

# 中国夏冬两季最概然温度分布 及其增温趋势减缓\*

钱忠华<sup>1)2)3)</sup> 封国林<sup>1)2)3)†</sup> 龚志强<sup>1)</sup>

1)(兰州大学大气科学学院,兰州 730000)

2)(中国科学院大气物理研究所东亚区域气候-环境重点实验室,北京 100029)

3)(扬州大学物理科学与技术学院,扬州 225002)

(2010 年 2 月 23 日收到;2010 年 5 月 4 日收到修改稿)

利用中国气象局国家气象信息中心 1961—2008 年夏、冬两季日平均温度资料,基于偏态分布函数提出最概然温度.研究表明,最概然温度比平均温度更能合理地代表气象观测站的背景温度场.就年代际而言,在 20 世纪 90 年代中期之前,中国夏季年最概然温度以相对低温为主,随后呈现波动增温趋势,但自 2005 年增温趋势有所减缓.冬季年最概然温度在 1961—1986 年这一时段以相对低温为主,1987 年到 21 世纪初显著变暖,但 2000 年后增温趋势减缓.总体而言,冬季增温幅度较夏季强,且增温时间早于夏季 5—10 年.本文定义的 1961—1990,1971—2000 和 1981—2008 年三个气候态的研究表明,夏季最概然温度在第三气候态增温明显,而冬季在第二气候态增温显著,在第三气候态增温趋势减弱.尤其值得注意的是,近年来在四川、广东和广西部分地区最概然温度具有下降趋势,这是否预示着中国气候态的转型还有待深入研究.

**关键词:** 增温趋势减缓,最概然温度,Box-Cox 变换

**PACC:** 9260X

## 1. 引 言

近百年来,全球气候正经历一次以变暖为主要特征的显著变化.已有的研究表明,全球变暖过程中,大部分地区日最低温度升高明显,其增幅高于日最高温度,使得日较差变小,表现出一种日夜增暖的不对称性<sup>[1,2]</sup>.自 20 世纪 60 年代以来,全球大部分陆地地区极端冷事件(如低温、寒潮、霜冻、冷夜和冷日等)发生频率逐渐减少,而极端暖事件(如高温、热浪、暖日和暖夜等)发生频率明显增加,其中极端冷事件频率的减少比极端暖事件的增加更为明显.最近的 10 余年,国内外对极端天气气候事件的时间变化特点进行了大量研究<sup>[3—15]</sup>.联合国气候变化专家委员会第四次评估报告<sup>[16]</sup>(IPCC AR4)对 2007 年之前的相关研究进行了系统总结,就中国地区而言,近几十年的日最高温度略有增加,最低

温度显著增加,日较差明显变小.在最近 40—50 年中,部分区域的极端最低温度和平均温度有明显上升,尤其以北方冬季更为突出<sup>[17,18]</sup>.目前,绝大部分工作采用线性多元统计方法研究气候平均量的变化趋势、气候变率的时空特征和两个场的相互关系等,这些方法都假设观测资料服从正态分布.而天气气候极值往往出现于非正态分布的气象要素序列中.基于正态假设的极值诊断理论来估计其特征值显然会产生较大偏差,影响分析结果的可信度.因此,完全忽视气象观测资料的偏态分布特征所得的结论还有待商榷.

在采用统计方法探索气象要素演变规律的工作中,气象要素的平均值作为其总体数学期望的一个估计,仅仅是通过数学平均反映了该要素的平均状况.而统计物理学认为,宏观系统的特性是大量微观运动的宏观表现,每种微观运动形式会有多种分布,其中概率最大的分布为最概然分布,且已证

\* 国家自然科学基金(批准号:40930952, 40875040, 40775048)、科技部支撑项目(批准号:2007BAC29B01)和公益性行业(气象)科研专项(批准号:GYHY200806005)资助的课题.

† 通讯联系人. E-mail: fenggl@cma.gov.cn

明,最概然分布能够表征系统微观演化达到平衡态时的宏观特征<sup>[19]</sup>.

鉴于此,本文通过 Box-Cox 变换得到原温度序列的偏态概率密度分布函数(PDF),它比正态分布函数更能很好地描述原温度序列,尤其对概率分布的尾部拟合较好,可以在很大程度上克服正态函数拟合的不足.通过 PDF 可求得物理含义明确且能反映温度背景场的最概然温度,进而研究中国最概然温度的变化对全球变暖的响应.

## 2. 资料及方法

### 2.1. 资料

本文采用中国气象局国家气象信息中心资料室提供的 194 个国际交换站 1961—2008 年的日平均气温资料,针对夏、冬两季开展研究工作.

### 2.2. 研究方法

#### 2.2.1. Box-Cox 变换

Box-Cox 变换<sup>[20]</sup>是一种基于极大似然法的幂转换模型,是统计诊断技术中针对实际数据与既定模型偏离较大情形时的一种比较有效的“治疗措施”,可以明显地改善数据的正态性,其转换形式为

$$y(\lambda) = \begin{cases} \frac{y^\lambda - 1}{\lambda} & (\lambda \neq 0) \\ \ln(y) & (\lambda = 0) \end{cases}, \quad (1)$$

其中  $\lambda$  是一个待定的变换参数,  $y > 0$ . 对不同的  $\lambda$  所做的变换不同,相应的幂分布族是十分有用的连续分布族. 对因变量的观测值  $\{y_1, \dots, y_n\}$  有

$$y(\lambda) = \{y_1(\lambda), \dots, y_n(\lambda)\}, \quad (2)$$

与自变量具有非线性依赖关系. 因此,Box-Cox 变换是通过参数的适当选择,达到对原数据“综合治理”的目的,从而改善数据的正态性、对称性等,而  $\lambda$  可以通过极大似然法估计获得<sup>[21]</sup>.

#### 2.2.2. Box-Cox 变换指数含义

对夏季原温度序列  $\{T_{i0}\}$ , 先进行无量纲化,

$$\{T_i\} = \{T_{i0}/\bar{T}\}. \quad (3)$$

令

$$y_i^{(\lambda)} = \frac{T_i^\lambda - 1}{\lambda}, \quad (4)$$

对序列  $\{y_i^{(\lambda)}\}$  通过极大似然法估计求得变换指数

$$\lambda, \text{ 其中 } \bar{T} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N T_{i0}.$$

冬季逐日平均温度存在小于零的情形,而 Box-Cox 变换要求所变换的数据大于零,因此将序列整体平移. 对冬季原温度序列  $\{T_{i0}\}$ ,

$$\{T'_i\} = \{T_{i0} - T_{\min}\} \quad (5)$$

进行 Box-Cox 变换.

变换指数  $\lambda$  表征了原始数据的概率分布与正态分布的偏离程度.  $\lambda < 1$ , 表明原始数据序列相对于正态分布呈左偏,  $\lambda$  值越小左偏越明显;  $\lambda > 1$ , 表明原始数据序列呈右偏,  $\lambda$  值越大右偏越明显;  $\lambda = 1$ , 表明原始数据序列呈左右对称的正态分布.

#### 2.2.3. 偏态分布函数

由(3)和(4)式得夏季日均温原始温度序列的 PDF,

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma\bar{T}^\lambda} \exp\left[-\frac{(x^\lambda - \bar{T}^\lambda)^2}{2\lambda^2\sigma^2\bar{T}^{2\lambda}}\right] x^{\lambda-1}, \quad (6)$$

其中  $\sigma$  是经过 Box-Cox 变换后的标准差. 当  $\lambda = 1$  时,(6)式简化为正态分布,

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma'} \exp\left[-\frac{(x - \bar{T})^2}{2\lambda^2\sigma'^2}\right], \quad (7)$$

其中  $\sigma' = \sigma\bar{T}$ ,  $\sigma'$  为原始温度序列的标准差,显然(7)式是(6)式偏态分布的一种特例. 同理得到冬季原始温度序列的 PDF,

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma(T_{i0} - T_{\min})^\lambda} \times \exp\left[-\frac{\left(\left(\frac{x - T_{\min}}{T_{i0} - T_{\min}}\right)^\lambda - 1 - \lambda u\right)^2}{2\lambda^2\sigma^2}\right] \times (x - T_{\min})^{\lambda-1}, \quad (8)$$

其中  $u$  为变换后序列的均值. 称(6)和(8)式为日温度序列偏态概率密度分布函数.

#### 2.2.4. 最概然温度

由(6)式,令  $\frac{dp}{dT} = 0$ , 得夏季日均温的最概然温度

$$T_p = \left(\frac{\bar{T}^\lambda + \sqrt{\bar{T}^{2\lambda} + \frac{2(\lambda - 1)}{b\lambda}}}{2}\right)^{\frac{1}{\lambda}}, \quad (9)$$

其中  $b = \frac{1}{2\lambda^2\sigma^2\bar{T}^{2\lambda}}$ .  $T_p$  表示单位温度间隔内  $T_p$  处的

温度几率最大,换言之,  $T_p$  反映了各站最有可能测得的温度状态. 相对气象测量中通常根据各站某日多个时次测量值的平均值,即平均温度  $\bar{T}$ , 代表该站

的温度背景场,最概然温度  $T_p$  意义更为明确,可表征各站温度场最有可能发生的背景温度.若温度序列分布呈对称的正态分布,则  $T_p = \bar{T}$ ,最概然温度  $T_p$  与平均温度  $\bar{T}$  之差从另一方面又反映了温度序列与正态分布的偏离程度.若  $T_p > \bar{T}$ ,则序列呈右偏,在相应的右偏区域, $T_p$  比  $\bar{T}$  更能突出该区域暖的程度; $T_p < \bar{T}$ ,则序列呈左偏,在相应的左偏区域, $T_p$  比  $\bar{T}$  强化了该区域冷的程度.因此, $T_p$  以出现概率最大的温度,一方面反映了大众最常感知的温度,同时比平均温度更强化某区域的冷暖程度,具有较明确的物理含义和实际的应用价值.

### 3. 中国近 48 年日平均温度最概然温度的时空特征

#### 3.1. 中国日平均温度序列的偏态分布特征

变换指数  $\lambda$  反映了温度序列的偏态情况,以正态分布  $\lambda = 1$  为基准,根据变换指数的大小定义了 6 个偏态级别, $\lambda \in [-\infty, 1 - 2\sigma]$  为左偏 III 级, $[1 - 2\sigma, 1 - \sigma]$  为左偏 II 级, $[1 - \sigma, 1]$  为左偏 I 级, $[1, 1 + \sigma]$  为右偏 I 级, $[1 + \sigma, 1 + 2\sigma]$  为右偏 II 级和  $[1 + 2\sigma, \infty]$  为右偏 III 级,其中  $\sigma$  是变换指数序列的标准差.中国日平均温度序列的偏态分布情况如图 1 所示.夏季日平均温度序列普遍呈右偏,只有云南腾冲站、西藏拉萨站的  $\lambda < 1$ ,分别为 0.84 和 0.87.右偏 I 级区域主要分布在西藏、青海、甘肃、内蒙古和东北北部等干旱半干旱地区,与所处海拔或纬度较高有关,夏季高于平均温度的高温日数相对较少.另外,江淮部分地区也呈右偏 I 级,反映了该地区高温日数相对较少.右偏 II 级区域主要在新疆、辽宁、湖北、河南、浙江、广西一带,而右偏程度较高的 III 级区域主要在长江以南地区,包括河北、湖南、湖北、江西、广东,这一区域夏季平均温度比较高,偏离平均态的事件相对比较多,导致该区域的温度序列分布与正态分布偏差较大.

冬季温度序列的变换指数纬向变化特征较明显.其右偏的区域主要在黄河中上游地区和内蒙古中西部、新疆北部,其中在西北地区中东部和西部等地的部分地区右偏较显著,表明在这些地区冬季高于平均温的日数较多;左偏区域主要在我国中东部地区、西北中部及西藏等地,左偏较明显的则在长江中下游以南大部地区及黑龙江等地,这些地区冬季温度低于平均态的事件较多.

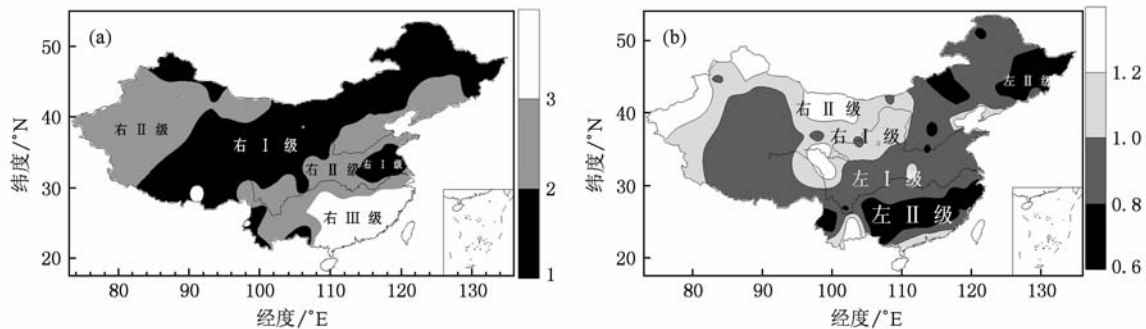


图 1 1961—2008 年日平均气温 Box-Cox 变换指数全国分布 (a) 夏季, (b) 冬季

#### 3.2. 偏态与正态函数拟合比较

为了定量的比较正态与偏态拟合的优劣性,以广东汕尾站夏季温度为例进行分析,其变换指数为  $\lambda = 6.9$ ,表明该站温度序列呈较明显的右偏.如图 2 所示,在原温度序列偏态程度较大情形下,偏态函数拟合较好,尤其是在尾部,达到很高的拟合精度.根据最小二乘法分别计算正态和偏态拟合与实际

温度序列的概率密度的残差平方和  $e_1$  和  $e_2$ ,由此计算两种拟合的残差平方和之差为  $\delta e = e_2 - e_1$ .图 3 给出了  $\delta e$  随变换指数  $\lambda$  的变化图,其中粗黑直线以下的站点表明偏态拟合的残差平方和比正态拟合的小,即偏态拟合优于正态拟合.统计表明,约 93% 的站点偏态函数拟合效果优于正态拟合,且随着变换指数的增大,偏态拟合误差呈整体下降的趋势,即原始温度分布的偏态程度越高,偏态拟合的优越

性越能体现.

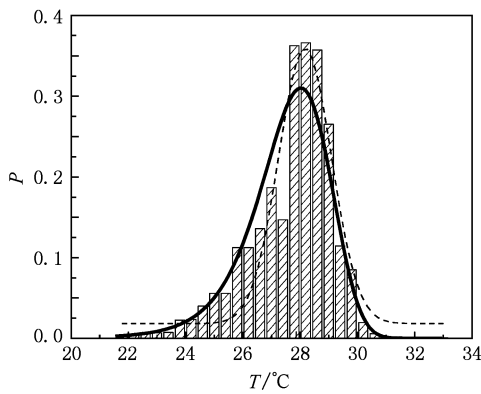


图2 汕尾站 1961—2008 年夏季日均温概率密度分布曲线 实线指偏态概率密度函数拟合,虚线指正态概率密度函数拟合

根据(9)式计算夏季各站 1961—2008 年日均温序列的最概然温度,其分布如图 4(a)所示. 总体而言,纬度越高最概然温度越低,东北北部和高原地区为较低的区域,尤以高原东部最低,中国东部、南部大部以及新疆南部等地最概然温度比较高. 图 4(b)给出了夏季最概然温度与平均温度差值的分布图,差值范围为  $-0.05\sim 0.7^{\circ}\text{C}$ . 其区域特征与夏季变换指数分布特征很类似,除云南腾冲、西藏拉萨的最概然温度比均温低外,全国其余站点均高于均温. 其中,长江中下游以南地区由于受海陆分布、

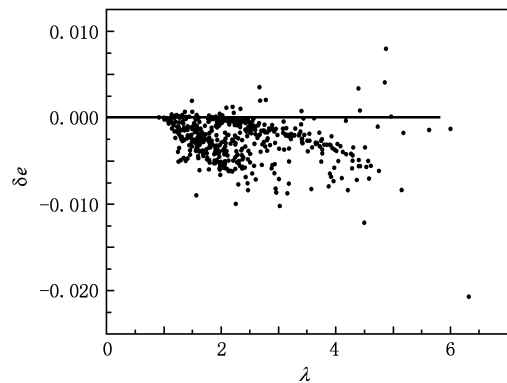


图3 偏态与正态拟合误差比较

西太副高和台风等复杂天气系统的影响,最概然温度较平均温度能更准确地描述温度的实际分布特征,更能体现这些地区的局域变化特征.

中国冬季 1961—2008 年日均温序列的最概然温度呈较明显的纬向分布(图 4(c)),纬度越高,最概然温度越低,低温主要在内蒙古北部,高温则在两广及云南南部等地. 图 4(d)给出了冬季各站的最概然温度与平均温度差值的分布,其区域特征与冬季变换指数分布特征类似(图 1(b)). 中国大部分地区冬季最概然温度比均温低,相差最大的集中在长江中下游以南大部、华北大部、东北以及内蒙古中东部等地,而在内蒙古西部、新疆西部等地最概

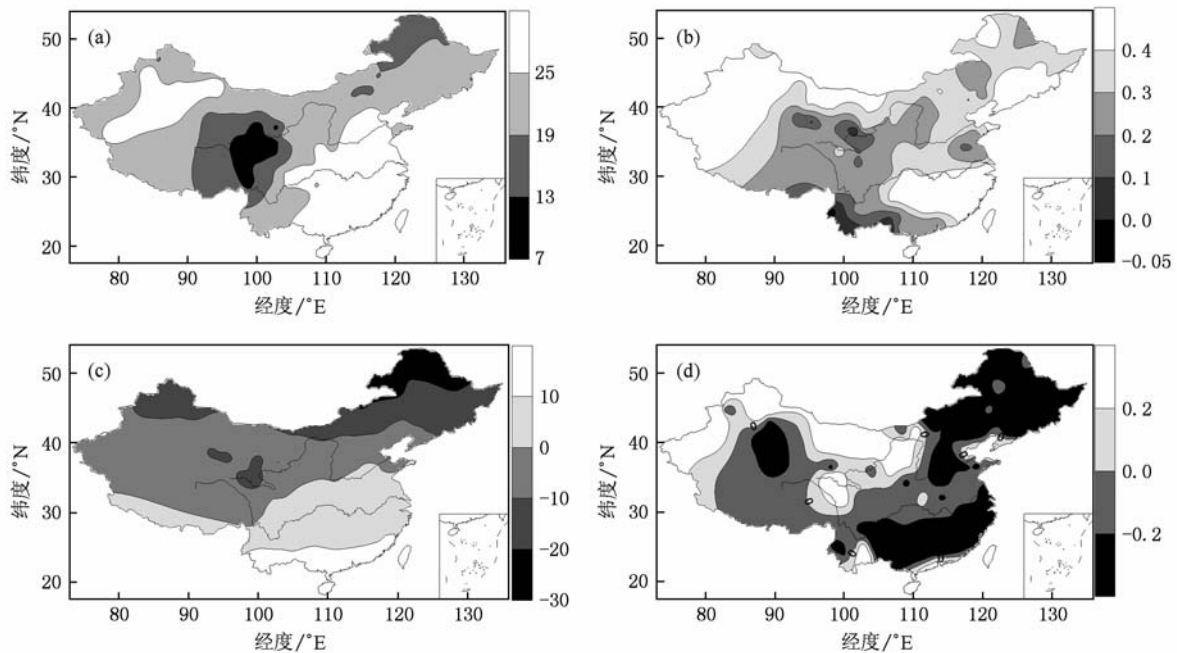


图4 夏季和冬季最概然温度及与均值的差值分布图 (a)夏季最概然温度全国分布,(b)夏季最概然温度与均温差值,(c)冬季最概然温度全国分布,(d)冬季最概然温度与均温差值

然温度高于均温,其温度序列呈右偏. 这些与均温相差较大的地区,最概然温  $T_p$  更能代表其温度背景场.

### 3.3. 年际日平均温度对最概然温度的影响

本文滑动剔除某一年的数据,然后计算剩余数据的最概然温度与原序列最概然温度的差异,以便研究日平均温度的年际变化对最概然温度的影响. 为了定量地考察被剔温度序列对最概然温度的影响大小,分别计算夏季和冬季不同偏态级别所处区域最概然温度变化百分数的平均值. 对于某级别偏态区域,

$$\overline{\Delta T_p} = \frac{1}{n} \sum_i \frac{T_{p0_i} - T_{pi}}{T_{p0_i}} \times 100\%, \quad (10)$$

其中,  $n$  为该偏态区域内站点数,  $T_{p0_i}$  为该区域某站原温度序列的最概然温度,  $T_{pi}$  为该站剔除 1 年数据后温度序列的最概然温度. 据此,可得到各区域每年夏季温度对最概然温度的贡献(图 5). 从(10)式中易知,最概然温度变化  $\overline{\Delta T_p}$  小于零,意味着所剔除的温度数据平均比原始序列几率最大的温度低,即这 1 年相对背景温度场是一个降温过程,反之为增温过程. 由图 5 可知中国夏季在各个区域均呈现如下特点:20 世纪 90 年代中期前以相对低温为主,随

后尤其自 21 世纪初迅速增温,而最近几年增温幅度有所下降. 在右偏 I 和 II 级区域,夏季温度变化趋势比较类似. 右偏 I 级区域,持续到 20 世纪 90 年代中期均有不同程度的降温,自 1961—1993 年共 33 年中,有 10 年每年降温幅度为 0.05%,降温幅度变化最大在 1976 年,达到 0.4%. 而 1994—2008 这 15 年开始增温,每年增温幅度超过 0.05% 的年份有 1994,1997,2000,2001,2005,2006,2007 和 2008 共 9 年,尤其 1997,2001,2006 和 2007 这 4 年增幅均达到 0.10%,其中 2007 年升温幅度最大. II 级区域在 60 年代初期对最概然温度的分布是正贡献,处于正位相状态,而 1964—1993 年对最概然温度是负贡献,处于温度降低的状态. 但 1994 年以后温度开始迅速回升,到 2005 年又具有下降的趋势. 在前期的降温过程中,1976 年均为 I, II 级区域降幅最大的年,分别为 0.14% 和 0.098%. 相对 I, II 级区域, III 级区域温度的整体变化幅度较小,大约在  $\pm 0.05\%$  之间,但整个变化趋势较复杂,呈现一定的年代际变化特点. 从 20 世纪 60 到 80 年代初期以降温为主,20 世纪 80 到 90 年代初处于对最概然温度贡献为正位相的状态. 90 年代中期温度有一个降温转变,其中 1997 年降幅最大,达到 0.054%,与此时全国大部分地区增温最强形成鲜明对比. 随后主要是

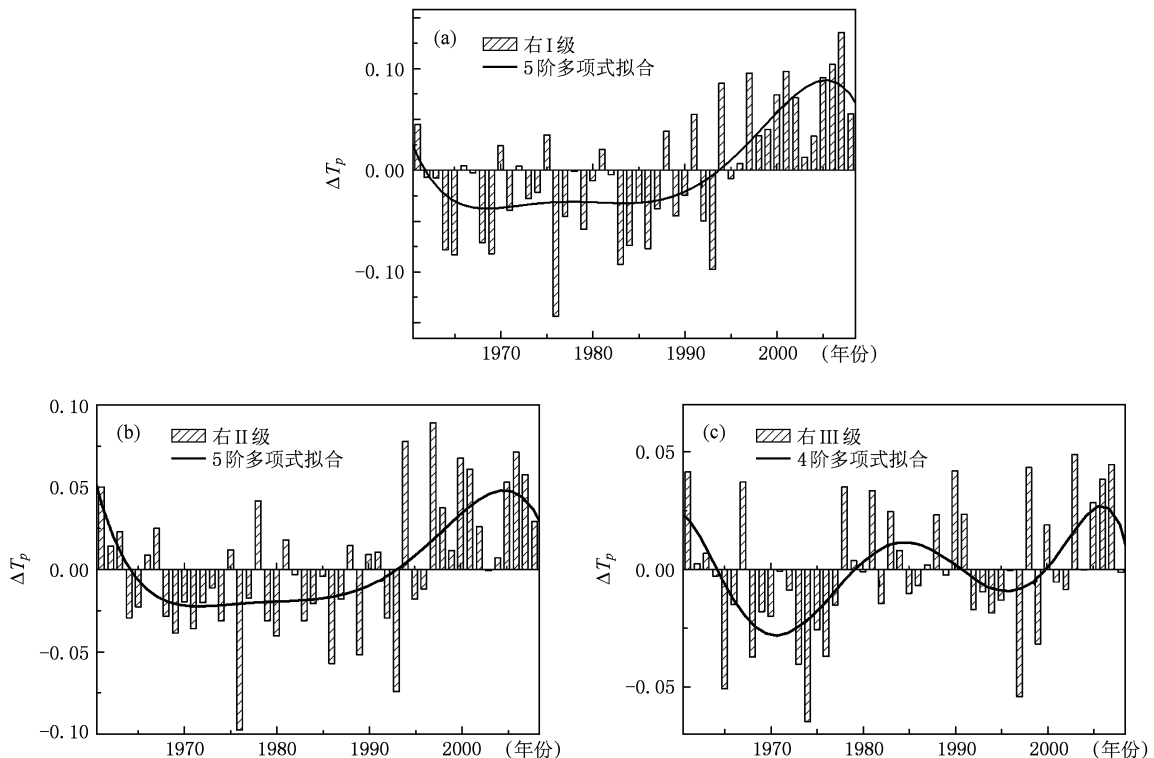


图 5 剔除 1 年温度数据后夏季各级区域  $T_p$  随时间的演化曲线 (a) 右偏 I 级区域, (b) 右偏 II 级区域, (c) 右偏 III 级区域

增温过程. 已有研究指出<sup>[22-32]</sup>, 中国夏季温度在 20 世纪 60 年代呈上升趋势, 而到 20 世纪 70 年代转为下降趋势, 经过整个 20 世纪 80 年代并一直持续到 20 世纪 90 年代前期. 根据以上分析结果可知, 20 世纪 60 年代初期, 温度上升主要是在 II 级区域, 而在 I, II 级区域则明显显示了从 1961 到 1993 年的一个降温过程, 而从 1994 年开始剧烈增温, 但在 2005 年增温趋势有所减缓.

类似于夏季日平均温度的研究, 冬季日平均温度的分析结果如图 6 所示. 图 6(a) 中 1961—2008 年显示很好的年代际变化. 1961—1986 年共 26 年显示了对最概然温度的贡献为负位相的状态, 其中有 9 年达到年降幅 1%, 尤其在 1968, 1969 和 1984

年超过 2%, 1984 年达到 2.25%; 而 1987—2008 年间有 7 年正贡献超过 1%, 在 1999 和 2002 年超过 2%, 尤其 2002 年达到了 2.05%, 处于一个剧烈增温的年代际变化过程. 但从 3 阶多项式拟合表明, 从 2000 年起具有增温减缓的趋势. 总之, 冬季在 20 世纪 80 年代中期前主要以相对低温为主, 随后温度逐渐增加, 而 2005 年, 在全球变暖的背景下, 中国所有地区出现了较大幅度的降温, 降温幅度最大达到 1.73%. 另外在 2008 年除了右偏 II 级区域外, 各个区域均有不同程度的降温过程, 平均降幅为 0.28%. 已有的研究<sup>[23,33-40]</sup>表明, 20 世纪 90 年代以前中国大部分地区的冬季气温就已呈上升趋势, 这与冬季最概然温度的变化结果一致.

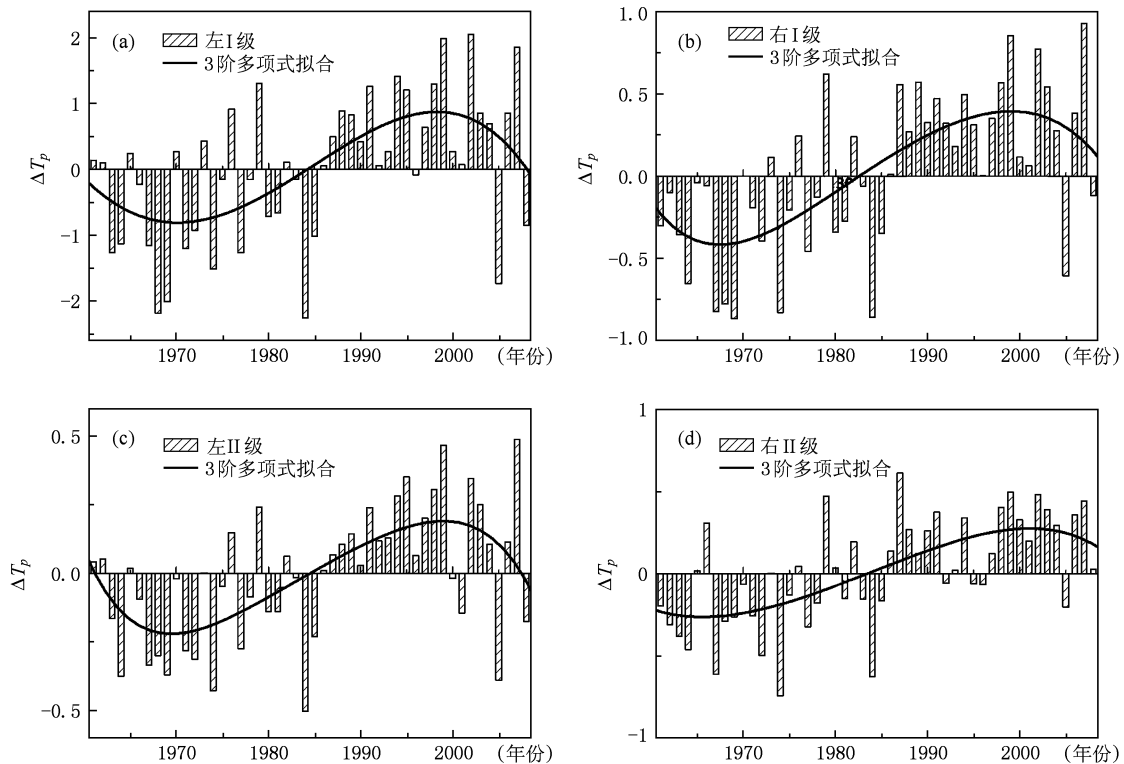


图 6 剔除 1 年温度数据后冬季各级区域  $T_p$  随时间的演化曲线 (a) 左偏 I 级区域, (b) 右偏 I 级区域, (c) 左偏 II 级区域, (d) 右偏 II 级区域

#### 4. 不同气候态的最概然温度比较

以 1961—1990, 1971—2000 和 1979—2008 年日均温序列分别作为第一、第二和第三气候态, 比较三个气候态的最概然温度, 图 7 给出了夏季各气候态最概然温度的分布. 由图 7(a) 可知, 夏季第一基准气候态的最概然温度分布呈较明显的区域和

纬向分布特征. 由北向南, 最概然温度依次增高, 长江中下游以南地区最概然温度最高. 图 7(b) — (d) 分别给出了各气候态最概然温度变化百分比的情况, 负值为降低, 正值为增加.

综合比较三个气候态最概然温度变化发现, 夏季背景场温度在中国大部分地区逐渐增加, 但在部分地区有所下降. 而第三气候态背景场温度相对前一个气候态, 温度变化呈现两极发展, 即增加或降

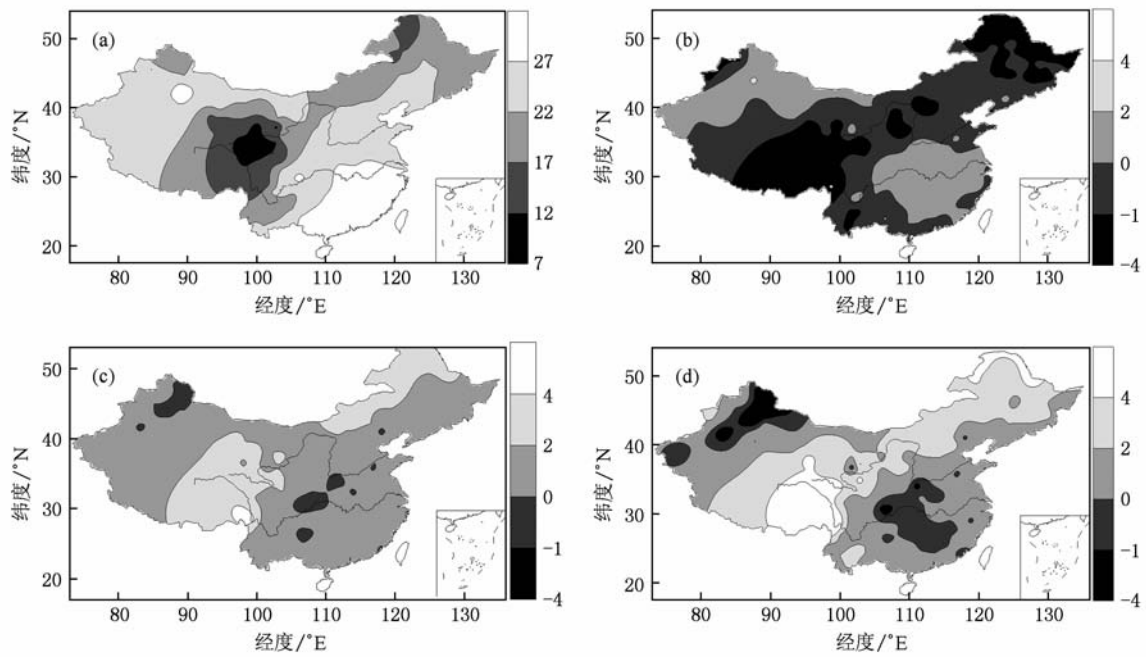


图7 夏季各基准气候态最概然温度比较 (a)夏季第一气候态最概然温度分布,(b)夏季第二气候态与第一气候态最概然温度差值百分比,(c)夏季第三气候态与第一气候态最概然温度差值百分比,(d)夏季第三气候态与第二气候态最概然温度差值百分比

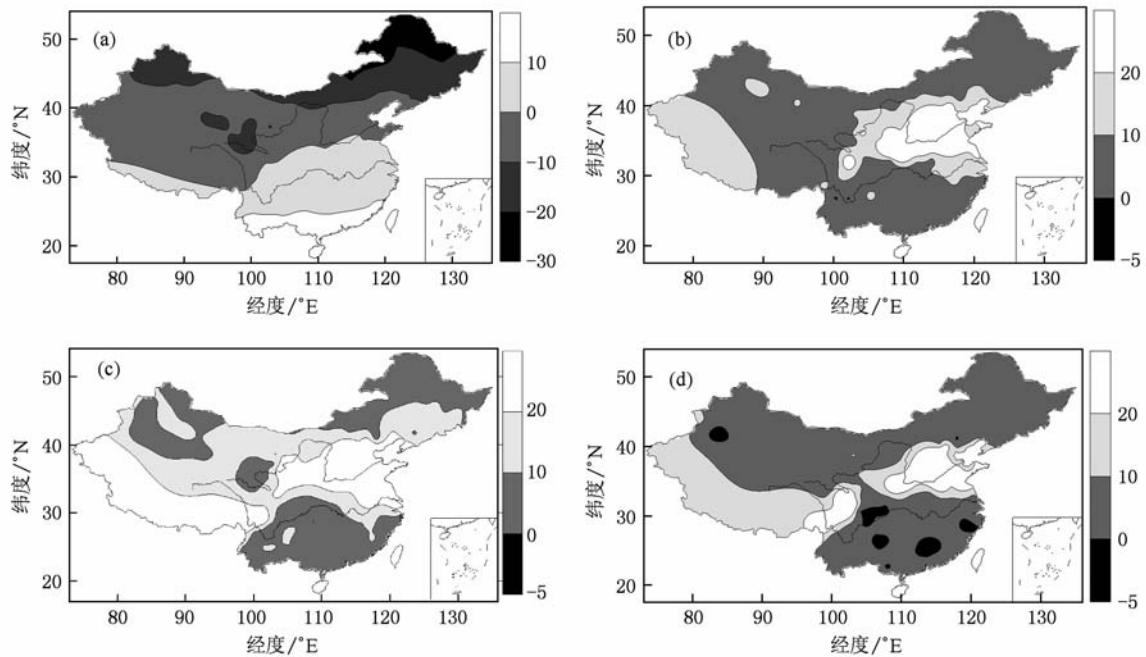


图8 冬季各基准气候态最概然温度比较 (a)冬季第一气候态最概然温度分布,(b)冬季第二气候态与第一气候态最概然温度差值百分比,(c)冬季第三气候态与第一气候态最概然温度差值百分比,(d)冬季第三气候态与第二气候态最概然温度差值百分比

低的幅度都变大.图7(b)表明,第二气候态背景场温度对增暖并无明显响应.相对于第一气候态,最概然温度在大部分地区降低,尤其高原东部和东北部地区降低较多,但在长江中下游及南北两侧区

域和新疆部分地区最概然温度升高,整个第二气候态最概然温度平均比第一气候态下降0.4%.图7(c)表明,第三气候态大部分地区都比第一气候态最概然温度增加,平均增幅为1.5%,相比第二气候

态增温范围和幅度都有所增强,尤其高原东部和东北北部地区增加较明显,增幅达 2%—4%。第三气候态相比第二气候态最概然温度平均增加 1.1%,但其变化有向两极发展的趋势,即增暖或降温的幅度都有所增加(图 7(d)),且降温的范围有所扩大,集中在新疆北部、河南、湖北、四川、重庆、江西一带,降幅最大为 2.8%,而沿着青藏高原东部、内蒙古中东部至东北一带的干旱半干旱地区,最概然温增加较为剧烈,增幅达 2%—5.8%。

图 8 给出了冬季三个气候态最概然温度的变化。第一气候态最概然温度分布的区域性较明显,且呈较明显的纬向分布(图 8(a))。冬季气候态最概然温度逐渐增加,增加幅度普遍比夏季高,在第三气候态最概然温度增加幅度有所减缓,且在部分地区呈现出了降温的趋势。第二气候态比第一气候态平均增加 9%,图 8(b)表明,增温较剧烈地区主要在河南、河北、山西、江苏一带,平均增幅为 40%。图 8(c)说明,第三气候态相对第一气候态在全国均有不同程度的增温,平均增加 12.6%,且相对第二气候态增温范围扩大。第三气候态相对第二气候态其增温幅度有所减缓,平均增温 7.2%,且在部分地区比第二气候态温度有所降低,主要在四川、广东和广西部分地区(图 8(d)),平均降幅为 1.62%。综合分析三个气候态冬季最概然温度变化可知,中国大部分地区的冬季背景场温度增加比较明显,增暖较强烈的主要集中于河南、河北、山西、江苏地区。在全球变暖的气候背景下,中国冬季背景温度响应较明显。

## 5. 结 论

利用 Box-Cox 变换改善了数据正态性的特性,

经过复杂的推导得到原温度序列的偏态 PDF,比较结果表明,偏态分布函数拟合的精度显著高于正态分布拟合。在此基础上,对中国区域 1961—2008 年夏季、冬季台站日平均温度序列分别计算偏态 PDF,并推导出最概然温度的计算公式。最概然温度可反映某区域最可能出现的背景温度,其物理意义较常用的平均温度更明确。

研究年际日平均温度对最概然温度的影响表明,20 世纪 90 年代中期之前,中国夏季以相对低温为主,之后以相对增温为主,2000 年以来表现波动增温的过程,但 2005 年以来趋势有所减缓。冬季在 20 世纪 80 年代中期前以相对低温为主,随后以相对增温为主,但从 2000 年以来增温趋势有所减缓。增暖趋势的减缓可能是自然变率的年代际变化导致。总体而言,冬季增温较夏季强,且开始增暖的时间比夏季早约 5—10 年。

对不同气候态最概然温度研究表明,中国夏季温度对全球变暖有不同程度的响应。夏季最概然温度在第三气候态增加较显著,主要增温区域在青藏高原东部、内蒙古中东部至东北一带的干旱半干旱地区,而在新疆北部、河南、湖北、四川、重庆、江西一带,最概然温度在下降。冬季中国大部分地区的最概然温度在第二、第三气候态均有较强增暖趋势,从气候态上也表明冬季温度增暖时间比夏季提早,增暖较强烈的主要在河南、河北、山西、江苏一带地区。冬季整体增温幅度比夏季高,但冬季在第三气候态增暖幅度有所减缓,而在四川、广东和广西部分地区温度甚至开始下降,这是否预示着中国气候态转型还有待于深入研究。

- 
- [1] Karl T R, Kukla G 1991 *Geophys. Res. Lett.* **18** 2253
- [2] Karl T R, Jones P D, Knight R W 1993 *Bull. Am. Meteorol. Soc.* **74** 1007
- [3] Feng G L, Dong W J 2003 *Chin. Phys.* **12** 1076
- [4] Gong Z Q, Wang X J, Zhi R, Feng G L 2009 *Acta Phys. Sin.* **58** 4342 (in Chinese) [龚志强、王晓娟、支蓉、封国林 2009 物理学报 **58** 4342]
- [5] Zhang D Q, Feng G L, Hu J G 2008 *Chin. Phys. B* **17** 736
- [6] Hou W, Yang P, Feng G L 2008 *Acta Phys. Sin.* **57** 3932 (in Chinese) [侯威、杨萍、封国林 2008 物理学报 **57** 3932]
- [7] Feng G L, Wang Q G, Hou W, Gong Z Q, Zhi R 2009 *Acta Phys. Sin.* **58** 2853 (in Chinese) [封国林、王启光、侯威、龚志强、支蓉 2009 物理学报 **58** 2853]
- [8] Zhang D Q, Qian Z H 2008 *Acta Phys. Sin.* **57** 4634 (in Chinese) [章大全、钱忠华 2008 物理学报 **57** 4634]
- [9] Feng G L, Gong Z Q, Dong W J, Li J P 2005 *Acta Phys. Sin.* **54** 5494 (in Chinese) [封国林、龚志强、董文杰、李建平 2005 物理学报 **54** 5494]
- [10] Feng G L, Dong W J, Gong Z Q, Hou W, Wan S Q, Zhi R 2006 *Nonlinear Theories and Methods on Spatial-temporal*

- Distribution of the Observational Data* (Beijing: Metrological press) (in Chinese) [封国林、董文杰、龚志强、侯威、万仕全、支蓉 2006 观测数据非线性时空分布理论和方法(北京:气象出版社)第 27—第 57 页]
- [11] He W P, Feng G L, Dong W J, Li J P 2005 *Chin. Phys.* **14** 21
- [12] Zhi R, Gong Z Q, Zheng Z H, Zhou L 2009 *Acta Phys. Sin.* **58** 2113 (in Chinese) [支蓉、龚志强、郑志海、周磊 2009 物理学报 **58** 2113]
- [13] He W P, Feng G L, Wu Q, Wan S Q, Chou J F 2008 *Nonlin. Proc. Geophys.* **15** 601
- [14] Wang Q G, Hou W, Zheng Z H, Gao R 2009 *Acta Phys. Sin.* **58** 6640 (in Chinese) [王启光、侯威、郑志海、高荣 2009 物理学报 **58** 6640]
- [15] Zhi R, Lian Y, Feng G L 2007 *Acta Phys. Sin.* **56** 1837 (in Chinese) [支蓉、廉毅、封国林 2007 物理学报 **56** 1837]
- [16] Solomon S, Qin D H, Manning M, Alley R B, Bertsen T 2007 *Climate Change 2007 The Physical Science Basis. Working Group I Contribution to the IPCC Fourth Assessment Report* (Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA: Cambridge University Press) p316
- [17] Feng G L, Hou W, Dong W J 2006 *Acta Phys. Sin.* **55** 962 (in Chinese) [封国林、侯威、董文杰 2006 物理学报 **55** 962]
- [18] Ding Y G 1994 *Sci. Atmos. Sin.* **18** 552 (in Chinese) [丁裕国 1994 大气科学 **18** 552]
- [19] Wang Z C 2008 *Statistic and Thermodynamic Physics* (fourth edition) (Beijing: Higher Education Press) p256 (in Chinese) [汪志诚 2008 热力学统计物理(第四版)(北京:高等教育出版社)第 256 页]
- [20] Yang Z L, Abeysinghe T 2002 *Econom. Lett.* **76** 259
- [21] Cho K, Yeo I K, Johnson R A, Loh W Y 2001 *Stat. Probabil. Lett.* **51** 337
- [22] Cheng L X, Zhou X J, Li W L 2004 *Acta Meteorol. Sin.* **62** 634 (in Chinese) [程隆勋、周秀骥、李维亮 2004 气象学报 **62** 634]
- [23] Wei F Y, Cao H X, 2003 *J. Appl. Meteorol. Sci.* **14** 80 (in Chinese) [魏凤英、曹鸿兴 2003 应用气象学报 **14** 80]
- [24] Feng G L, Gong Z Q, Zhi R 2008 *Acta Meteorol. Sin.* **66** 892 (in Chinese) [封国林、龚志强、支蓉 2008 气象学报 **66** 892]
- [25] Feng G L, Dai X G, Wang A H, Chou J F 2001 *Acta Phys. Sin.* **50** 606 (in Chinese) [封国林、戴新刚、王爱慧、丑纪范 2001 物理学报 **50** 606]
- [26] Ding Y G, Liu J F, Zhang Y C 2004 *Chin. J. Atmos. Sci.* **28** 771 (in Chinese) [丁裕国、刘吉峰、张耀存 2004 大气科学 **28** 771]
- [27] Feng G L, Dong W J, Jia X J, Cao H X 2002 *Acta Phys. Sin.* **51** 1181 (in Chinese) [封国林、董文杰、贾晓静、曹鸿兴 2002 物理学报 **51** 1181]
- [28] Feng G L, Gao X Q, Dong W J, Li J P 2008 *Chaos Soliton. Fract.* **37** 487
- [29] Cheng B Y, Ding Y G, Wang F 2003 *Chin. J. Atmos. Sci.* **27** 920 (in Chinese) [程炳岩、丁裕国、汪方 2003 大气科学 **27** 920]
- [30] Feng G L, Gong Z Q, Zhi R, Zhang D Q 2008 *Chin. Phys. B* **17** 2745
- [31] Zhi R, Gong Z Q, Zheng Z H, Zhou L 2009 *Acta Phys. Sin.* **58** 2113 (in Chinese) [支蓉、龚志强、郑志海、周磊 2009 物理学报 **58** 2113]
- [32] Redner S, Petersen M R 2006 *Phys. Rev. E* **74** 061114
- [33] Feng G L, Yang J, Wan S Q, Hou W, Zhi R 2009 *Acta Meteorol. Sin.* **67** 61 (in Chinese) [封国林、杨杰、万仕全、侯威、支蓉 2009 气象学报 **67** 61]
- [34] Wang Y, Shi N, Gu J Q, Feng G L, Zhang L B 2006 *Sci. Atmos. Sin.* **30** 162 (in Chinese) [王颖、施能、顾骏强、封国林、张立波 2006 大气科学 **30** 162]
- [35] Feng C B 1994 *Sci. Atmos. Sin.* **18** 373 (in Chinese) [符淙斌 1994 大气科学 **18** 373]
- [36] Bonsal B R, Zhang X B, Vincent L A 2001 *J. Climat.* **14** 1959
- [37] Bameett T P 1990 *Nature* **343** 743
- [38] Woo M K 1992 *Climat. Change* **20** 313
- [39] Nagavajan R, Govindan R B 2006 *Physica A* **364** 271
- [40] Gong Z Q, Zhou L, Zhi R, Feng G L 2008 *Acta Phys. Sin.* **57** 5351 (in Chinese) [龚志强、周磊、支蓉、封国林 2008 物理学报 **57** 5351]

# Distribution of most probable temperature of daily average temperature records in China and the slowing down of warming trend\*

Qian Zhong-Hua<sup>1)2)3)</sup> Feng Guo-Lin<sup>1)2)3)†</sup> Gong Zhi-Qiang<sup>1)</sup>

1) (*Department of Atmospheric and Science, Lanzhou University, Lanzhou 730000, China*)

2) (*Key Laboratory of Regional Climate-Environment Research for Temperature East Asia (RCE-TEA), Institute of Atmospheric Physics, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100029, China*)

3) (*College of Physics Science and Technology, Yangzhou University, Yangzhou 225002, China*)

(Received 23 February 2010; revised manuscript received 4 May 2010)

## Abstract

Most probable temperature (MPT) is defined according to the skewed function by using daily average temperature records of the National Meteorological Information Center from 1961 to 2008 in China; it can represent every station's background temperature explicitly. MPT interannual variations show that MPT in summer was relatively low-temperature-major before the mid-1990s and from then on was warming with fluctuation, but since 2005 the trend slowed down; and that MPT in winter was relatively low-temperature-major in 1961—1986, and from 1987 to the beginning of the 21st century was warming up obviously, but since 2000 the warming trend slowed down. The warming amplitude in winter was stronger than that in summer and the time of beginning of warming in winter was earlier than that in summer by about 5—10 years. Studying three climate states of MPT changes of 1961—1990, 1971—2000 and 1981—2008, we found that in summer MPT got warmer obviously in the third climate state, while in winter in the second state. MPT warming trend was slowing down in the third state. It's worthy of note that in Sichuan, Guangdong and Guangxi MPT even began to decline in the last few years. Whether it means climatic transformation or not needs further research.

**Keywords:** warming trend slowing down, most probable temperature (MPT), Box-Cox transformation

**PACC:** 9260X

---

\* Project supported by the National Natural Science Foundation of China (Grant Nos. 40930952, 40875040, 40775048), the Key Program of Science and Technology of China (Grant No. 2007BAC29B01) and the Special Scientific Research Fund of Meteorological Public Welfare Profession of China (Grant No. GYHY200806005).

† Corresponding author. E-mail: fenggl@cma.gov.cn