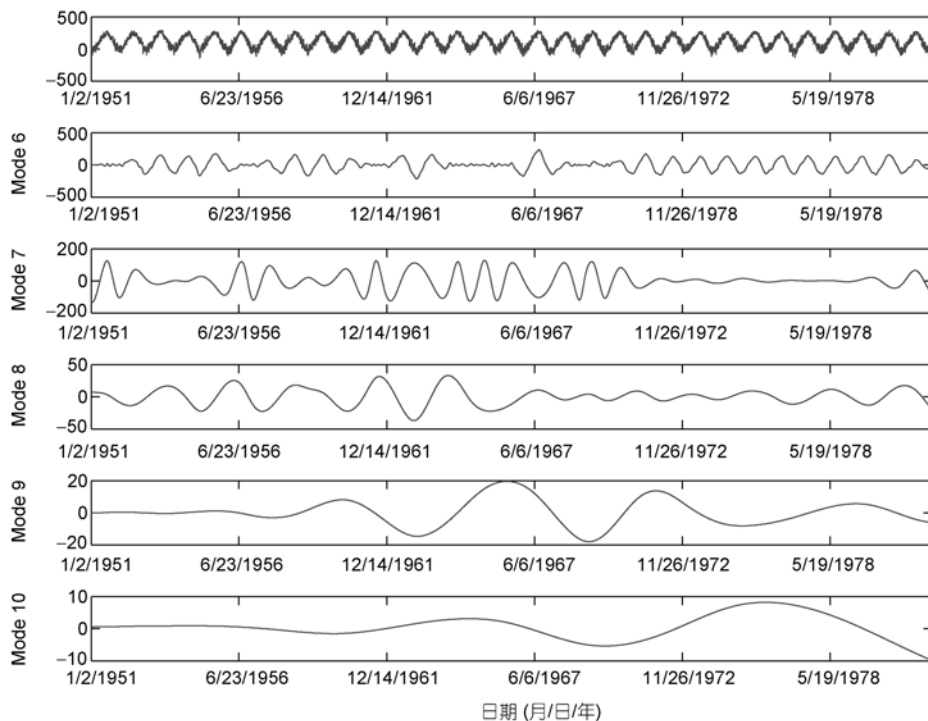


图 1 南京市日最低气温(第一个子图)及其波动模态 6~10

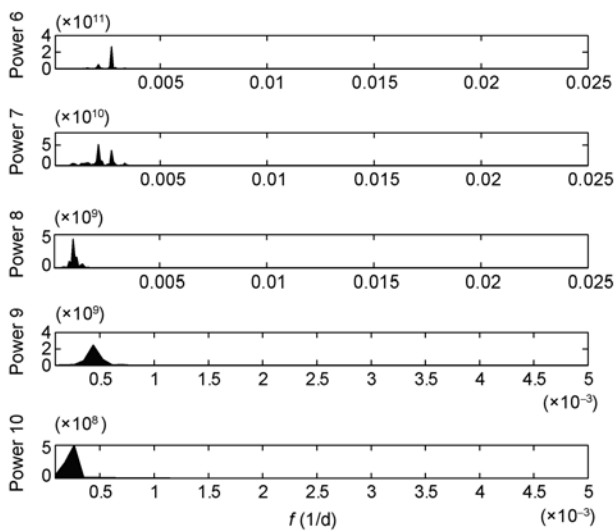


图2 南京市日最低气温模式6~10的功率谱密度函数

态的功率几乎都集中在频率 $f=0.26\times10^{-3}$ 处, 这表明这两个波动成分有相同的 10.4 a 的周期. 此外, 在南京气温变化中也存在着其他的周期, 如 1.3 和 5.2 a 的周期, 它们与太阳活动的相应周期非常接近, 这个现象意味着不同时间尺度上变化的太阳辐射可能会导致气温变化的多时间尺度特征. 为了验证气温和太阳黑子相似周期成分之间是否有着密切的联系, 我们计算了它们之间的相关系数, 如表 1 所示. 从表 1 可以看出, 相关系数大多接近于 0. 虽然周期为 7.8 a 的日平均气温中尺度波动与太阳黑子之间呈正相关关系, 但是日最低气温和日最高气温的中尺度波动与太阳黑子之间却出现负相关. 因此, 相似周期成分之间的相关性分析并不能说明短中时间尺度上的气温变化与太阳辐射之间是否有直接的相关关系.

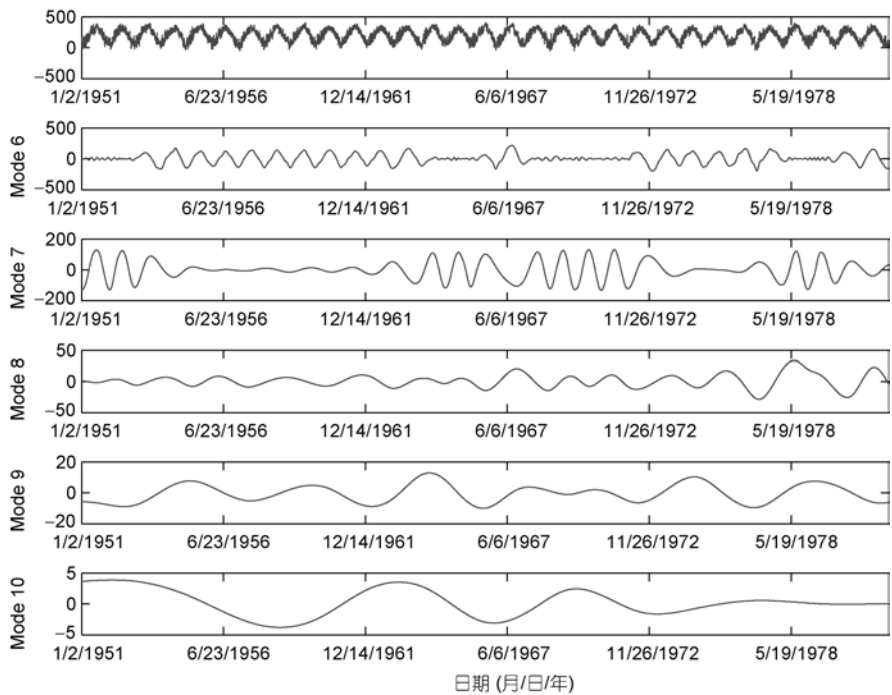


图3 南京市日最高气温(第一个子图)及其波动模式6~10

表1 南京气温与格林威治太阳黑子之间的相关系数^{a)}

S	$C_8(1.5)$	$C_8(1.5)$	$C_8(1.5)$	$C_9(5.2)$	$C_{10}(10.4)$
T_d	-0.039 ₍₁₎	0.039 _(1.3)	0.034 _(2.8)	0.014 _(6.2)	-0.678 _(10.4)
T_g	0.004 ₍₁₎	0.022 ₍₁₎	-0.111 _(2.8)	-0.019 _(5.2)	-0.558 _(7.8)
T_p	0.018 ₍₁₎		-0.087 _(3.1)	0.039 _(4.5)	0.2 _(7.8)

a) 表1中第1行是太阳黑子的模式, 括号内是相应的周期, 2~4行是相应的相关系数. 例如, 第3行的最后一个值-0.558_(7.8)表示日最高气温周期为 7.8 a 的模式和太阳黑子周期为 10.4 a 的模式之间的相关系数是-0.558. T_d , T_g 和 T_p 分别表示日最低气温、日最高气温和日平均气温, 括号里的值表示各自模式的周期.

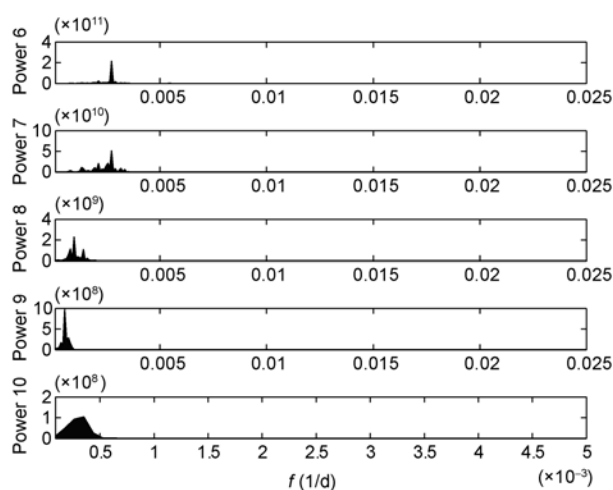


图 4 南京市日最高气温模态 6~10 的功率谱密度函数

此外, 我们又用编号为 53698 站点观测到的 1955 至 2008 年之间石家庄市的气温数据进行了类似分析, 温度数据是从河北省气象局得到的, 同期的太阳黑子记录可以从 ftp://ftp.ngdc.noaa.gov/STP/SOLAR_DATA/SUNSPOT_NUMBERS/AMERICAN/docs/ 下载. 图 9 和 10 显示了石家庄市日最低气温的分析结果, 其中模态 6~11 的周期分别是 1.1, 1, 1.5, 2.57, 6.0 和 10.8 a. 图 11 和 12 显示了石家庄市日最高气温的相应结果, 其中模态 7~11 的周期分别是 1, 1, 2.3, 5.4 和 10.8 a. 图 13 和 14 显示了石家庄市日平均气温的相应结果, 其中模态 6~10 的周期分别为 1, 1, 2.57, 5.4 和 10.8 a. 图 15 和 16 显示了美国日太阳黑子的分析结果, 其中模态 8~11 的周期分别为 1, 1.7, 5.4 和 10.8 a. 同时, 表 2 是美国太阳黑子和石家庄市

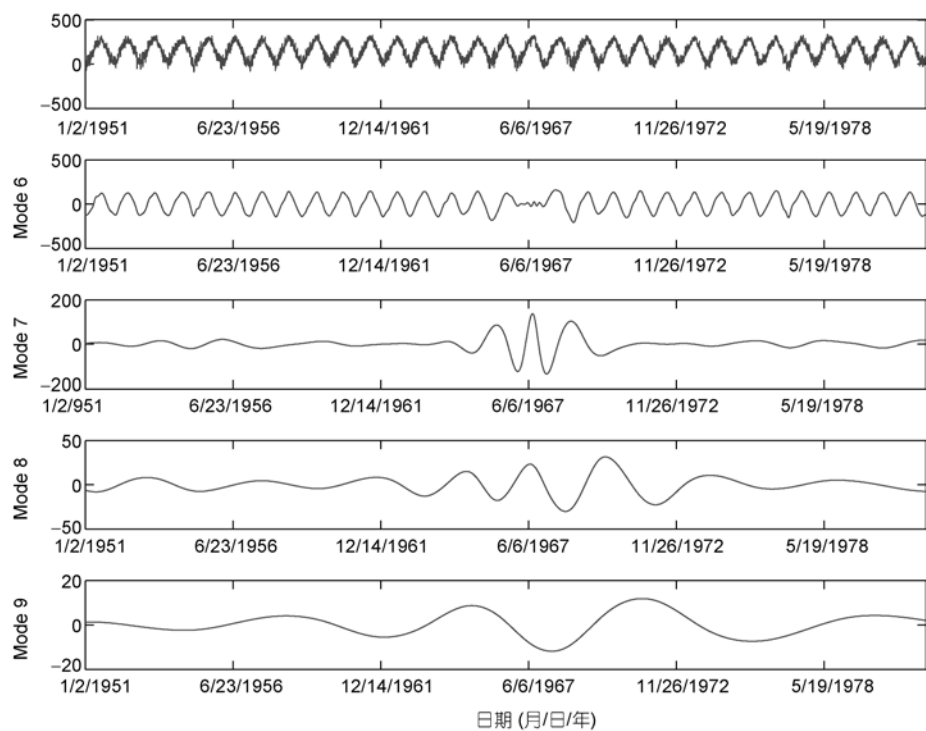


图 5 南京市日平均气温(第一个子图)及其波动模态 6~9

表 2 石家庄市气温与美国太阳黑子之间的相关系数

S	$C_8(1)$	$C_8(1)$	$C_9(1.7)$	$C_{10}(5.4)$	$C_{11}(10.8)$
T_d	$-0.015_{(1)}$	$0.075_{(1)}$	$-0.024_{(1.5)}$	$-0.156_{(6.0)}$	$-0.205_{(10.8)}$
T_d			$0.002_{(2.57)}$		
T_g	$0.115_{(1)}$	$0.089_{(1)}$	$-0.062_{(2.3)}$	$-0.126_{(5.4)}$	$-0.236_{(10.8)}$
T_p	$0.01_{(1)}$	$0.08_{(1)}$	$-0.177_{(2.57)}$	$-0.051_{(5.4)}$	$-0.53_{(10.8)}$

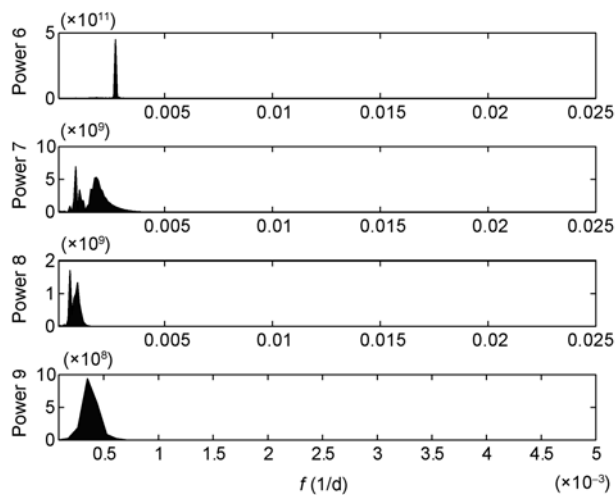


图 6 南京市日平均气温模态 6~9 的功率谱密度函数

气温的相似周期成分之间的相关系数. 结果表明短中时间尺度上的气温变化与相应尺度上的太阳活动之间不存在直接的相关关系.

3 温度与太阳黑子数据中统计信息的检验

针对南京气温数据, 我们用超过四百万个数据

点的白噪声序列作为参考数据, 先将白噪声序列分为 368 个标本, 然后采用 EMD 方法分解每个样本, 得到各自的固有模态函数. 之后, 采用 Wu 和 Huang^[15]提出的方法, 将每个固有模态函数的平均周期及能量密度分别用绿色和黄色的离散点画出来, 如图 17 所示. 图 17 中, 黑色实线是其理论期望值. 黑色虚线分别是第 5 和第 95 个百分点的分布线. 点状蓝色虚线分别是第 10 和第 90 个百分点的分布线. 如果要确定从目标时间序列获得的某个模态函数是否包含统计意义上的重要信息, 一般情况下将每个模态函数的平均周期和相应的能量与白噪声数据进行比较. 当固有模态函数的能量超过上分布线或低于下分布线时, 就认为该模态函数在相应的置信度下是包含信息的. 在图 17 中, x 表示日最低气温 11 个模态函数的平均周期和相应的能量. + 对应日最高气温 12 个模态函数的情况, * 对应日平均气温 11 个模态函数的情况, 星状点对应格林威治太阳黑子 11 个模态函数的情况. 显然, 图中的 3 个 x 点, 2 个 + 点, 2 个 * 点以及大多数的星状点都在置信度为 90% 的分布线之上. 对于日最低气温, 这些模态函数的周期分别是 1, 1.3 和 2.8 a; 对于日最高气温, 其周期为 1 a;

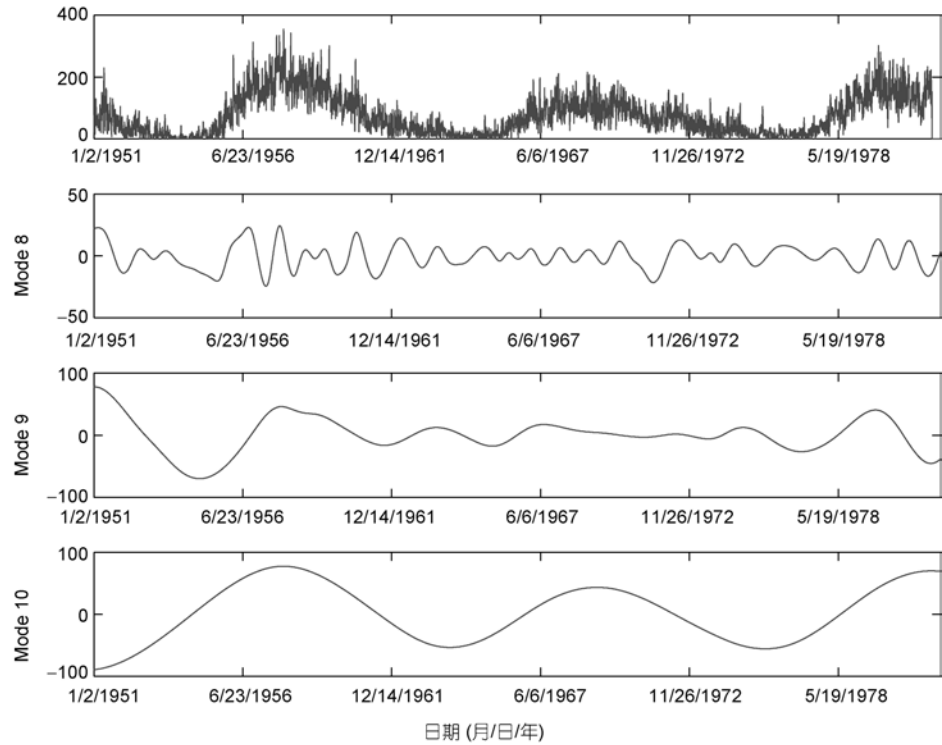


图 7 格林威治的日太阳黑子记录(第一个子图)及其模态 8~10

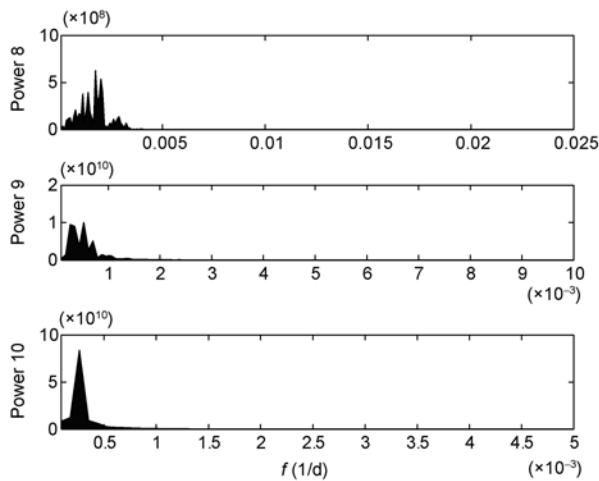


图 8 格林威治太阳黑子模式 8~10 的功率谱密度函数

对于日平均气温, 其周期分别为 1 和 3.1 a; 对于太阳黑子, 其周期分别为 1.5, 5.2 和 10.4 a. 在南京气温数据中, 某些波动成分的周期如 5.2 和 10.4 a 的周期与太阳活动的相应周期非常接近, 但是如图 17 所示,

它们被第 5 和第 95 百分点的分布线所覆盖, 这表明它们不包含有价值的信息. 尽管在 95% 的置信度下, 南京气温波动中存在 1, 1.3 和 3.1 a 的周期变化, 但是前面的相关性分析已经表明它们与相应尺度上的太阳活动并不相关. 因此, 该检验进一步证实了在短中时间尺度上气温变化与太阳活动之间并不直接相关. 此外, 王体健和万静^[16]对长江三角洲地区的五个城市(上海、无锡、杭州、湖州、嘉兴)近 50 a 的逐日气温资料进行了周期性分析, 他们发现在 95% 的置信度下五个城市的气温均呈现 3~4 a 的准周期变化. 这里得到的南京气温波动中存在 3.1 a 周期变化的研究结果与他们所得到的结论非常一致.

图 18 显示了有关石家庄市气温数据的分析结果, 这里的参考数据是 200 个样本的白噪声序列, 其中每个样本含有 19724 个数据点. 在图 18 中, × 表示日最低气温 13 个模式函数的平均周期和相应的能量; + 对应日最高气温 13 个模式函数的情况; * 对应日平均气温 12 个模式函数的情况; 星状点对应美国太阳黑子

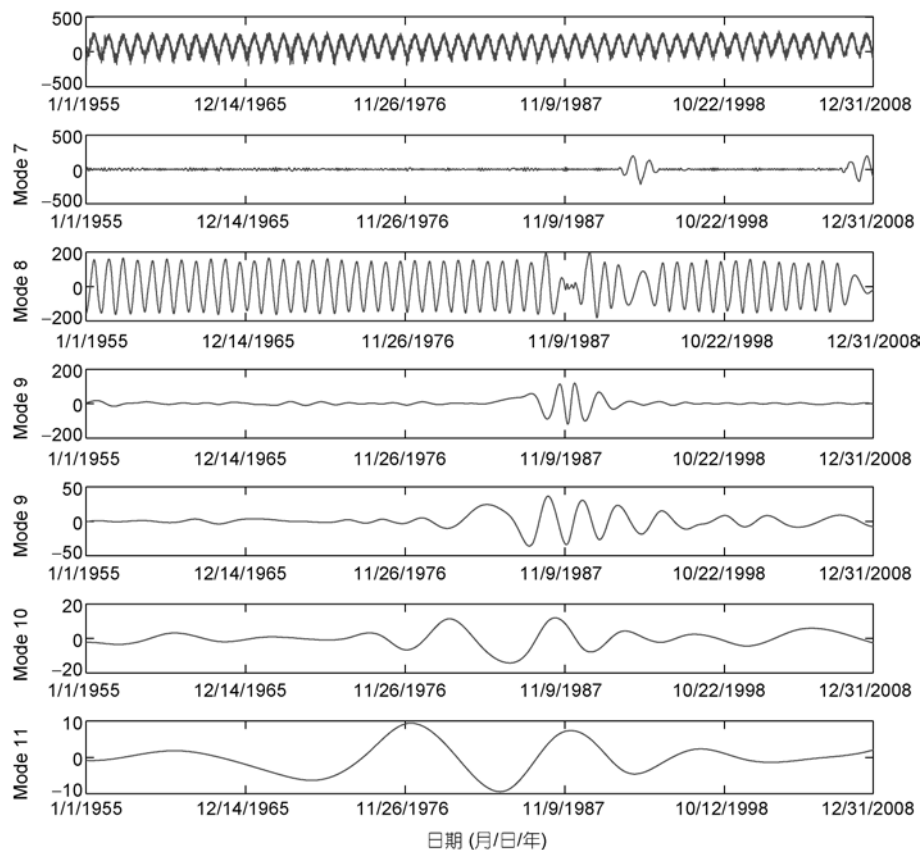


图 9 石家庄市日最低气温(第一个子图)及其波动模式 7~11

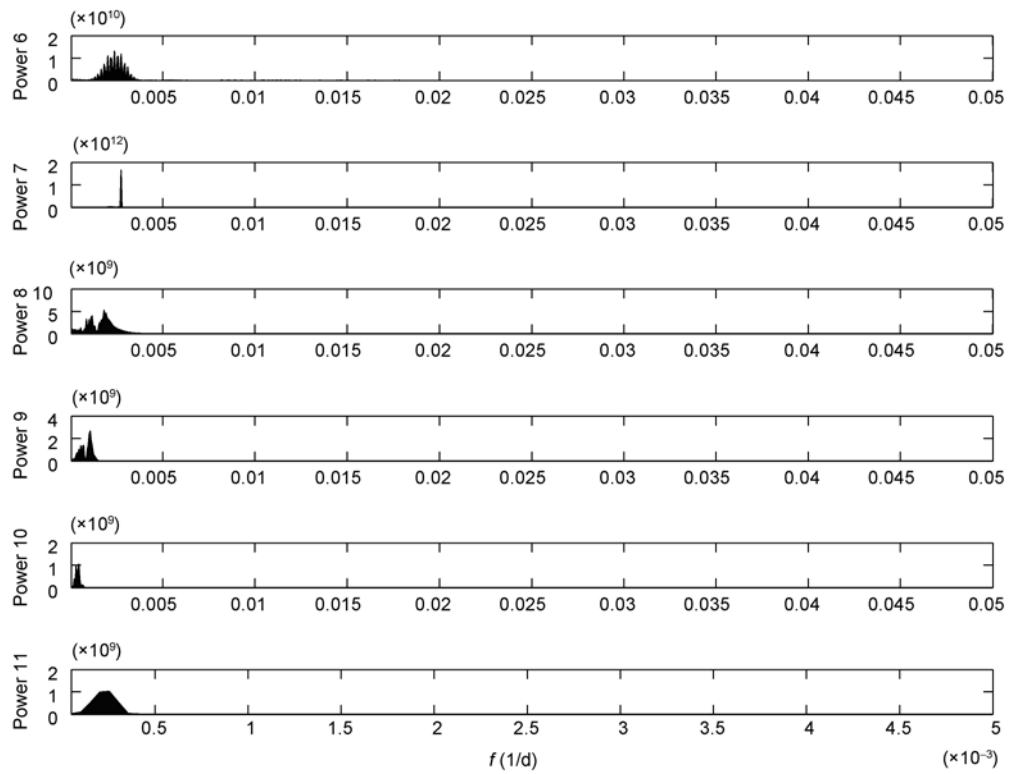


图 10 石家庄市日最低气温模式 6~11 的功率谱密度函数

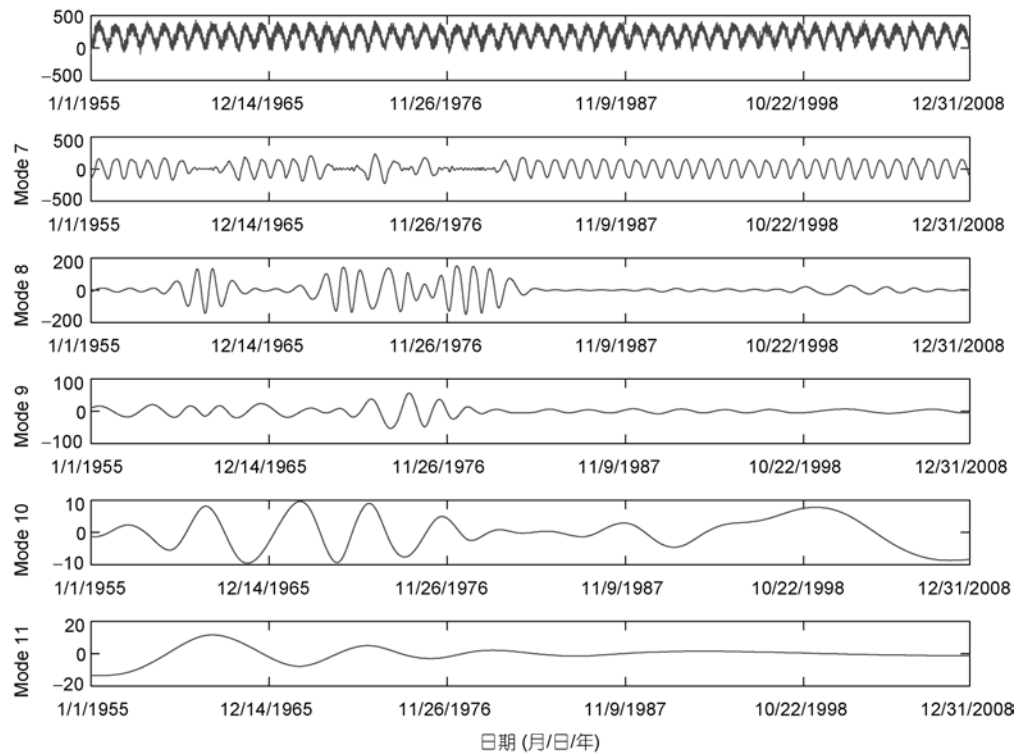


图 11 石家庄市日最高气温(第一个子图)及其波动模式 7~11

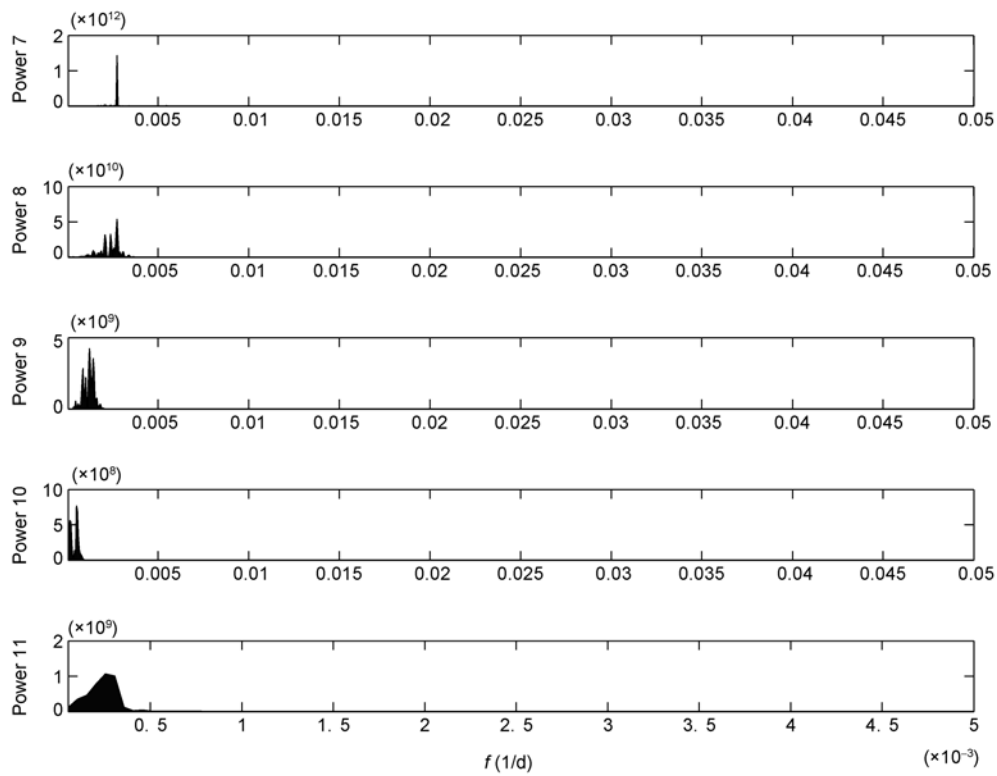


图 12 石家庄市日最高气温模态 7~11 的功率谱密度函数

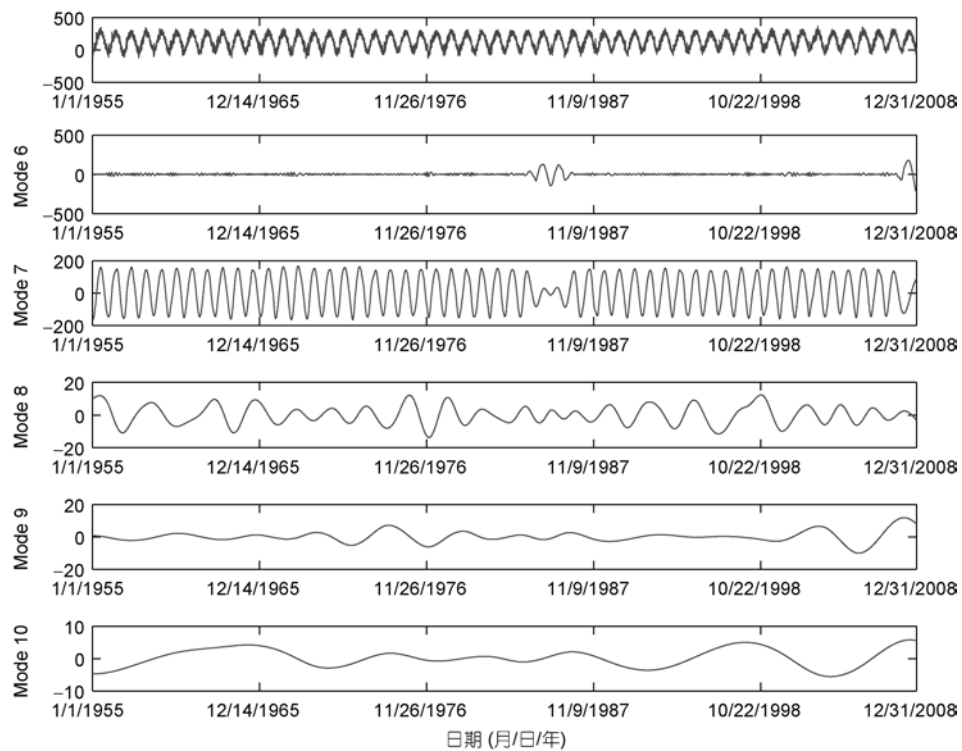


图 13 石家庄市日平均气温(第一个子图)及其波动模态 6~10

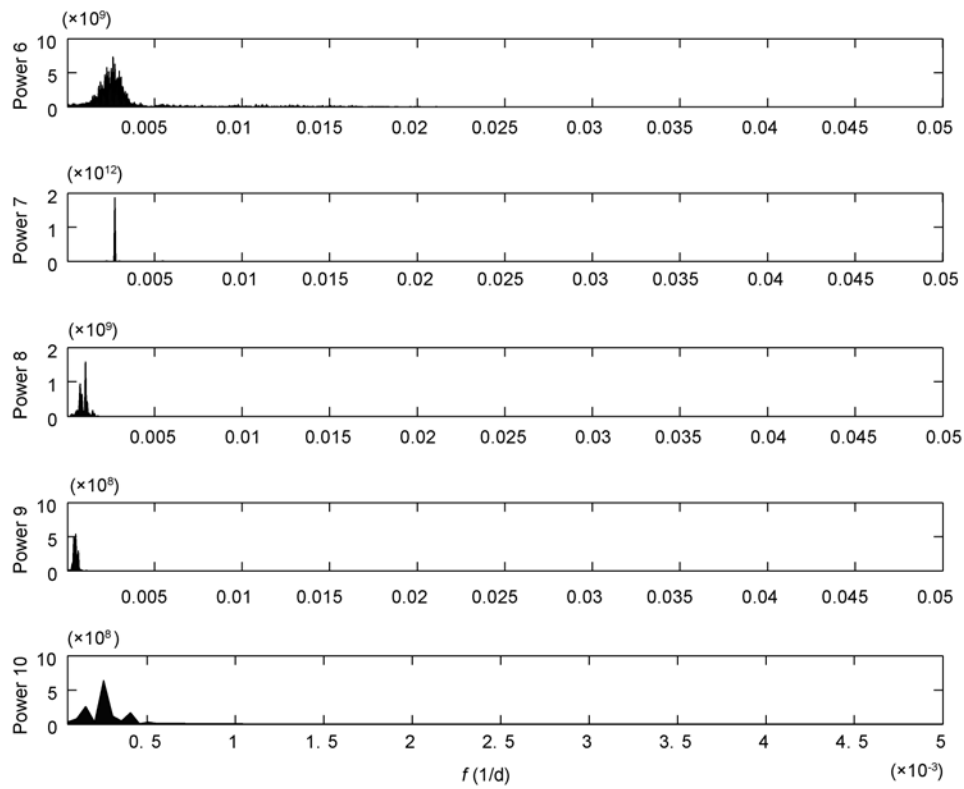


图 14 石家庄市日平均气温模式 6~10 的功率谱密度函数

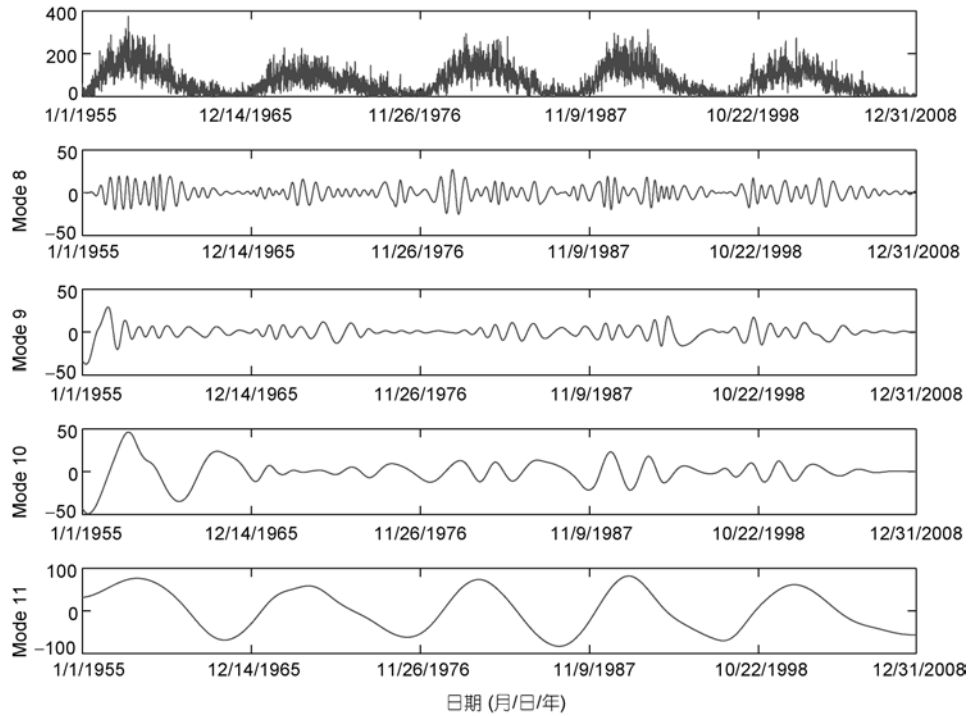


图 15 美国日太阳黑子记录(第一个子图)及其波动模式 8~11

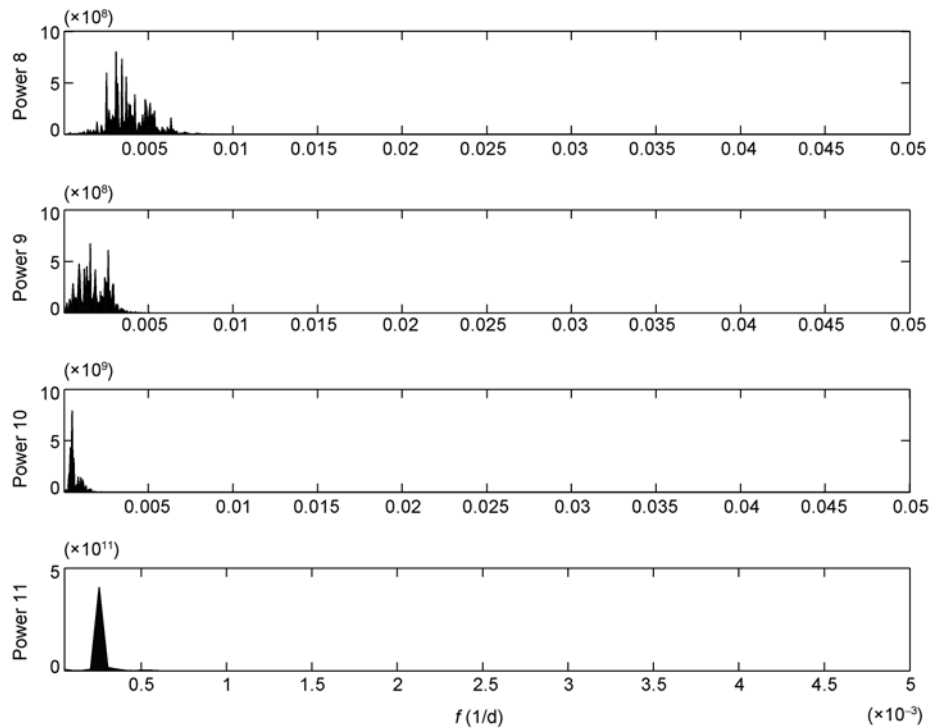


图 16 美国太阳黑子模态 8-11 的功率谱密度函数

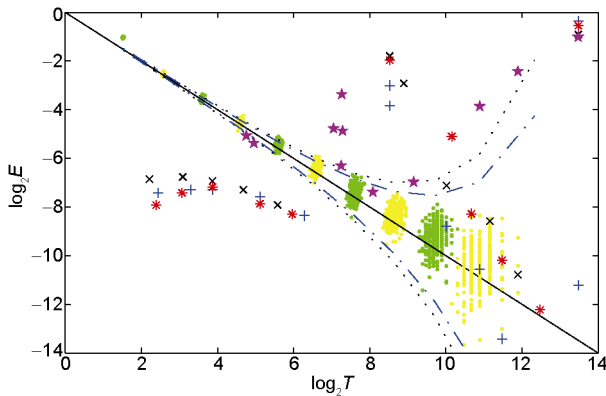


图 17 能量密度与平均周期的关系

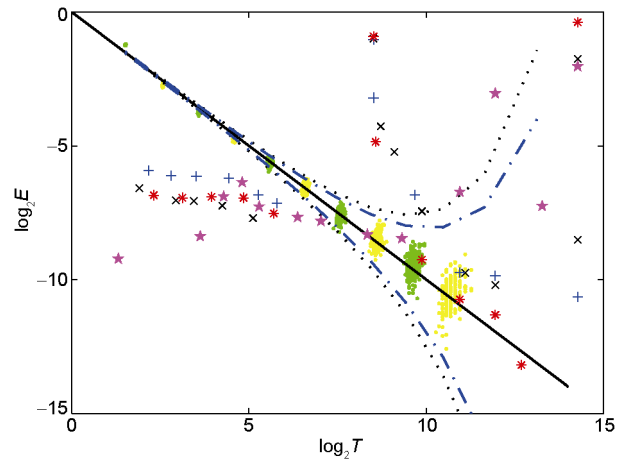


图 18 能量密度与平均周期的关系

13 个模态函数的情况. 显然, 美国太阳黑子中 5.4 和 10.8 a 的周期模态位于第 95 个百分点的分布线之上, 然而石家庄市气温波动中与此周期相近的模态却被第 5 和第 95 百分点的分布线所覆盖, 这表明它们不包含有价值的信息. 尽管在 95% 的置信度下, 气温变化中存在 1, 1.5 和 2.5 a 的周期, 但是前面的相关性分析同样表明它们与相应尺度上的太阳活动并不相关. 因此, 该检验又一次证实了在短中时间尺度上气温变化与太阳活动并不直接相关. 此外, 在 95% 的置信

度下, 南京市和石家庄市的气温波动中含有许多短周期变化, 这些波动模态位于图 17 和 18 的下界分布线之下, 它们同样和太阳活动不直接相关.

4 讨论与结论

气象学界通常将地球平均温度短时间尺度上的统计变化解释为噪声, 因此大多研究关注长时间尺

度上太阳活动对地球气候的影响. 与此相反, 本文采用两组数据讨论了较短时间尺度上某一地区气候对太阳变化的响应, 一组是南京市逐日气温和格林威治太阳黑子记录, 另一组是石家庄市逐日气温和美国太阳黑子记录. 这里首先采用经验模态分解的方法, 识别了气温和太阳黑子变化中的特征时间尺度, 得到了吻合以前实证结果的太阳黑子 11 a 的准周期成分, 在气温变化中也找到了相似于太阳黑子 5.5 和 11 a 的准周期成分, 但是相似周期成分之间的相关性分析表明短中时间尺度上的气温变化与太阳活动并

不直接相关. 这一结论也被检验某一模态信号是否为随机信号的验证分析所证实. 研究表明, 在 95% 的置信度下, 南京市和石家庄市气温变化中确实存在不少短中周期波动, 尤其南京市气温 3.1 a 的中周期变化非常吻合前人的研究结果. 由于其他因素如火山运动、大气圈内部的变化和温室气体等也会导致气候变化, 那么究竟是什么因素造成气温短中时间尺度上的波动特征呢? 这需要进行进一步研究才能明了. 寻找气温短中时间尺度上变化的产生原因正是我们近期内研究工作的重点.

致谢 感谢审稿专家提出的宝贵意见, 感谢河北省气象局提供的大力帮助.

参考文献

- 1 Houghton J T, Ding Y, Griggs D J, et al. Climate Change 2001: The Scientific Basis. Cambridge: Cambridge University Press, 2001
- 2 Eddy J A. The maunder minimum. Science, 1976, 192: 1189–1202
- 3 Haigh J D. The impact of solar variability on climate. Science, 1996, 272: 981–984
- 4 Scafetta N, West B J. Is climate sensitive to solar variability? Phys Today, 2008, 61: 50–51
- 5 Haigh J D. The effects of solar variability on the Earth's climate. Phil Trans Roy Soc A, 2003, 361: 95–111
- 6 Friis-Christensen E, Lassen K. Length of the solar-cycle: An indicator of solar activity closely associated with climate. Science, 1991, 254: 698–700
- 7 White W B, Lean J, Cayan D R, et al. Response of global upper ocean temperature to changing solar irradiance. J Geophys Res, 1997, 102: 3255–3266
- 8 Marsh N, Svensmark H. Solar influence on Earth's climate. Space Sci Rev, 2003, 107: 317–325
- 9 Richardson J D, Paularena K I, Belcher J W, et al. Solar wind oscillations with a 1.3 year period. Geophys Res Lett, 1994, 21: 1559–1560
- 10 Prabhakaran Nayar S R, Radhika V N, Revathy K, et al. Wavelet analysis of solar, solar wind and geomagnetic parameters. Solar Phys, 2002, 208: 359–373
- 11 Cohen T J, Sweetser E I. The 'spectra' of the solar cycle and of data for Atlantic tropical cyclones. Nature, 1975, 256: 295–296
- 12 Huang N E, Shen Z, Long S R, et al. The empirical mode decomposition and the Hilbert spectrum for nonlinear and non-stationary time series analysis. Proc R Soc Lond A, 1998, 454: 903–995
- 13 Sargent T J. Macroeconomic Theory. New York: Academic Press, 1979
- 14 郑红莲, 严军, 张铭. 南京地区地面平均气温的变化. 解放军理工大学学报(自然科学版), 2002, 3: 87–91
- 15 Wu Z, Huang N E. A study of the characteristics of white noise using the empirical mode decomposition method. Proc R Soc Lond A, 2004, 460: 1597–1611
- 16 王体健, 万静. 长江三角洲地区近 50 a 的气温变化特征分析. 暴雨灾害, 2008, 27: 109–113