中国科学: 地球科学 2014 年 第 44 卷 第 10 期: 2101 ~ 2111
www.scichina.com earth.scichina.com
《中国科学》杂志社
SCIENCE CHINA PRESS

评 述

气候序列的均一化——定量评估气候变化的基础

严中伟*, 李珍, 夏江江

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
* E-mail: yzw@tea.ac.cn

收稿日期: 2013-10-21; 接受日期: 2014-05-16; 网络版发表日期: 2014-09-23
中国科学院战略性先导科技专项(编号: XDA05090105)、公益性行业(气象)科研专项(编号: GYHY201206013)、国家科技支撑计划项目(编号: 2012BAC22B04)和城市气象科学研究基金项目(2012 年度)资助

摘要 长期气象观测序列是反映气候变化的最基本依据. 然而, 几乎所有气象站都要经历迁址或观测仪器、规则和方法等方面的变更, 导致观测序列相应时段的系统性偏差. 均一化就是要校订这类系统性偏差, 以确切评估时间序列中的变化趋势. 近年来随着气候变化研究的深入, 均一化也从早期主要着眼于平均态校订发展到更注重极端天气气候信息的校订. 本文结合理想的和实际的气候序列分析, 演示均一化的基本思路; 简介近年来就中国区域气候序列的均一化研究取得的一些新认识, 并就该领域存在的(特别是涉及气候极值或极端天气以及多要素物理联系等方面)问题, 展望进一步研究.

关键词
气候序列
非均一性
均一化
气候变化趋势
气候极值

现代气象观测是衡量气候状态的最精确的数据基础. 气候变化则可用不同时期的气候状态之差来衡量. 观测序列的时间跨度越长, 就越有利于描述较长期的气候变化. 然而, 长期气象观测几无例外地经历过一些系统性的变迁, 如观测站点的迁移, 或观测仪器的更新, 或观测规则以及某种气候变量计算方法的变化等, 致使相应时段观测值相对于其他时段存在系统性的偏差, 从而歪曲对实际气候变化的描述. 不同时期的系统性偏差, 导致一个气候序列在时间上不是一致可比的, 因而称之为非一致的, 或非均一的(inhomogeneous). 这类系统性偏差也被称为非均一性(inhomogeneity). 毋庸置疑, 为描述各站实际发生的气候变化, 必须校订当地气候序列中的非均一性, 即均一化(homogenization).

20 世纪 80 年代, 随着全球变暖研究的兴起, 气候序列的均一化问题也开始受到特别重视. 一些经典的均一化方法就是在这期间发展起来的(Alexanderson, 1986; Easterling 和 Peterson, 1995; Szentimrey, 1999). 关于全球变暖的一些纷争, 也促进了对气候序列均一化的重视. 例如, 有人质疑, 长期气象站多处于城市区域, 观测到的增暖趋势可能缘于城市化发展导致的局部城市热岛效应增强, 而非大尺度的全球变暖. 其实全球变暖的证据更多地源自海洋和极地观测, 城市化问题仅涉及陆地区域的部分气温纪录. 然而, 各地气象站记录究竟受到多大的城市化影响, 确实值得研究. Peterson(2003)对美国气象站气温观测序列进行了均一化处理后发现, 近百年全美城市站平均增暖趋势和乡村站相比, 无显著差异. 注意, 均一化校订的是站点观测序列各自的系统性偏差, 绝没有把一个区域内所有站点序列向区域平均靠近的意图. 因而, 尽管 Peterson 关于“美国区域城市化增暖效应不显著”的结论不见得到

中文引用格式: 严中伟, 李珍, 夏江江. 2014. 气候序列的均一化——定量评估气候变化的基础. 中国科学: 地球科学, 44: 2101–2111
英文引用格式: Yan Z W, Li Z, Xia J J. 2014. Homogenization of climate series: The basis for assessing climate changes. Science China: Earth Sciences, doi: 10.1007/s11430-014-4945-x

处适用, 其在显示均一化的重要性方面却意义非凡. 21 世纪初完成的一个多国合作的欧盟研究项目(IMPROVE), 发展了若干 18 世纪以来的均一化气温序列, 得到广泛的应用(Camuffo 和 Jones, 2002; Yan 等, 2002). 近年来, 国际上强调基于均一化资料分析区域气候变化者日益增多(Manton 等, 2001; Alexander 等, 2006); 均一化的方法研究也从过去主要着眼于气候平均态, 发展到更关注逐日观测序列中的气候极值问题(Della-Marta 和 Wanner, 2006; Yan 和 Jones, 2008; Toreti 等, 2010; Wang 等, 2010; Mestre 等, 2011).

然而, 多年来关于我国区域的气候变化分析, 大都是基于未经均一化处理的观测序列做的, 因而可能导致错误结论. 例如, 一些站点经历了由城区向郊外的迁址, 因而气温序列呈现相对于周边站的降温趋势, 这会误导出城市"冷"岛效应. 关于中国百年尺度的气象观测序列的均一化, 缺乏系统深入研究. Yan 等(2001)对百年尺度的北京和上海气温观测序列进行了均一化校订, 发现北京和上海两站原始气温观测序列呈现的长期趋势有显著差异, 但经均一化处理后, 两地序列在近百年以及近几十年尺度上的增暖趋势几乎完全一样. 需要强调, 北京、上海序列的均一化是分别进行的, 相互之间没有任何参考资料的交叉, 因而上述结果具有特别的启发性, 即在近百年尺度上京沪两地的长期气候趋势相当一致, 而很多研究中常讨论的两地气候变化之差异至少有部分是由于原始序列的非均一性所致. 近年来, 中国气候资料的均一化问题日益得到重视(Li 等, 2004; 江志红等, 2008; 郭艳君等, 2009; 任国玉等, 2010; 曹丽娟和严中伟, 2011). 一些利用国际上较成熟方法研发的均一化气候序列集, 如 700 多站气温序列(Li 等, 2009)和 500 多站逐日最高、最低和平均气温序列(Li 和 Yan, 2009), 正在获得广泛的应用. 然而, 总体而言, 学术界对气候序列的均一化方面的认识及重视程度还有待提高, 尤其是均一化方法发展方面需要大力发展.

本文将从基本概念出发, 对比分析理想的和实际的逐日气候序列中的非均一性, 演示均一化的基本思路; 利用典型案例说明均一化对于气候变化及归因研究的重要性; 并在评述最近发表的新成果及近年来气候变化研究发展(特别涉及气候极值的变化趋势以及多要素协同变化分析等方面)之需的基础上, 总结问题, 展望进一步的气候序列均一化研究.

1 从理想到实际的均一化分析思路

设有一个气象站 x, 要素 T 的逐日观测序列记为 $T_x(i)$, i 代表观测时间(日期). 任意时间 t 前后两个时期间的气候变化记为

$$D_x(t)=\sum T_x(i)-\sum T_x(j), \quad (1)$$

式中, $\sum$表示 n 个观测构成的子序列的气候态. 理想地, 设有一个邻近站 y, 观测序列为 $T_y(i)$, 所记录的气候变化和 x 站几乎一样, 即 $D_x(t)\approx D_y(t)$. 或记

$$d(t)=D_x(t)-D_y(t)\approx 0. \quad (2)$$

然而, 如果 x 站于 $t0$ 时发生观测系统变更(如迁址), 则 $D_x(t0)$除了气候变化外, 还可能叠加了一个观测系统变更引起的系统性偏差(非均一性). 这时,

$$d(t0)=D_x(t0)-D_y(t0), \quad (3)$$

就是那个非均一性的定量表述. 在校订 x 站序列时, 一般称 x 站序列为待检(candidate)序列, 而 y 站序列为参考(reference)序列. 下面就从 $d(t)$入手, 简析均一化的复杂性.

假设某地逐日气温序列近似为一个余弦波动, 即

$$\begin{aligned} T_y(i)&=a\times\cos(2\pi i/p),\\ T_x(i)&=a\times\cos(2\pi i/p), \text{ 当 } i\leqslant t0,\\ T_x(i)&=a\times\cos(2\pi i/p)+d0, \text{ 当 } i>t0, \end{aligned} \quad (4)$$

式中, a 代表逐日温度波动的振幅, p 代表天气波动周期. x 站于 $t0$ 时发生观测系统变更, 导致其后观测序列相对于之前有一个系统性偏差 $d0$.

为联系实际情况, 利用 1977~2006 年北京观象台逐日气温观测序列, 去除其中的多年平均季节性, 得到更直接反映天气波动的距平序列——这也是气候变化研究领域常用的一个资料处理步骤(Jones 等, 1999; Yan 等, 2002). 该距平序列的标准差为 2.8℃, 经小波分析确定的主要天气波动周期约为 10 天(Yan 等, 2001), 且该序列在 1981 年迁址导致的非均一性偏差约为 0.8℃(Yan 等, 2010). 分别代入上述理想的天气序列公式中的参数 a, p 和 $d0$, 并选定不同的子序列长度 n, 计算 $d(t)$. n 不同, $d(t)$形状有所不同, 但都在 $t0$ 时达到极大值($d0$=0.8℃), 如图 1 所示. 显然, 对于两个具有一致天气波动的站点来说, 一旦其中一个观测序列出现系统性偏差, 只需通过计算 $d(t)$, 且只需考虑前后 1 天(n=1)记录比较, 就可精准地确定非均一性, 包括时间和大小.

实际情况要复杂得多. 一个重要原因是, 对于特定站点而言, 天气波动具有一定的随机性. 为理解天气波动随机性的影响, 在上述理想的天气波动(余弦函数)的振幅 a 和位相参数 i 上分别加一个随机扰动, 如:

$$T_y(i)=(a+N(0, u))\times\cos(2\pi(i+N(0, v)/p), \quad (5)$$

式中, $N(0, u)$, $N(0, v)$表示均值为 0 标准差为 u, v 的正态分布随机数. 根据北京观象台及其周边站温度差值序列的实际情况分析, 设 u=0.8(℃), v=0.3(天), 分别在 T_x 和 T_y 序列里加上同样强度的随机扰动. 这些参数取值可以有所不同, 但不会改变下面结果中蕴含的认识.

由图 2 可见, 加了扰动的 T_x、T_y 比图 1 更像实际的逐日气温观测序列. 显然, 仅比较 x 站变更前后 1 天(n=1)的记录, 完全不能判断非均一性; 考虑前后一个月(n=30)记录时, 大致可见 d 在 $t0$ 附近出现一个极大值, 但类似大小的极大值还有不少, 因而难以由此断言非均一性; 考虑前后一个季度(n=90)记录时, 函数 d 在 $t0$ 出现唯一的极大值, 但其量值 0.95 大于预期(0.8); n=366(1 年)或更大时, d 在 $t0$ 附近达到唯一的极大值 0.8. 这个结果说明: 随机天气扰动虽然时间尺度有限, 却会严重影响长期气候序列的均一化分析; 通常用到的月平均气候序列, 远不足以消除天气扰动的影响; 非均一性或可在季节尺度上较为合理地加以辨识, 但需考虑更长期的观测对比分析才能取得较为稳妥的定量估计. 这个认识对于现有气候分析多以月资料为基础的做法, 也不乏启示.

进一步地, 参考站和待检站之间还存在年际气候变化的差异. 因而, 均一化分析需要用到 x 站变更前后的多年记录, 早期研究认为平行序列越长越好(宋超辉和孙安健, 1995), 以避免不同站点个别年份气候异常(也即短期气候变率)的影响. 国际上较为流行的二相回归法(Lund 和 Reeves, 2002)就是针对这个问题发展而来. 然而, 不同站点的长期气候变化趋势也有局地性, 比如北京观象台受城市化影响较大, 相比周边站具有更大的长期增暖趋势. 因而, 均一化分析又要避免用到观测系统变迁前后太长的子序列, 以防把参考序列中的长期趋势强加给待检序列. Yan 等(2010)的研究表明: 用迁站前后 3~4 年的观测记录与参考序列进行对比分析, 既可避免短期气候异常的影响, 又可避免把参考站长期趋势强加给待检序

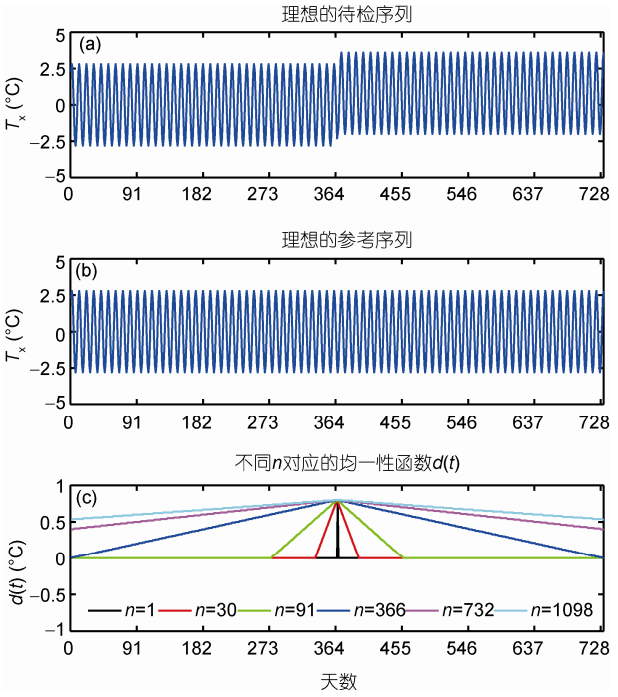

图 1　理想的待检序列(a)、参考序列(b)及不同 n 对应的均一性函数(c)

T_x 在 t0(366 天)发生系统变动, 导致序列产生系统性偏差 $d0$(0.8℃)

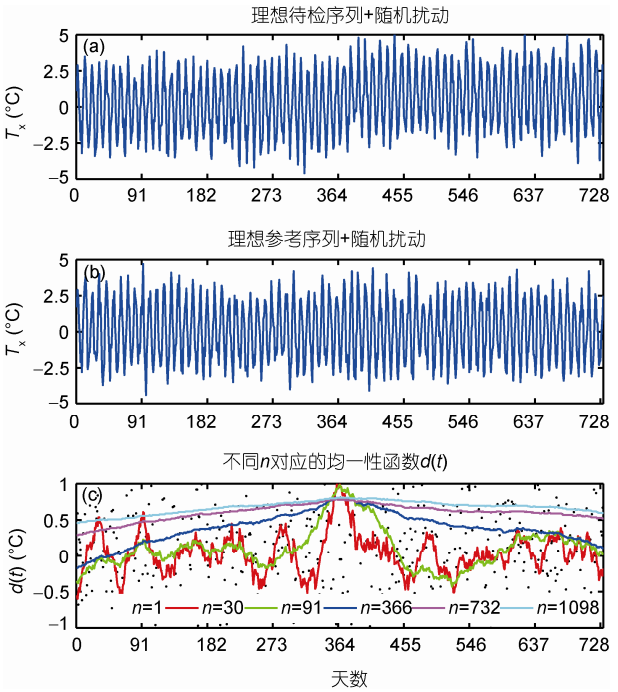

图 2　增加了随机扰动的待检序列(a)、参考序列(b)及不同 n 对应的均一性函数(c)

其他参数同图 1 或见文内

列. 这对于发展新的以及如何应用已有的均一化方法, 都具有启发性.

更为复杂的实际情况是, 各地气候观测序列几乎都存在非均一性, 且很多观测站不止一次发生系统性变更. 序列均一性的多元分析方法(MASH; Szentimrey, 1999)就是为此而发展的. 该方法利用一个区域内所有气候序列互为参考序列, 确定所有序列中可能存在的非均一性, 而不必要求其中任意一个序列是均一的. 相比很多方法是就单个待检序列发展的, MASH 的一大优越性体现在其多序列集成分析, 观测站点越多, 其应用效果越好. 前提条件是: 各站的气候观测系统变更时间不都是一致的. 这个条件对于大多数区域的地面气候观测站来说, 都不难满足. 因而 MASH 已成为目前国际上最广泛应用的均一化方法之一. 例外的情况是, 中国区域探空观测仪器变更几乎都是同期发生的, 各站探空序列中的系统性偏差几乎同时产生, 难以互相参考而加以量化. 这类资料序列的均一化需更多地考虑系统性偏差的物理成因(翟盘茂, 1997).

2 从典型案例看均一化对于定量评估气候变化的重要性

2.1 北京观象台气温序列中的迁址效应

北京观象台的气温观测序列历经多次变迁, 特别是于 1981 年从大兴迁至西三环, 又于 1997 年迁回大兴. 西三环一带比大兴区更加城市化, 因而, 1981~1997 年间观测到的气温记录受到较大的城市热岛效应影响, 相比其前后时期, 系统性地偏暖. 然而, 这一系统性偏差很容易被实际气候变率所掩盖, 难以通过分析该站自身的观测序列而识别. 这也是过去很多研究者拿来资料就用而忽视了其中的非均一性的原因之一. 只有经过严格的均一化分析后, 该偏差才能显现出来. 如图 3 所示.

图 3 表明, 尽管不同方法所得的均一化结果有所不同, 但都明确地校订了 1981~1997 年间这段序列的暖偏差. 如果考察 1981~2006 年的线性趋势, 未校订的北京站原始序列增暖率为 0.4℃/10 a, 而基于 MASH 和 TPR 的均一化序列增暖趋势均为 0.8℃/10 a 左右. 这一异常大的增暖趋势, 部分地是因为位于城市中心区域东南侧的北京观象台, 极大地受到该时期快速城市化的影响. 有研究推论, 一些地面气温资料均一化后增暖趋势加大, 是因为均一化校订了城市站迁址引起的降温偏差(Hansen 等, 2001; Zhang 等, 2013). 北京站 1997 年的迁址就是一个例证. 然而, 如果把关注的时间窗置于 1981 年前后, 那么北京站 1981 年的迁址则是上述推论的一个反例.

值得指出的是, 近 30 年来北京站原始气温记录反映的线性增暖趋势, 看起来更接近华北一带的大尺度增暖趋势. 显然, 这是某种“错-错得正”的假象. 利用原始记录难以确切考察该时期城市化对该站气象记录造成的严重影响. 由此可见, 均一化对于定量

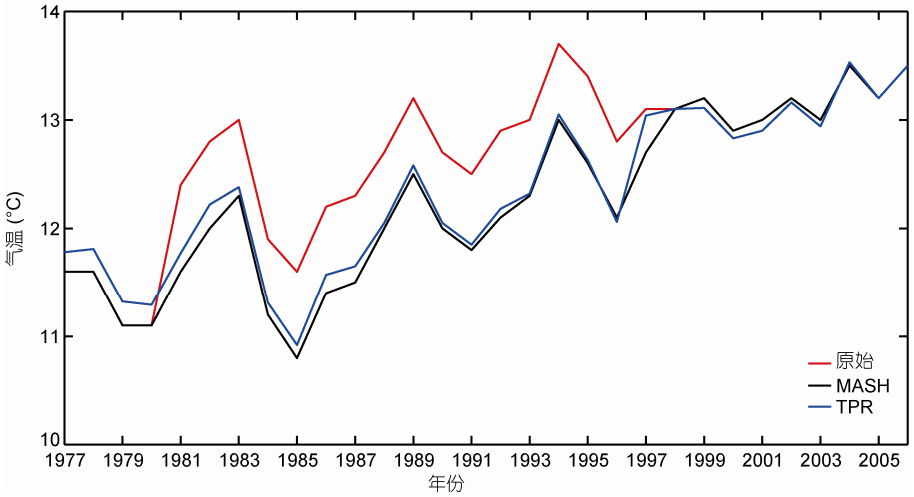

图 3 1977~2006 年北京观象台年均气温序列

红色为原始观测序列, 黑色为基于 MASH 的均一化序列, 蓝色为基于 TPR 的均一化序列. 根据 Li 等(2009)

评估气候变化及其归因研究是多么重要.

2.2 基于均一化气温序列估计的中国气候变暖格局

像北京站那样经历迁址或其他观测系统变更的气象站, 在我国还有很多. Li 和 Yan(2009)利用 MASH 方法, 分析了多年来被广泛应用的数百个国家基准气候站的气温观测序列, 发现其中 95%存在显著的非均一性. 系统性偏差导致 1960~2011 年各站气温序列长期趋势的估算结果被普遍地歪曲, 歪曲程度在一些站点超过(±0.2)℃/10 a, 量值上可比拟甚至大于实际气候趋势(图 4).

显然, 如图 4 所示, 原始资料包含了很多局地性的误判. 对比可见, 各地的均一化序列, 给出了更加合理的大尺度气候变暖格局. 近半个世纪以来中国东北和西北地区增暖显著, 达 0.4℃/10 a(相当于近 50 年增暖 2.0℃)以上; 而南方则存在一片区域增暖幅度不到 0.2℃/10 a(相当于近 50 年增暖 1.0℃). 基于均一化资料估算的 1960~2011 年期间全国平均增暖约为 1.3℃(0.254℃/10 a).

基于其他方法(如 RHtest(Xu 等, 2013)、TPR(Li 等, 2009))发展的均一化中国温度序列集, 也可得出类似结论. 例如: Li 等(2009)计算的 1951~2004 年全国平均增温率为 0.25℃/10 a. 现有方法大都能检测出各地序列中那些较大的非均一性, 这是其所得气候趋势结果雷同的主要原因. 相比而言, MASH 方法由于其大区域多站点协同分析的特点, 趋于检测出更多的非均一性. 这方面的差别, 可能导致在分析各地年际和年代际气候变化时结果有所不同, 有待进一步研究.

基于原始序列估算的全国平均增暖趋势与上述均一化资料估算的结果差别也不大. 这是因为不同站点序列非均一性导致的趋势偏差有正有负, 多站平均后相互抵消了. 当然, 这并不能成为忽视气候序列均一化问题的理由. 确切了解气候变化的分布格局(而非仅仅大范围平均变化)是进一步开展气候变化归因研究的基础. 下面就是一个很好的例子.

2.3 从风速变化格局看城市化效应

伴随近代全球变暖的另一个全球性现象是风速普遍减弱, 亦称“全球静态化”(“global stilling”; McVicar 等, 2012). 风速减缓主要是大气环流减弱所致, 例如中国区域风速减缓主要是东亚季风环流系统减弱造成的(Jiang 等, 2010). 然而, 气候变化归因研究中, 需要考虑一些气象站受到的城市化影响(即随着城区建筑物日益增多, 城区测到的风速变小)究竟有多大. 这可以通过对比城市站和周边乡村站的观测结果来加以判断, 前提是城市站和乡村站的观测序列都是均一的.

图 5 对比显示了北京地区原始和基于 MASH 方法均一化的风速观测序列中的线性趋势分布. 利用均一化的观测序列计算的 1960~2008 年区域平均风速每 10 a 减弱趋势为–0.26 m/s, 在市区最为剧烈达每 10 a –0.32 m/s, 离市区越远趋势越缓. 这是典型的城市化影响风速减弱的分布格局. 由此, 比较市区与区域平均情况即可判断: 近几十年北京城市化发展加剧了市区的风速减弱趋势, 其贡献可达区域平均趋势的 20%(Li 等, 2011). 这一风速观测中的城市化效应相当可观, 但比一些未经严格均一化处理的资料基础上所得的区域平均分析结果(刘学锋等, 2009)还要小些.

基于原始序列计算的 1960~2008 年北京地区每 10 年平均风速变化趋势约为–0.18 m/s, 与上述均一化序列得出的结果相比稍弱. 然而, 从图 5 显而易见的是, 原始序列计算的趋势分布, 完全不符合城市化影响风速气候效应的理论预期. 这说明各站风速观测序列中的非均一性, 足以扭曲我们对于区域气候变化的成因认识.

2.4 百年气温观测序列的均一化

中国区域百年尺度的现代气象观测站很少, 更缺乏经过均一化处理的长期观测序列. 近年来中国学术界作了不懈努力, 取得了一些新成果.

我国长期气象观测序列中早年(如 1950 年前)存在的非均一性, 很难找到邻近的参考序列来加以严格的校订. 参考站较远, 待检序列经过校订后相对说来更趋于反映较大尺度区域的气候变化趋势. Yan 等(2001)利用天津、德州等“邻近”站观测, 校订了上世纪早期以来北京气温序列中的非均一性. 把这一早期的均一化序列连接到近来发展的基于 MASH 的 1960 年以来的均一化序列, 得到一个更长的气温观测序列, 可用以了解近百年来的北京气温演变过程. 比如, 近年来学术界日益关注的多年代际气候波动, 就必须利用百年序列才能较好地反映出来. 图 6 显示

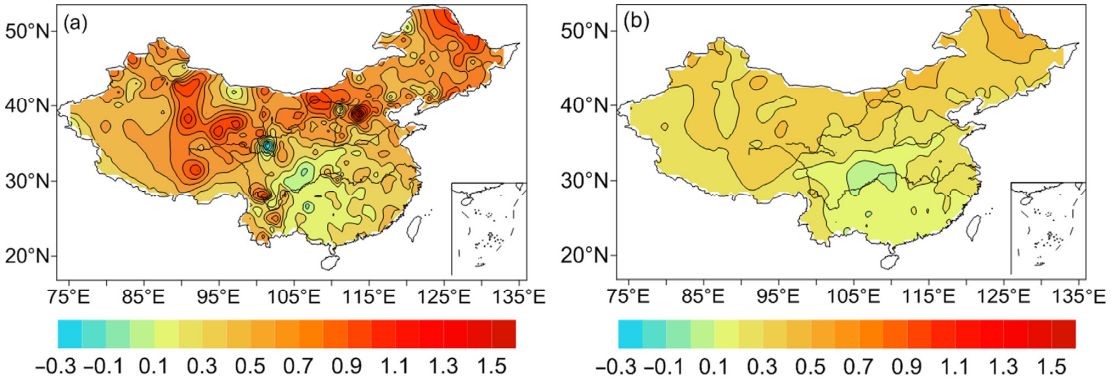

图 4　1960~2011 年中国 545 站年均气温增暖分布

(a) 原始资料估算结果; (b) 均一化资料估算结果. 根据 Li 和 Yan(2009)结果更新而得. 趋势单位: ℃/10 a

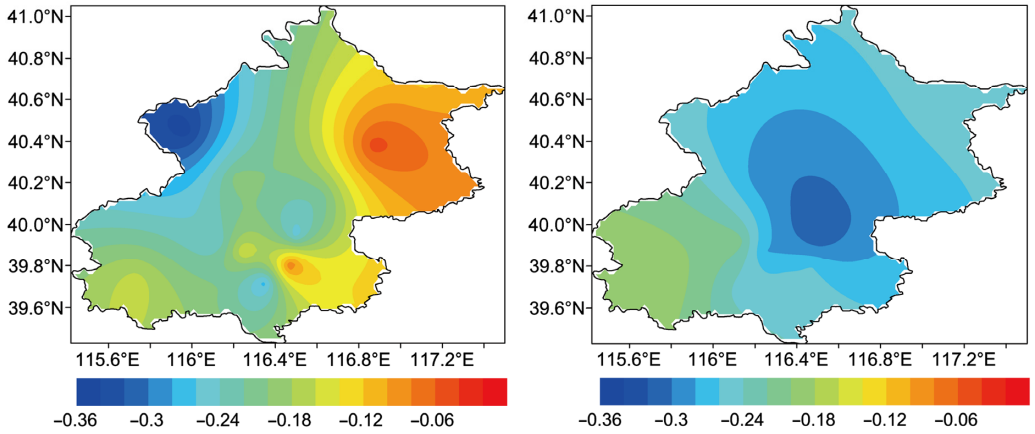

图 5　1960~2008 年北京地区年均风速序列中的线性趋势分布

(a) 原始序列计算结果; (b) 均一化序列计算结果. 色标表示每 10 年平均风速变化趋势(m/s). 根据 Li 等(2011)重绘

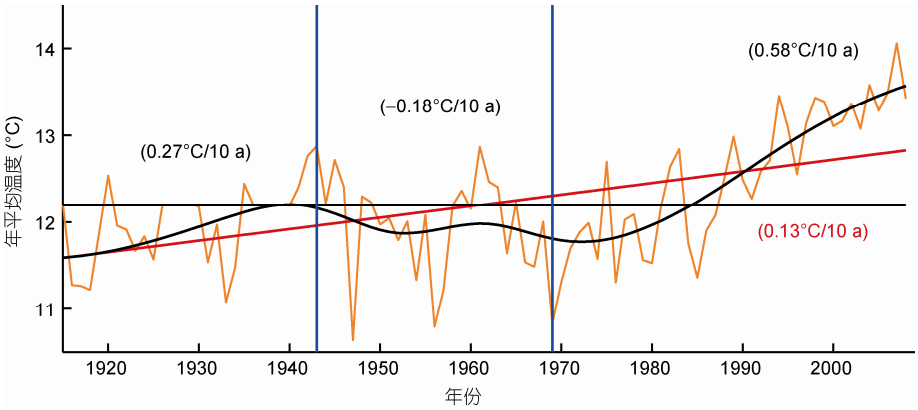

图 6　1915~2008 年北京年平均温度(黄色线)及 EEMD 分析得到的多年代际以上尺度的变化分量(粗黑线)

红色线代表长期线性趋势, 蓝竖线标示出年代际增温和降温阶段的两个转折时间: 1943 年和 1969 年, 横直线为 1915~2008 年北京温度平均值. 三个变温率分别表示 1915~1943, 1943~1969, 1969~2008 年气温变化的线性趋势, 通过显著性水平为 0.05 的 Mann-Kendall 趋势检验的值以括号标示, 可以看出, 三个时间段趋势变化都通过显著性检验. 用以分解多年代际波动的集合经验模分解(EEMD)方法参见 Wu 和 Huang(2009)和 Xia 等(2013)

了近百年北京气温序列及其中的长期线性趋势和多年代际波动特征.

由图 6 可见, 近百年来北京气温平均增暖率为 0.13℃/10 a. IPCC(AR5)最新估计的 1901~2012 年全球平均气温上升约 0.09℃/10 a. 北京的增暖速率比全球平均要大, 主要原因是北京地处近百年变暖最剧烈的西伯利亚地区的下游, 来自西伯利亚的寒潮强度总体而言显著减弱(Ding 等, 2009; Qian 等, 2011). 由图 6 还可分辨出两次主要的年代际增暖过程: 从 20 世纪初到 40 年代的增暖, 速率为 0.27℃/10 a; 始于 60 年代末期的近 40 年增暖, 速率达 0.58℃/10 a. 北京观象台最近几十年的急剧增暖, 部分地可归因于城市化发展导致的局地城市热岛效应增强. Wang 等(2013)利用均一化观测序列, 通过聚类分析客观地划分京区的城乡站记录, 经对比分析发现: 1978~2008 年间北京观象台站气温增高趋势中有约 20%可归因于城市化发展. 去除这部分额外的局地增暖后, 北京站近年增暖趋势应略小于 0.5℃/10 a, 而这也应更接近华北一带的大尺度变暖趋势(图 4).

最近, Cao 等(2013)发表了首套经过均一化处理的中国区域 16 站 1909~2010 年气温序列集. 该套序列计算的近百年平均增暖趋势约为 1.5℃/百年, 与上述北京序列计算结果较为一致. Zhao 等(2014)通过比较分析认为: 这一显著的区域增暖趋势主要是和低纬印度洋持续增暖以及中高纬的西伯利亚冷高压环流变弱相联系的; 而其中近几十年快速城市化对局地气温序列的额外增暖效应不到 20%. 以往研究(唐国利等, 2011)计算的增暖趋势普遍较小, 除了早期研究较少涉及均一化研究而外, 还有例如早期研究的序列没有包括最近 10 年左右的最暖阶段、部分序列早期使用代用资料等原因.

百年序列无疑有助于更完整地认识近代气候变暖. 特别是如图 6 所示的多年代际气候振荡, 只有通过百年序列才能加以研究, 而其对于预测未来年代尺度气候变化的重要性, 不言而喻. 进一步加强中国百年器测气候序列的均一化研究, 是有益的.

3 针对气候极值的序列均一化

前述均一化的内容主要是关于气候平均状态的变化. 近年来, 人们越来越关注诸如“随着全球变暖各地灾害性天气如何演变”这样的问题. 灾害性天气在一个气候序列中往往表现为某种极值(严中伟, 2010). 目前国际上主要是通过逐日气候观测序列分析, 评估其中的气候极值变化趋势. 由于“极值”是小概率事件, 所以时间序列中某段观测记录出现系统性偏差的话, 可严重影响对于气候极值长期趋势的判断. 因此, 近年来国际学术界针对气候极值问题发展了多种均一化方法, 如 HOM(Della-Marta 和 Wanner, 2006)、HOMAD(Toreti 等, 2010)、SPLIDHOM (Mestre 等, 2011)、RHtest(Wang, 2009)等, 其中一个关键环节是: 考虑逐日气候要素的概率分布在不同时期的变化特征, 来进行均一性校订.

为帮助理解观测系统变更不仅导致气候平均态被歪曲, 更导致气候极值被歪曲, 可以设想如下例子. 某观测站从山下搬到山上后, 一般说来气温平均值将有所降低, 而记录到的天气波动将有所增强, 从而导致长期序列中看起来极端偏冷记录有一个明显的增多趋势, 而极端的偏暖记录却没有明显的减少趋势.

图 7 显示了青海省河南站迁至更高山区的案例分析. 可见, 对于一般的气象观测系统变更所引起的气候序列非均一性, 不仅要考虑气候均值中的可能偏差, 还须考虑天气波动强度可能发生的偏差所导致的虚假的气候极值(如寒潮、热浪等)变化趋势.

通过“方差校订”, 可在一定程度上解决上述问题, 也可被视为一种“均一化”手段. 例如, 世界上最长(回溯至 18 世纪早期)的逐日器测气温序列之一, 英格兰中部气温序列(CET), 就经过这样的校订. 根据 Parker 等(1992)的研究资料, 1878 年后 CET 是由英格兰中部三个气象站的气温序列平均得到的, 更早期各站纪录都不完整, 拼接而成, 相当于是一个单站序列. 单站气温序列的方差大于同区域多站平均序列的方差, 这是气象界常识. 为了使 1878 年前后两段序列前后更加可比(也即更加均一), 对早期序列方差进行校订, 使之等于后期方差. 这在一定程度上改善了 CET 的均一性.

然而, 方差校订并未完全解决问题. 原因在于不同尺度的气候变率在不同站点的差异是不同的. 例如, 在近百年尺度上, 北京的气温变化趋势甚至可与上海相一致; 但到天气尺度, 近邻如京津者, 也可能存在相当可观的位相差. 因而, 多站平均的后果是, 逐日天气波动被大大平滑, 但那些较长期的气候变

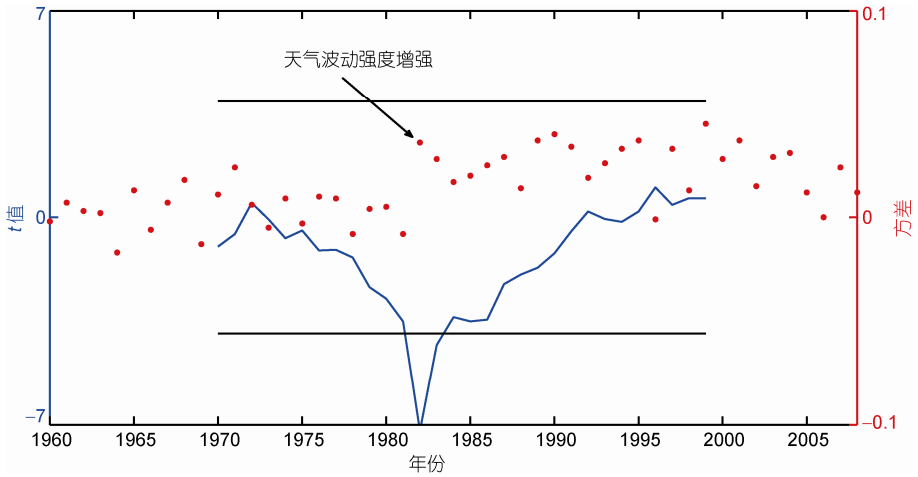

图 7　1960~2008 年青海省河南站与参考站华家岭站冬季 4 天尺度波谱功率差值序列及其滑动 t 检验和 α=0.001 的阈值线

红点示波谱功率差值序列; 蓝色示 t 检验, $n1$=$n2$=10; 黑线示阈值线, ±3.92. 箭头指出该站 1981 年迁至更高山区后天气波动强度增强. 根据 Li 等(2014)结果重绘

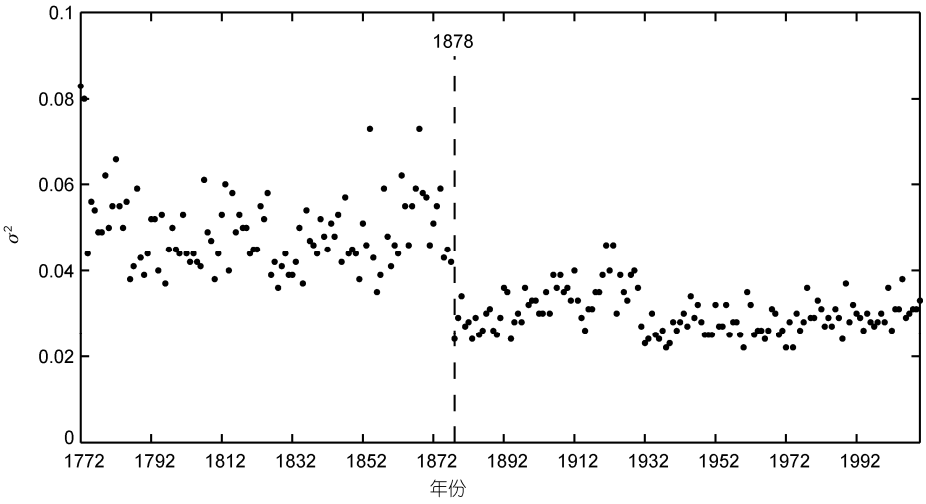

图 8　1772~2010 年 CET 序列中年平均逐日变率的非均一性

年平均逐日变率代表小于 3 天时间尺度的天气波动强度. 获取逐日变率的小波分析方法详见 Yan 和 Jones(2008). 根据 Yan 和 Jones(2008)结果重绘

化则较少受影响. 上述 CET 例子中, 1878 年后的三站平均序列实际上主要减小了逐日天气波动而几无影响长期气候波动; 但方差校订却是相当于把 1878 年前所有尺度的天气和气候波动都以同样的程度减弱了. 这就人为地引进了新的非均一性. 通过小波分解, 可以看出 CET 序列中的逐日天气波动的强度在 1878 年前后突然变小(图 8). 这个结果和上述理论预期完全一致.

如图 8 所示, 显然, 由于人为处理资料中出现的问题(也相当于一种观测系统变更), 导致 CET 序列中 1878 年前的逐日变率普遍偏强, 可能造成该时期极端天气事件虚假地偏多. 由于极端事件是小概率的, 人为引入的偏差将严重影响关于近代气候极值演变的判断. Li 等(2014)研究表明: 即使是国际上近年来针对气候极值而发展的一些均一化方法, 也不能完全解决上述问题. 因此, 他们提出基于小波分析, 考察不同时间尺度气候变率, 来进行气候序列的均一化. 这是国内自主研发的全新的均一化方法, 对于构建极端天气气候变化研究所特需的资料基础而言, 是一个重要进展.

4 更广阔的均一化方法发展潜力

值得指出, 气候序列的均一化是有针对性的, 例如为研究气候均态或气候极值的变化趋势, 可以对同一个时间序列采取不同的均一化手段. 这与一般的气候资料质量控制(quality-control, QC)有本质区别. QC 是更为基础的、普适的资料处理过程, 目的单纯, 即消除错误资料. 例如, 北京观象台日均气温不可能低于–50℃, 通过 QC 即可消除类似的错误记录. 而均一化面对的时间序列, 在某种意义上是不存在错误记录的. 同样以北京观象台为例, 该站在 1981~1997 年位于西三环观测到的温度记录, 与其前后时期的纪录相比存在系统性的偏差, 但并不是说该段时期的记录是错误的. 正因为均一化带有明确的研究目标, 均一化方法随着气候变化研究需求的深入还有广阔的发展潜力. 下面仅从两个方面作一讨论, 以抛砖引玉.

不同均一化方法可以导致不同的均一化气候数据产品, 尽管经过均一化处理的数据总是比原始数据更确切地反映真实气候变化(因为一般说来, 不同方法都能检测并校订那些较大的非均一性). 如何减小因统计方法本身产生的不确定性, 使均一化的结果更趋于稳定? 有的研究者采用多种方法检测非均一性, 然后采取某种平均处理决定结果(李庆祥等, 2010). 然而, 这种做法带有很强的主观性. 如何发展客观的方法, 以消除统计方法本身带有的不确定性, 是值得探讨的问题. 特别是对于降水这样的要素序列的均一化, 是该领域一个难题. 与气温等要素序列相比, 降水具有更大的气候变率, 导致其均一化结果也具有更大的不确定性. 这在一定程度上也是人们较易于忽视降水序列均一性问题的一个原因. 一个可能的解决途径是: 根据要素序列内在的随机性, 进行某种集合(ensemble)均一化分析.

均一化研究领域面临的另一个大问题是, 现有所有方法都是针对某个特定的气候要素序列而发展的. 然而, 在实践中会发现, 某个要素序列被校订后, 与其他要素的物理关系被颠覆了. 比如, 日最低气温(T_{min})序列一般说来在统计学上较为稳定, 观测系统变更易于造成 T_{min} 序列出现显著的非均一性; 而同样的系统变更却没有在日最高气温 T_{max} 的序列中造成显著的非均一性; 这样一来, 均一化将改变 T_{min} 却不改 T_{max}, 在某些特殊情况下(如阴天 T_{min} 和 T_{max} 很接近), 会导致均一化序列中某些日子 $T_{min}>T_{max}$. 这在物理气候学上显然是错误的. 考虑多要素之间的物理约束, 发展多要素序列协同的均一化方法, 应该是该领域方法学上取得突破性进展的一个方向.

参考文献

曹丽娟, 严中伟. 2011. 地面气候资料均一性研究进展. 气候变化研究进展, 7: 129–135

郭艳君, 李庆祥, 丁一汇. 2009. 探空资料中的人为误差对中国温度长期变化趋势的影响. 大气科学, 33: 1309–1318

江志红, 黄群, 李庆祥. 2008. 近 50 年中国降水序列均一性检验与订正研究. 气候与环境研究, 13: 67–74

李庆祥, Menne M J, Williams Jr C N, 等. 2010. 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, 10: 736–742

刘学锋, 江滢, 任国玉, 等. 2009. 河北城市化和观测环境改变对地面风速观测资料序列的影响. 高原气象, 28: 433–439

任国玉, 封国林, 严中伟. 2010. 中国极端气候变化观测研究回顾与展望. 气候与环境研究, 15: 337–353

宋超辉, 孙安健. 1995. 非均一性气温气候序列订正方法的研究. 高原气象, 14: 215–220

唐国利, 王绍武, 闻新宇, 等. 2011. 全球平均温度序列的比较. 气候变化研究进展, 7: 85–89

严中伟. 2010. 气候极值. 见: 陈运泰, 主编. 10000 个科学难题(地球科学卷). 北京: 科学出版社. 828–833

翟盘茂. 1997. 中国历史探空资料中的一些过失误差及偏差问题. 气象学报, 55: 563–572

Alexandersson H. 1986. A homogeneity test applied to precipitation data. J Clim, 6: 661–675

Alexander L V, Zhang X B, Peterson T C, et al. 2006. Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation. J Geophys Res, 111: D05109, doi: 10.1029/2005JD006290

Camuffo D, Jones P D. 2002. Improved understanding of past climatic variability from early daily european instrumental sources. Clim Change, 53: 1–4

Cao LJ, Zhao P, Yan Z W, et al. 2013. Instrumental temperature series in eastern and central China back to the nineteenth century. J Geophys Res:

Atmos, 118, 15: 8197–8209
Della-Marta P M, Wanner H. 2006. A method of homogenizing the extremes and mean of daily temperature measurements. J Clim, 19: 4179–4197
Ding T, Qian W H, Yan Z W. 2009. Characteristics and changes of cold surge events over China during 1960–2007. Atmos Ocean Sci Lett, 2: 339−344
Easterling D R, Peterson T C. 1995. A new method for detecting undocumented discontinuities in climatological time series. Int J Climatol, 15: 369–377
Hansen J, Ruedy R, Sato M, et al. 2001. A closer look at United States and global surface temperature change. J Geophys Res: Atmos, 106, D20: 23947–23963
Jiang Y, Luo Y, Zhao Z C, et al. 2010. Changes in wind speed over China during 1956–2004. Theor Appl Climatol, 99: 421–430
Jones P D, Horton E B, Folland C K, et al. 1999. The use of indices to identify changes in climatic extremes. Clim Change, 42: 131–149
Li Q X, Liu X N, Zhang H Z, et al. 2004. Detecting and adjusting temporal inhomogeneity in Chinese mean surface air temperature data. Adv Atmos Sci, 21: 260–268
Li Q X, Zhang H Z, Chen J, et al. 2009. A mainland China homogenized historical temperature dataset of 1951–2004. Bull Amer Meteorol Soc, 90: 1062–1065
Li Z, Yan Z W. 2009. Homogenized China daily mean/maximum/minimum temperature series 1960–2008. Atmos Ocean Sci Lett, 2: 237–243
Li Z, Yan Z W, Tu K, et al. 2011. Changes in wind speed and extremes in Beijing during 1960–2008 based on homogenized observations. Adv Atmos Sci, 28: 408-420
Li Z, Yan Z W, Cao L J, et al. 2014. Adjusting inhomogeneous daily temperature variability using wavelet analysis. Int J Climatol, 34: 1196–1207
Lund R, Reeves J. 2002. Detection of undocumented changepoints: A revision of the two-phase regression model. J Clim, 15: 2547–2554
Manton M J, Della-Marta P M, Haylock M R, et al. 2001. Trends in extreme daily rainfall and temperature in Southeast Asia and the South Pacific: 1961–1998. Int J Climatol, 21: 269–284
McVicar T R, Roderick M L, Donohue R J, et al. 2012. Global review and synthesis of trends in observed terrestrial near-surface wind speeds: Implications for evaporation. J Hydrol, 416-417: 182–205
Mestre O, Gruber C, Prieur C, et al. 2011. SPLIDHOM: A method for homogenization of daily temperature observations. J Appl Meteorol Clim, 50: 2343–2358
Parker D E, Legg T P, Folland C K. 1992. A new daily Central England temperature series 1772–1991. Int J Climatol, 12: 317–342
Peterson T C. 2003. Assessment of urban versus rural in situ surface temperatures in the contiguous United States: No difference found. J Clim, 16: 2941–2959
Qian C, Yan Z W, Wu Z H, et al. 2011. Trends in temperature extremes in association with weather-intraseasonal fluctuations in eastern China. Adv Atmos Sci, 28: 284–296
Szentimrey T. 1999. Multiple Analysis of Series for Homogenization (MASH). Proceedings of the Second Seminar for Homogenization of Surface Climatological Data. Budapest, Hungary, WMO, WCDMP-No. 41: 27–46
Toreti A, Kuglistch F G, Xoplaki E, et al. 2010. A novel method for homogenization of daily temperature series and its relevance for climate change analysis. J Clim, 23: 5325–5331
Wang J, Yan Z W, Li Z, et al. 2013. Impact of urbanization on changes in temperature extremes in Beijing during 1978–2008. Chin Sci Bull, 58: 4679–4686
Wang X L. 2009. A quantile matching adjustment algorithm for Gaussian data series. Climate Research Division, Atmospheric Science and Technology Directorate, Scienceand Technology Branch, Environment Canada, 5 pp. Available at http://etccdi.pacificclimate.org/RHtest/QMadj_Gaussian.pdf
Wang X L, Chen H, Wu Y, et al. 2010. New techniques for detection and adjustment of shifts in daily precipitation data series. J Appl Meteorol Clim, 49: 2416–2436
Wu Z H, Huang N E. 2009. Ensemble empirical mode decomposition: A noise-assisted data analysis method. Adv Adaptive Data Anal, 1: 1–41
Xia J, Yan Z, Wu P. 2013. Multidecadal variability in local growing season during 1901–2009. Clim Dyn, 41: 295–305
Xu W H, Li Q X, Wang X L, et al. 2013. Homogenization of Chinese daily surface air temperatures and analysis of trends in the extreme temperature indices. J Geophys Res: Atmos, 118: 1–13

Yan Z W, Yang C, Jones P D. 2001. Influence of inhomogeneity on the estimation of mean and extreme temperature trends in Beijing and Shanghai. Adv Atmos Sci, 18: 309–322

Yan Z W, Jones P D, Davies T D, et al. 2002. Trends of extreme temperatures in Europe and China based on daily observations. Clim Change, 53: 355–392

Yan Z W, Jones P D. 2008. Detecting inhomogeneity in daily climate series using wavelet analysis. Adv Atmos Sci, 25: 157–163

Yan Z W, Li Z, Li Q X, et al. 2010. Effects of site change and urbanization in the Beijing temperature series 1977–2006. Int J Climatol, 30: 1226–1234

Zhang L, Ren G Y, Ren Y Y, et al. 2013. Effect of data homogenization on estimate of temperature trend: A case of Huairou station in Beijing Municipality. Theor Appl Climatol, doi: 10.1007/s00704-013-0894-0

Zhao P, Jones PD, Cao L J, et al. 2014. Trend of surface air temperature in eastern China and associated large-scale climate variability over the last 100 years. J Clim, 27: 4693–4703