

# 我国 40 年来增温时间存在显著的区域差异

王少鹏<sup>①②</sup>, 王志恒<sup>①</sup>, 朴世龙<sup>①</sup>, 方精云<sup>①\*</sup>

① 北京大学城市与环境学院生态学系, 北京大学气候变化研究中心, 北京 100871;

② 北京大学数学科学学院, 北京 100871

\* 联系人, E-mail: jyfang@urban.pku.edu.cn

2009-10-09 收稿, 2010-01-07 接受

国家自然科学基金资助项目(30721140306, 90711002)

**摘要** 过去几十年全球温度经历了显著的变化, 评估其变化的方法无疑十分重要。过去评估气温变化趋势的通用方法是利用线性回归计算温度在一个时间段内的整体变化率。但是, 不同时期的温度变化率往往是不同的, 即温度变化过程中存在趋势转折点。这使得整体变化率只能反映温度变化的一个方面, 可能掩盖某些阶段性特征。因此, 为了更准确地描述我国近几十年来的温度变化过程及其空间特征, 使用分段线性回归方法分析了 1961~2004 年全国 536 个气象站点的年均温序列。结果表明: 我国近 40 年来的年均温变化趋势存在显著的转折点, 全国平均升温始于 1984 年, 增温率为  $0.058^{\circ}\text{C}/\text{a}$ 。在 1984 年以前, 年均温无显著变化。从站点水平看, 我国升温开始时间呈现由北向南逐渐推迟的空间格局: 北方地区( $40^{\circ}\text{N}$  以北)升温始于 20 世纪 70 年代, 而南方大部分地区( $40^{\circ}\text{N}$  以南)在 20 世纪 80 年代开始升温。特别地, 青藏高原升温始于 1983 年。此外, 不同地区的增温率存在较大差异。全国大部分地区升温率在  $0.05^{\circ}\text{C}/\text{a}$  以上, 新疆个别站点甚至达到  $0.1^{\circ}\text{C}/\text{a}$  以上, 但四川盆地、华中和华南地区升温率相对较低, 在  $0.025\sim0.05^{\circ}\text{C}/\text{a}$  之间。增温时间及变率的区域差异可能与寒潮和积雪的反馈作用有关。

## 关键词

分段线性回归  
转折点  
增温时间  
区域差异  
青藏高原

近几十年来, 全球气候变化越来越引起人们的普遍关注<sup>[1]</sup>。对于气温的变化及其对生态系统的影响, 各国学者开展了大量研究工作<sup>[1~8]</sup>。为了评估气温变化, 以往的研究通常利用最小二乘回归, 在一个时间段内拟合线性趋势, 并以此描述气温变化的快慢<sup>[1,6,8]</sup>。例如, IPCC<sup>[1,9]</sup>两次评估报告分别根据 1901~2000 年和 1906~2005 年的温度线性趋势得出过去 100 年来全球平均气温上升为  $0.6(0.4\sim0.8)^{\circ}\text{C}$  和  $0.74(0.56\sim0.92)^{\circ}\text{C}$  的结论。但事实上, 温度变化往往具有明显的阶段性, 即在不同时期, 温度变化趋势是不同的。Karl 等人<sup>[10]</sup>对 1880~1997 年间的全球平均气温分析发现, 气温变化过程中存在趋势转折点, 整体变化率无法反映其低频变化特征。因此, 为揭示温度变化的阶段性特征, 需要借助分段趋势的研究方法。

此外, 全球气候变暖在空间上表现出明显的异

质性<sup>[1]</sup>。一般而言, 陆地表面比海洋表面增温快, 北半球高纬地区比低纬地区增温快<sup>[1]</sup>。中国位于欧亚大陆的东部, 地形复杂多样, 多高山高原, 是全球气候变化最为剧烈和复杂的地区之一<sup>[11]</sup>。另外, 我国地域广大, 受多种气流特别是季风影响, 各地区对全球气候变化的响应速度和程度存在显著的区域差异<sup>[12]</sup>。关于过去我国气温变化及其区域特征, 国内不少学者已开展了相关的研究<sup>[6~8,12~15]</sup>。唐红玉等人<sup>[8]</sup>的研究表明, 1951~2002 年中国东部地区的增温率显著高于西部地区, 分别为  $0.026^{\circ}\text{C}/\text{a}$  和  $0.018^{\circ}\text{C}/\text{a}$ ; 而 Qian 和 Qin<sup>[6]</sup>的分析则显示, 近 40 年来中国北部温度增长率为  $0.02\sim0.03^{\circ}\text{C}/\text{a}$ , 南部增长率小于  $0.01^{\circ}\text{C}/\text{a}$ , 显著低于北部地区。然而, 这些研究侧重于描述在某一时间段内温度上升速率或气温突变信号的空间分布<sup>[6,12,15]</sup>, 对不同地区增温时间的差异则没有进行分

析, 尽管这有助于我们更好地认识我国的温度变化过程.

本文基于中国 1961 年以来国家气象站点的长时间气象观测, 使用分段线性回归的方法, 对我国近 40 年来的年均温变化进行了分析. 为了更好地考察年均温变化的时空特征, 我们将分段回归方法应用到站点水平, 对年均温序列是否存在转折点、转折点空间格局如何、转折点前后有怎样的变化趋势等问题进行了分析.

## 1 数据与方法

### 1.1 数据来源与预处理

本研究使用中国气象局 1951 年 1 月 1 日至 2004 年 12 月 31 日 679 个气象站点的日平均气温数据. 除青藏高原西部和塔克拉玛干沙漠外, 气象站点分布均匀, 较好地覆盖了全国不同地区, 气象站之间的平均距离约为 86 km. 由于部分站点建站较晚、中途撤站和记录缺失等原因, 在分析过程中, 为了保证结果的可靠性, 我们从两个方面对数据进行了筛选: 首先, 在研究时段选择上, 由于 1960 年以前站点较少, 且数据缺失严重, 因此选择 1961~2004 年作为研究区间; 其次, 在站点选择上, 我们剔除了研究区间内(1961~2004 年, 共 16071 天)缺测记录多于 10 天的站点. 因而, 共得到有效站点 536 个, 其中 435 个站点日均温记录在 1961~2004 年间是完整的.

由于采取了极低的缺失率(小于 0.1%), 文中没有对缺失数据进行补缺. 因此, 本文在计算月均温时, 忽略缺失值的影响, 直接用该月有观测的气温记录的均值表示该月均温. 年均温由 12 个月的月均温平均得到. 全国年均温由 536 个站点简单平均得到.

需要说明的是, 本文没有对数据做均一性校订. 虽然站点迁移、仪器更换等非气候因素的影响可能引起气温序列的非均一性<sup>[16~18]</sup>, 但是这种影响更多是局部的<sup>[17]</sup>, 对本文所要探讨的全国地理格局没有本质的影响. 事实上, 目前的均一性校订方法主要是基于邻近序列对目标站点做校正, 在效果上相当于对气温序列做空间平滑, 这可能使某些真实的局地变异被平滑掉. 此外, 均一化校订方法尚需统一和完善, 校订结果受主观因素(如统计量选择、参照序列个数等)影响较大<sup>[17~19]</sup>. 因此, 本研究仍基于原始站点序列.

### 1.2 统计方法

为了分析中国 40 年来气温变化的阶段性特征, 我们使用分段线性回归的方法. 分段趋势问题最早由统计学家<sup>[20~22]</sup>提出. Page<sup>[20]</sup>提出了在未知分组信息下, 检验样本是否来自同一总体的方法. Quandt<sup>[21,22]</sup>解决了两阶段线性模型的参数估计和检验问题. 由于线性分段问题简单直观, 且在实际问题中普遍存在, 有关的理论研究不断深入<sup>[23~26]</sup>, 现已被广泛应用到各个领域. 针对不同的问题, 可以建立两种不同的分段线性模型: 一是断点处无连续性限制的模型, 该模型已成为检验气象资料非均一性的主要方法<sup>[16,18,27,28]</sup>; 二是限制转折点处连续的模型, 常被用来寻找环境梯度的边界<sup>[29~31]</sup>. 近些年来, 后一模型也被应用于分析长时间气候序列的趋势变化<sup>[10,32]</sup>, 本研究则是基于这一模型.

具体地, 分段线性回归方法尝试寻找一个或多个转折点(Breakpoint), 在每个转折点前后分别做线性拟合, 使拟合残差平方和最小的转折点和斜率即为分段拟合的最优解. 特别地, 只含一个转折点的连续分段模型就是对下式求最小值解<sup>[31,32]</sup>:

$$Q(BP; \alpha, b_1, b_2) = \sum_{i=1}^n [y_i - \alpha - b_1 t_i - b_2 \max(t_i - BP, 0)]^2, \quad (1)$$

其中,  $y_i$  为因变量(时间序列),  $t_i$  为自变量(时间),  $BP$  为转折点;  $\alpha, b_1, b_2$  为拟合参数:  $\alpha$  为拟合直线的截距,  $b_1$  和  $b_2$  分别为两阶段的斜率.

利用连续分段线性模型, 我们分析了全国及 536 个气象站点近 44 年的年均温序列的趋势变化. 根据本研究数据的特点, 我们做如下两个限制: (1) 由于时间序列较短(44 年), 所以假设研究区间内只有一个转折点; (2) 为了保证转折点前后的序列长度均大于 10 年, 我们限制转折点介于 1970~1995 年之间. 这一限制是因为短时间序列难以有效地反映真实趋势. 此外, 为了与分段回归得到的阶段变化率进行比较, 我们利用简单线性回归方法计算了研究时段内(1961~2004 年)气温的整体变化率(或整体增温率).

为了分析不同气象站点转折点的空间特征, 本文对 536 个站点的转折点做空间趋势平滑. 空间趋势平滑可以滤去噪声项引起的波动, 便于得到更明显的空间格局. Green 和 Silverman<sup>[33]</sup>对多种空间平滑方法做了深入的研究, 薄板样条法(thin plate spline

method, TPS)是其中较常用的一种方法。首先定义惩罚函数如下<sup>[33]</sup>:

$$S(g) = \sum_i [Y_i - g(z_i)]^2 + \alpha \cdot \int (g''_{xx} + g''_{xy} + g''_{yy}) dx dy, \quad (2)$$

其中,  $z_i = (x_i, y_i)$  表示空间点坐标,  $\alpha$  为平滑参数,  $g$  为薄板样条函数, 形式如下:

$$g(z) = \sum_{i=1}^n \delta_i \cdot \frac{1}{16\pi} |z - z_i|^2 \cdot \log(|z - z_i|^2) + a_1 x + a_2 y + a_0. \quad (3)$$

在公式(2)中,  $S(g)$  的第一项表示拟合残差平方和, 第二项表示对函数粗糙度的惩罚。给定  $\alpha$  下, 薄板样条法对  $S(g)$  求最小值, 得到相应的最优参数解。 $\alpha$  可以主观给出, 也可以通过交叉验证的方法得到优化解。本文使用 TPS 方法对转折点做空间趋势平滑, 在 R 软件中, 该方法通过软件包 fields (<http://www.image.ucar.edu/Software/fields>) 中的 Tps 函数实现,  $\alpha$  的值通过交叉验证求得<sup>[34]</sup>。

为了检验趋势转折的显著性, Shea 和 Vecchione<sup>[30]</sup> 提出了一种综合的方法, 从 3 个方面对转折点的显著性进行考察: 残差图是否随机; 定义损失函数, 比较简单回归与分段回归的差异是否显著; 比较转折点两侧的斜率是否有显著差异。这一方法较为复杂, 操作性差。因此, 我们从以下两个方面检验每个气象站点转折点的显著性: (1) 构造  $F$  统计量进行假设检验,  $F$  统计量的计算如下<sup>[18,31]</sup>:

$$F = \frac{(RSS_{sl} - RSS_{pl})/1}{RSS_{pl}/(n-3)}, \quad (4)$$

其中,  $RSS_{sl}$  为简单线性回归的残差平方和,  $RSS_{pl}$  为分段线性回归的残差平方和,  $n$  为序列长度。零假设( $H_0$ ) 为: 不存在分段趋势。在  $H_0$  下,  $F$  服从  $F(1, n-3)$  分布。Lund 和 Reeves<sup>[18]</sup> 认为, 寻找转折点的过程中涉及极值统计问题, 因而建议采用另一  $F_{max}$  统计量。但本文对空间平滑后的转折点的显著性做检验, 并不涉及极值统计问题, 因而  $F$  统计量是合理的。利用  $F$  统计量得到转折点的  $P$  值, 在  $P < 0.05$  时拒绝  $H_0$  假设, 认为转折点显著存在。(2) 比较转折点前后两阶段的变化趋势是否有显著差异。如果转折点前后的温度变化趋势发生转变, 即出现显著增温、显著降温、不显著变化 3 种趋势间的任意转变, 我们也认为转折点是显著存在的。这里, 使用经典回归理论中对回归系数的检验方法, 即  $F$  检验对每一阶段变化率的显著性

进行检验<sup>[35]</sup>。

## 2 结果与讨论

### 2.1 全国年均温变化的阶段性分析

图 1 显示了 1961~2004 年间我国平均年均温的变化。近 44 年来我国年均温在整体上呈增加趋势 ( $0.027^{\circ}\text{C}/\text{a}$ ;  $P < 0.01$ )。但气温序列具有明显的分段特征, 转折点出现在 1984 年(图 1)。这与以往研究<sup>[7,14,36]</sup> 通过滑动平均得到的转折时间是一致的。1984 年以前, 温度变化不明显, 线性斜率为  $0.001^{\circ}\text{C}/\text{a}$  ( $P = 0.87$ )；1984 年以后增温趋势非常显著, 20 年间年均温增加了  $1.2^{\circ}\text{C}$ , 增温率高达  $0.058^{\circ}\text{C}/\text{a}$  ( $P < 0.001$ ), 是整体增温率的 2 倍。因此, 整体增温率显著低估了 20 世纪 80 年代中期之后的实际增温率, 掩盖了我国近 20 年来的快速增温。

### 2.2 年均温增温时间的地理格局

在全国 536 个气象站点中, 共有 478 个(89%)站点的年均温变化存在显著的转折点, 转折趋势不显著的站点主要集中在西南地区和青藏高原(图 2)。对转折点前后的气温变率分析显示(图 3): 在转折点之前, 大部分站点(81%)的年均温无显著变化, 仅在青藏高原北缘、东南缘和四川盆地、长江中下游地区分别具有较弱的升温和降温趋势; 而在转折点之后, 除青藏高原东南缘和四川南部山区以外, 全国绝大部分站点(93%)经历了显著的快速升温过程, 平均增温率为  $0.056^{\circ}\text{C}/\text{a}$ , 比平均整体增温率( $0.026^{\circ}\text{C}/\text{a}$ )的 2 倍

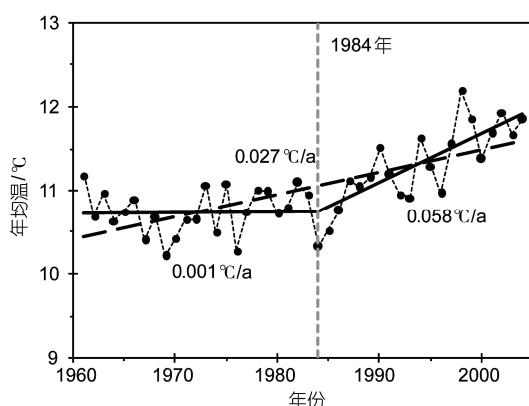


图 1 1961~2004 年间全国年均温的变化过程  
虚线表示整体拟合趋势( $0.027^{\circ}\text{C}/\text{a}$ ), 折线表示分段拟合趋势( $0.001$  和  $0.058^{\circ}\text{C}/\text{a}$ ), 灰色竖线表示转折点发生的时间(1984 年)

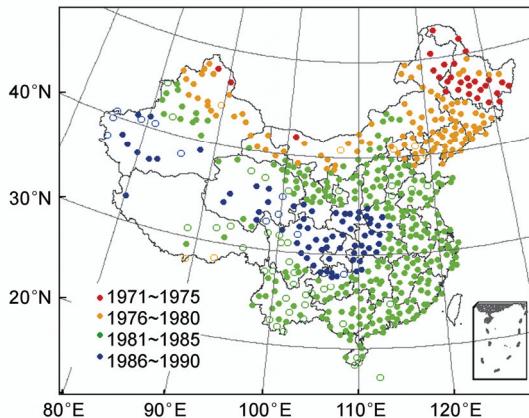


图 2 全国 536 个站点年均温序列的转折点发生时间  
不同颜色表示转折点出现的时间段, 按每 5 年给出, 即 1971~1975,  
1976~1980, 1981~1985, 1986~1990. 空心点表示转折点不显著

还高。增温变率存在较大的区域差异: 四川盆地、华中和华南地区的增温率较小, 为  $0.025\text{--}0.05\text{ }^{\circ}\text{C/a}$ , 其他地区则在  $0.05\text{ }^{\circ}\text{C/a}$  以上, 个别站点甚至在  $0.1\text{ }^{\circ}\text{C/a}$  以上, 如新疆和田、民丰站(均为  $0.1\text{ }^{\circ}\text{C/a}$ )和青海茫崖站( $0.15\text{ }^{\circ}\text{C/a}$ )。转折点前后的趋势转变表明, 转折点的出现实际上意味着增温的开始。

图 2 显示了不同地区转折点的区域差异, 这表明全国升温不是同步的。我国增温最早始于东北北部(黑龙江大部和内蒙古的大兴安岭地区)和新疆阿尔泰山北部, 发生时间在 1971~1975 年之间; 东北南部、内蒙古西部、新疆北部地区增温略晚, 主要发生在 1976~1980 年之间; 东部地区、华南、西南、以及

黄河流域等大部地区则主要发生在 1981~1985 年之间; 而中部内陆地区(如秦岭、四川盆地北部地区)及新疆天山以南至西藏中北部升温发生时间最晚, 在 1986~1990 年之间, 比最早增温的东北北部地区晚 10~15 a(图 2)。总体上, 增温时间从北向南逐渐推后, 从沿海向内陆逐渐推后。这与以往研究<sup>[12,15]</sup>给出的气温突变时间的地理格局是相似的。

早期的研究<sup>[37,38]</sup>认为, 青藏高原地区自 20 世纪 60 年代开始升温, 升温较早, 因而可将其作为全球变暖的预警信号。图 4 显示了区域尺度上青藏高原地区(青海、西藏两省区)近 40 年来的平均年均温变化。可以看出, 青藏高原地区的平均年均温序列存在显著的转折点, 发生时间为 1983 年。1983 年以前该地区升温趋势不显著 ( $P=0.254$ ), 而从 1983 年开始温度显著增加, 平均增率为  $0.047\text{ }^{\circ}\text{C/a}$  ( $P<0.001$ )(图 4)。与我国北方地区相比, 青藏高原地区升温要晚 10 a 左右(图 2)。这与丁一汇等人<sup>[15]</sup>给出的结论是一致的。

全国增温时间的区域差异, 体现了不同地区对全球变化的敏感性不同。在全球变暖的大背景下, 一些与气候相关的因素产生反馈机制, 加快或延缓气温变化的进程, 导致了气温变化的区域性差异<sup>[15,39]</sup>。研究表明<sup>[39]</sup>, 全国寒潮频次自 20 世纪 60 年代末开始减少, 20 世纪 70 年代末出现突变, 此后寒潮次数大幅减少。其中, 由于西伯利亚高压、冬季风强度、寒潮和温度之间存在相互反馈作用, 北方地区寒潮的减少尤为显著。寒潮变化的时空特征在很大程度上对本文给出的全国普遍升温始自 20 世纪 80 年代, 北

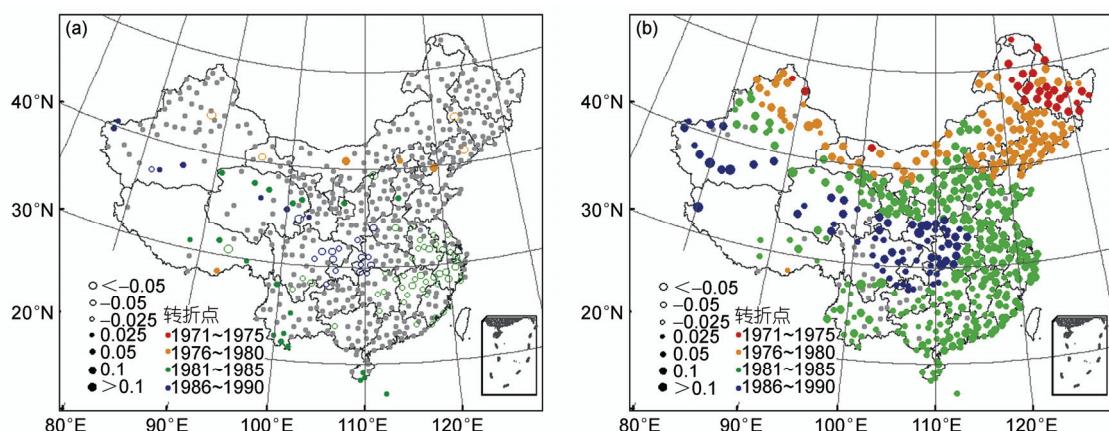


图 3 全国 536 个站点 1961~2004 年间气温变化的阶段变率  
(a) 转折点之前, (b) 转折点之后。灰色点表示气温变化不显著。单位:  $^{\circ}\text{C/a}$

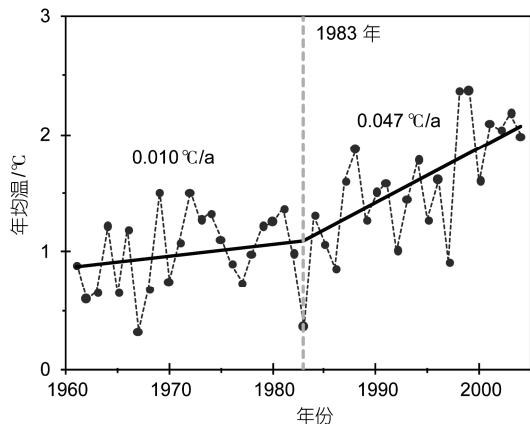


图4 青藏高原地区(青海、西藏两省33个站点)1961~2004年间的年均温变化  
灰色竖线表示转折点的发生时间(1983年),折线表示分段趋势

方升温早于南方的结果做出了解释。另外,丁一汇等人<sup>[15]</sup>提出的“积雪-反照率”机制可能是引起北方地区升温早、青藏高原地区升温晚的另一方面原因。我国北方地区冰雪融化导致反照率降低,对光照吸收增强,这一正反馈作用使该地区增温幅度大,升温发生早;青藏高原地区20世纪80年代以来积雪增加导

致地面反照率增加,延缓了该地区的增暖<sup>[15]</sup>。这两种反馈机制对我国增温时间的区域差异给出了大尺度上的定性解释,但机制上的验证还需要进一步的量化研究。

### 3 结论

近年来,分段线性回归的方法被越来越多地用于气候变化分析。本研究将分段线性回归方法应用于站点水平,分析了1961~2004年间我国年均温的变化特征,并描述了我国增温时间的区域差异。研究表明,我国近40年来的年均温变化存在显著的转折点,平均转折时间为1984年。1984年以前年均温无明显变化趋势,1984年之后显著升温,增温率为0.058 °C/a。与本研究的计算相比,以往计算整体增温率的方法对我国近20年来的增温率低估了约0.03 °C/a。此外,从站点水平看,我国近40年升温开始时间是不同步的,总体上呈现由北向南逐渐推迟的空间格局:北方地区(40°N以北)升温始于20世纪70年代,而南方大部分地区(40°N以南)在20世纪80年代开始升温。增温时间的区域差异可能与寒潮和积雪等反馈作用有关。

### 参考文献

- 1 Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC). Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge: Cambridge University Press, 2007. 241—253
- 2 Easterling D R, Meehl G A, Parmesan C, et al. Climate extremes: Observations, modeling, and impacts. *Science*, 2000, 289: 2068—2074
- 3 Hurrell J W. Decadal trends in the North Atlantic Oscillation: Regional temperatures and precipitation. *Science*, 1995, 269: 676—679
- 4 Parmesan C, Yohe G. A globally coherent fingerprint of climate change impacts across natural systems. *Nature*, 2003, 421: 37—42
- 5 Root T L, Price J T, Hall K R, et al. Fingerprints of global warming on wild animals and plants. *Nature*, 2003, 421: 57—60
- 6 Qian W, Qin A. Spatial-temporal characteristics of temperature variation in China. *Meteorol Atmos Phys*, 2006, 93: 1—16
- 7 Ding Y H, Ren G Y, Zhao Z C, et al. Detection, causes and projection of climate change over China: An overview of recent progress. *Adv Atmos Sci*, 2007, 24: 954—971
- 8 唐红玉, 翟盘茂. 1951—2002年中国东、西部地区地面气温变化对比. *地球物理学报*, 2005, 48: 526—534
- 9 Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC). Climate Change 2001: The Scientific Basis. Contributions of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge: Cambridge University Press, 2001. 105—130
- 10 Karl T R, Knight R W, Baker B. The record breaking global temperatures of 1997 and 1998: Evidence for an increase in the rate of global warming? *Geophys Res Lett*, 2000, 27: 719—722
- 11 中国气候变化国别研究组. 中国气候变化国别研究. 北京: 清华大学出版社, 2000. 20—23
- 12 Lu A G, He Y Q, Zhang Z L, et al. Regional structure of global warming across China during the twentieth century. *Clim Res*, 2004, 27: 189—195
- 13 王绍武. 近百年我国及全球气温变化趋势. *气象*, 1990, 16: 11—15
- 14 陈隆勋, 周秀骥, 李维亮, 等. 中国近80年来气候变化特征及其形成机制. *气象学报*, 2004, 62: 634—646
- 15 丁一汇, 张莉. 青藏高原与中国其他地区气候突变时间的比较. *大气科学*, 2008, 32: 794—805
- 16 Li Q X, Liu X N, Zhang H Z, et al. Detecting and adjusting temporal inhomogeneity in Chinese mean surface air temperature data. *Adv*

- Atmos Sci, 2004, 21: 260—268
- 17 李庆祥, Menne M J, Williams C N, 等. 利用多模式对中国气温序列中不连续点的检测. 气候与环境研究, 2005, 10: 736—742
- 18 Lund R, Reeves J. Detection of undocumented changepoints: A revision of the two-phase regression model. J Clim, 2002, 15: 2547—2554
- 19 Li Z, Yan Z W. Homogenized daily mean/maximum/minimum temperature series for china from 1960—2008. Atmos Ocean Sci Lett, 2009, 2: 237—243
- 20 Page E S. A test for a change in a parameter occurring at an unknown point. Biometrika, 1955, 42: 523—527
- 21 Quandt R E. The estimation of the parameters of a linear regression system obeying two separate regimes. J Amer Stat Assoc, 1958, 53: 873—880
- 22 Quandt R E. Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes. J Amer Stat Assoc, 1960, 55: 324—330
- 23 Bacon D W, Watts D G. Estimating the transition between two intersecting straight lines. Biometrika, 1971, 58: 525—534
- 24 Hawkins D M. Point estimation of the parameters of a piecewise regression model. Appl Stat, 1976, 25: 51—57
- 25 Hawkins D M. Fitting multiple change-points to data. Comput Stat Data Anal, 2001, 37: 323—341
- 26 McGee V E, Carleton W T. Piecewise regression. J Amer Stat Assoc, 1970, 65: 1109—1124
- 27 Easterling D R, Peterson T C. A new method for detecting and adjusting for undocumented discontinuities in climatological time series. Int J Climatol, 1995, 15: 369—377
- 28 Menne M J, Williams C N. Detection of undocumented changepoints using multiple test statistics and reference series. J Clim, 2005, 18: 4271—4286
- 29 Ferrarini A, Rossi P, Rossi O. Ascribing ecological meaning to habitat shape by means of a piecewise regression approach to fractal domains. Landscape Ecol, 2005, 20: 799—809
- 30 Shea E K, Vecchione M. Quantification of ontogenetic discontinuities in three species of oegopsid squids using model II piecewise linear regression. Mar Biol, 2002, 140: 971—979
- 31 Toms J D, Lesperance M L. Piecewise regression: A tool for identifying ecological thresholds. Ecology, 2003, 84: 2034—2041
- 32 Tomé A R, Miranda P M A. Piecewise linear fitting and trend changing points of climate parameters. Geophys Res Lett, 2004, 31: L02207, doi:10.1029/2003GL019100
- 33 Green P J, Silverman B W. Nonparametric Regression and Generalized Linear Models. London: Chapman and Hall, 1994. 137—162
- 34 Furrer R, Nychka D, Sain S. Fields: Tools for Spatial Data. R Package Version 5.01. 2008. 25—29
- 35 Weisberg S. Applied Linear Regression. New Jersey: John Wiley & Sons, 2005. 19—68
- 36 任国玉, 郭军, 徐铭志, 等. 近 50 年中国地面气候变化基本特征. 气象学报, 2005, 63: 942—956
- 37 冯松, 汤懋苍, 王冬梅. 青藏高原是我国气候变化启动区的新证据. 科学通报, 1998, 43: 633—635
- 38 蔡英, 李栋梁, 汤懋苍, 等. 青藏高原近 50 年来气温的年代际变化. 高原气象, 2003, 22: 464—470
- 39 王遵娅, 丁一汇. 近 53 年中国寒潮的变化特征及其可能原因. 大气科学, 2006, 30: 1068—1076