

气候变化研究进展  
*Climate Change Research*  
ISSN 1673-1719, CN 11-5368/P

## 《气候变化研究进展》网络首发论文

题目：资料均一化对气温变化趋势及其城市化偏差估计的影响：以北京地区为例  
作者：何佳骏，任国玉，张盼峰  
收稿日期：2020-10-23  
网络首发日期：2021-08-09  
引用格式：何佳骏，任国玉，张盼峰. 资料均一化对气温变化趋势及其城市化偏差估计的影响：以北京地区为例. 气候变化研究进展.  
<https://kns.cnki.net/kcms/detail/11.5368.P.20210809.1336.002.html>



**网络首发：**在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

**出版确认：**纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

## 资料均一化对气温变化趋势及其城市化偏差估计的影响：以北京地区为例

何佳骏<sup>1</sup>，任国玉<sup>1,2</sup>，张盼峰<sup>1,3</sup>

- 1 中国地质大学（武汉）大气科学系，武汉 430070；
- 2 国家气候中心 中国气象局气候研究开放实验室，北京 100081；
- 3 吉林师范大学旅游与地理科学学院，四平 136000

**摘要：**当前的地面气候观测资料普遍存在非气候性因素导致的非均一性，对气候变化监测和研究结论可靠性造成重要影响。结合观测台站的历史沿革数据，使用ACMANT和Pairwise Comparisons方法以及RHtest V4软件，对北京地区20个台站均一化前的月平均气温序列进行了非均一性检验和订正，最后评估了均一化对北京地区气温序列变化趋势及其城市化偏差估算的影响。结果表明：除元数据中记录的断点外，无元数据记录的断点也会对序列的趋势变化造成明显影响，其中乡村站最显著；经过订正，1958—2018年整个北京地区、乡村站以及城市站增温趋势分别为 $0.27^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ 、 $0.10^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ 和 $0.32^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ ，较订正前分别上升了 $0.03^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ 、 $0.06^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ 和 $0.02^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ 。利用均一化资料估算，1958—2018年北京观象台的城市化影响为 $0.24^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ ，城市化贡献率为70.2%，评估结果较前人结论有所降低。可见，在现有的北京地区气温资料序列中，仍可能存在较明显的非均一性和未被记录的断点，对区域平均气温趋势估算具有显著影响。

**关键词：**均一化；气温；气候变化；趋势；城市化影响；北京

### 引言

气候变化的检测与归因依赖可靠的观测资料，而当前的观测资料序列中往往存在由非气候性因素造成的非均一性，准确地检测观测序列中的非均一性断点并对其进行订正，是开展气候变化检测与归因工作的前提。Alexandersson<sup>[1]</sup>、Easterling等<sup>[2]</sup>、Vincent<sup>[3]</sup>对非均一性检验理论和均一化订正方法进行了开拓性的研究，Peterson等<sup>[4]</sup>对早期的均一化工作进行了系统性的论述，Menne等<sup>[5]</sup>提出了基于目标序列与参考序列差值的成对比较（Pairwise Comparisons, PC）均一化检验方法，并对美国月气温数据HCN的气温变化趋势的均一性做了评估。针对年值和月值数据，不同的研究工作还发展出了基于统计理论结合台站历史沿革信息（元数据）的能够更加精确检测序列非均一性的均一化方法<sup>[6-8]</sup>。随着理论的不进步，更加完善的均一化订正方法也被逐步应用到日值数据上，Trewin<sup>[9]</sup>利用百分位匹配（Percentile-Matching, PM）订正方法开发了一套全新的澳大利亚均一化日气温数据集；Vincent等<sup>[7]</sup>利用分位数匹配（Quantile-Matching, QM）方法<sup>[8]</sup>分别订正了加拿大的月值和日值气温数据集。为了使得检测出的断点更加可靠，Kuglitsch等<sup>[10]</sup>、Squintu等<sup>[11]</sup>、Trewin等<sup>[12]</sup>使用至少3种方法检测气候数据的均一性，并分别订正了瑞士、欧洲和澳大利亚的气温数据集。

收稿日期：2020-10-23；修回日期：2020-11-22

资助项目：国家重点研发计划“全球变化及应对”重点专项（2018YFA0605603）

作者简介：何佳骏，男，硕士研究生，[jiajun.he@cug.edu.cn](mailto:jiajun.he@cug.edu.cn)；任国玉（通信作者），男，研究员，[guoyoo@cma.gov.cn](mailto:guoyoo@cma.gov.cn)

国内的均一化工作也得到迅速发展。Yan等<sup>[13]</sup>以台站沿革数据为参考,订正了北京和上海两站的长期逐日气温序列,剔除了序列中的局地非均一性偏差,分析了两站的大尺度气温变化趋势。Li等<sup>[14]</sup>采用均一化序列多重分析法(MASH),对中国549个国家基准站1960—2008年的气温序列进行订正,得到一套均一化气温数据集。Li等<sup>[15]</sup>订正了731个国家级气象站1951—2004年的逐日和逐月气温资料,得到一套包含了平均气温、最高气温和最低气温的中国均一化历史气温数据集(CHHT)。Xu等<sup>[16]</sup>结合台站历史沿革数据,基于最大惩罚 $t$ 检验订正了中国825个台站的日气温数据,并在此基础上分析了中国极端气温指数的变化趋势,结果表明,相比于冷夜和冷日事件,大部分台站经历了更多的暖夜和暖日事件。郭艳君等<sup>[17]</sup>订正了我国116个探空温度序列,发现非均一性问题在一定程度上影响了我国不同时期不同高度大气层的温度变化趋势。均一化订正也在我国不同空间尺度、不同资料序列上得到越来越多的应用<sup>[18-20]</sup>。最近,Cao等<sup>[21]</sup>采用QM方法对国内2419个国家级气象站进行均一化订正,得到一套自1951年以来的中国大陆均一化日值、月值气象数据集。

本文以北京地区为例,参考一组详细的元数据资料,结合对部分台站历史沿革信息的深入调查,对北京市20个国家级气象站的月平均气温资料进行检验和订正,并与前人的均一化数据进行对比,分析均一化对不同资料造成的影响,随后探讨了均一化前后北京地区1958—2018年的平均气温变化趋势差异,以及各类台站资料序列中的城市化影响偏差。这项研究有助于进一步认识气象资料序列非均一性检验和订正工作的复杂性、艰巨性,了解不同程度均一化资料序列对于区域平均气温趋势估算及其城市化影响偏差评估的影响。

## 1 资料与方法

### 1.1 资料来源

均一化前的原始数据来源于中国气象局国家气象信息中心研发的“中国国家级地面气象站基本气象要素日值数据集(V3.0)”<sup>[22]</sup>,该套数据集包含了2479个国家级气象站自1951年1月以来地面基本气象要素逐日观测数据,单站序列长度最长可达68年(1951—2018年),数据经过了严格的质量控制,其完整性和质量均有所提高。本文将其中北京地区20个台站(图1)的日平均气温资料转换为月平均值进行非均一性检验和订正。作为对比,使用了Cao等<sup>[21]</sup>开发的“中国国家级地面气象站均一化气温月值数据集(V1.0)”(CHHTD-V1.0),该数据集同样基于任芝花等<sup>[22]</sup>的原始数据进行订正,订正过程考虑了迁站、台站环境变化、更换观测仪器,以及观测时次变更等非均一性因素。元数据取自国家气象信息中心气象资料室存档的北京地区地面观测台站历史沿革资料,数据记录了每个台站因迁站造成的经纬度变动和海拔变化等详细信息。

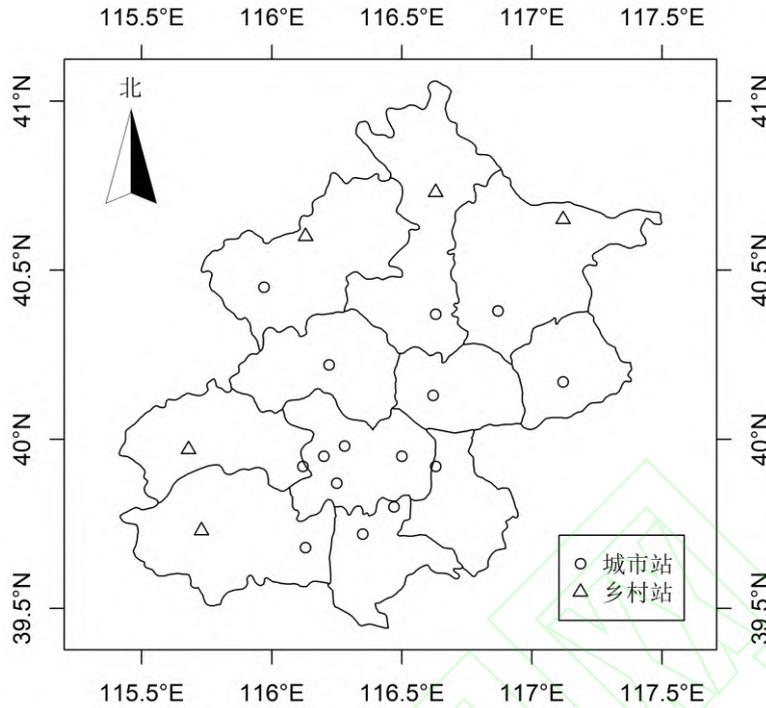


图1 北京地区20个国家级气象站位置分布

Fig. 1 Distributions of 20 national meteorological stations in Beijing

城乡台站分类采用了Tysa等<sup>[23]</sup>对国家级气象站的分类结果。该方法按照台站观测场不同半径缓冲区范围内的建成区相对面积大小，依次将其划分为6个级别（U1，U2，…，U6），U1至U6级别台站受城市化影响程度逐渐增大，其中U1级别台站的平均相对城市用地百分率低于1%，极少受到或几乎不受到城市化影响，可作为评估城市化贡献的乡村参考站来使用；其余5个级别的台站则分别受到低（U2）、较低（U3）、中（U4）、较高（U5）和高（U6）城市化影响，均可视为城市台站。图1给出了北京市城市站和乡村站的空间分布情况。

表1给出了依据上述方法划分的各站城市化级别。在此基础上，进一步对各个级别台站进行归类，按照受城市化影响强度的大小可分为弱（U1、U2）、中等（U3、U4）、强（U5、U6）3大类，用于非均一性检验和订正以及城市化影响评估的站点选取。北京地区20个台站中（无U2级别台站），受强城市化影响的台站数量为3个，占15%；受中等城市化影响的台站数量为12个，占60%；受弱城市化影响的5个台站全部为U1级别，因此视为乡村站，包括佛爷顶站、汤河口站、上甸子站、斋堂站和霞云岭站。

表 1 20 个台站城市化级别及均一化检测中断点发生年份和相应订正值

Table 1 Urbanization level of 20 stations and year of change points and corresponding magnitude of adjustment

城市化 级别	台站名 称	断点年份	订正值/°C	城市化 级别	台站名称	断点年份	订正值/°C
U1	佛爷顶	无	无		密云	无	无
	汤河口	2014年	-0.78		昌平	无	无
	上甸子	2013年	-0.64		石景山	无	无
	斋堂	2008年	-0.56		延庆	1988年	0.54
	霞云岭	2008年	-0.73		平谷	1977, 2006年	-0.68, -0.43
U3	怀柔	1964, 1996年	-0.52, -1.03		顺义	1993, 1999年	0.34, -0.55
	房山	1965, 2002, 2006年	-0.45, 0.07, -0.57		大兴	1964, 1971, 2003, 2008年	-0.33, 0.42, -0.52, 0.37
U4	门头沟	1963, 1978,	-1.16, 0.13,	U5	北京观象台	1965, 1981,	-0.55, 0.87,
		2008, 2013年	-0.51, 0.45			1997年	-0.34
	通州	1965, 1995, 2016年	-0.11, 0.99, -1.38		U6	丰台	1964, 1978, 2015年
	海淀	2004, 2010年	0.03, -0.46		朝阳	2006年	0.27

## 1.2 均一化

当元数据可用时，结合元数据和统计方法是最佳的非均一性检验做法<sup>[24]</sup>。然而，台站元数据经常是缺失的、不完整的和不精确的，元数据可以用于证实统计方法发现的某个间断点附近突然的气温变化，但不适合作为识别间断点的主要工具，因此，统计方法在评估潜在的非均一性时就显得更加重要<sup>[12]</sup>。本文参考详细的元数据记录，并借鉴Kuglitsch等<sup>[10]</sup>、Squintu等<sup>[11]</sup>、Trewin等<sup>[12]</sup>的做法，使用3种统计方法对原始资料进行非均一性检验。当至少两种方法在两年的时间窗口内检测出同一个或相近的断点时，则认为该断点为可订正的显著断点，断点时间取为检测结果的重合时间或时间的中位数。以1年为时间窗口进行断点和元数据的时间核对，并将元数据记录附近1年内检测出的断点时间更改为对应元数据记录中的时间；对于无元数据记录的断点，只保留无元数据覆盖时期的最明显断点进行订正，尽可能保证订正结果的精确可靠。本文以汤河口站为例，详细介绍检验和订正的具体方法。

### 1.2.1 ACMANT方法

ACMANT (Adapted Caussinus-Mestre Algorithm for Networks of Temperature series)<sup>[25]</sup>方法基于最优阶跃函数拟合<sup>[26]</sup>，通过对多条参考序列设置权重，依照Caussinus Lyazrhi准则<sup>[27]</sup>对待检序列非均一性进行最优化检测。ACMANT是一个全自动的非均一性检验和订正方

法, COST (European Cooperation in Science and Technology) 工作组的验证和使用表明, 该方法对气温数据集的均一化, 尤其是对较大数据集的自动化检验和订正有着较好的效果, 并且可以对短期气候序列的非均一性进行检测。

使用ACMANT方法进行检测需要为每条待检序列提供至少4条参考序列。分别在北京地区20个台站附近挑选最近的7条相关性较好的序列作为参考序列, 并保证每条参考序列与待检序列的一阶差分序列相关系数 $>0.8$ 。ACMANT检验方法可以自动输出检测结果并对目标序列进行订正, 其在汤河口站气温序列中检测出的断点时间分别为1987年2月、2000年5月和2015年6月。

### 1.2.2 PC方法

PC方法即成对比较方法, 是通过将待检序列与各参考序列做差值计算, 然后检验差值序列的均一性以确定待检序列中的非均一性断点的方法, 将3条或3条以上差值序列检测出的同一个断点视为待检序列中的断点。该方法同样要求参考序列与待检序列高度相关, 沿用ACMANT方法中的参考序列用于PC方法的非均一性检验。对差值序列的非均一性检验使用SNHT (Standard Normal Homogeneity Test) 方法<sup>[1]</sup>来进行, 该方法在识别多个断点发生时间的精确性上有着更优异的表现<sup>[28]</sup>。

使用99%的信度来检测差值序列的非均一性断点, 结果显示, 用PC方法检测出的汤河口站断点时间分别为1979年1月、1987年10月、2000年5月和2013年6月。

### 1.2.3 RHtest 方法

Wang 等<sup>[8]</sup>开发的 RHtestV4 软件可在无参考序列的条件下进行非均一性检验, 但使用均一性较好的参考序列可以得到更可靠的结果。因此, 按照以下步骤检验和构建参考序列。

将北京地区三类 20 个台站作为待检台站, 对每一类待检台站, 先从原始数据的同类台站中就近挑选参考站。在挑选参考站时同时规定: 参考站与待检站的直线距离不超过 500 km, 参考站与待检站的海拔高差 $<200$  m。再对预选出的 20 组参考站序列进行无元数据、无参考序列的非均一性检验, 挑选出无非均一性断点的均一台站序列作为参考站序列。软件的检测算法中, 基于最大惩罚  $t$  检验<sup>[29]</sup>的 PMTred 算法<sup>[30]</sup>要求参考序列参与检测, 而基于最大惩罚  $F$  检验<sup>[31]</sup>的 PMFred 算法<sup>[30]</sup>不需要参考序列即可完成断点的检测。一般情况下, 越高的信度检测出断点的可靠性也越高。为了尽可能排除参考台站序列内的潜在断点, 采用 95%的信度水平对参考台站做无参考序列、无元数据的非均一性检验, 然后弃用检测出断点的参考站序列。最后, 使用 5 条与待检台站最近的均一参考站序列的合成序列作为待检序列的参考序列。若均一参考站序列少于 5 条, 则在原参考站池等级的基础上扩充一个临近等级重新进行挑选。

合成参考序列时, 对 20 条待检站序列与相对应的各自 5 条均一参考序列分别进行一阶差分处理, 并计算一阶差分序列的相关系数, 20 组相关系数值均在 0.96 以上, 相关性均通过 0.01 的显著性检验。鉴于各组内相关系数无明显差异, 参考序列的合成不再以相关系数为权重做加权平均, 直接对挑选出的参考站序列做算数平均得到最终的参考序列。

为了保证检测断点的显著性和可靠性, 本文在 99%的信度水平下对待检台站序列作有参

考序列的非均一性检验。使用 RHtest 方法检测出的汤河口站断点时间分别为 1987 年 2 月、1998 年 3 月和 2010 年 10 月。

综合 3 组检测结果，汤河口站最终的断点时间确定为 1987 年 2 月、2000 年 5 月和 2014 年 6 月。由于本文使用的元数据资料最晚更新于 2005 年，故将前两个无元数据记录的断点弃用，只保留 2014 年 6 月的断点进行订正。类似于 Trewin<sup>[9]</sup>和 Squintu 等<sup>[11]</sup>的做法，本文采用分位数匹配 QM 方法<sup>[7, 32]</sup>进行订正，QM 方法通过对去趋势后的待检序列被断点所切断的序列片段的经验分布进行相互匹配，从而达到均一化订正的目的，其对连续型变量比如气温的均一化订正效果良好。

### 1.3 分析方法

计算区域平均序列时，为了减轻不同气象站海拔高度不同的影响，计算出每个台站相对于参考期（1961—1990 年）的距平值。年平均气温序列的线性变化趋势使用最小二乘法进行估算，线性趋势的显著性使用  $t$  检验方法进行判定。对于北京地区而言，处于同一环流背景场的各台站气温，受温室效应等大尺度气候变化影响的变化趋势应大体相同。因此，城乡台站之间的气温增暖速率差异可认为是由城市化（包含城市热岛加强和土地利用/土地覆盖变化等）所引起。故在评估城市化对各类台站平均气温序列趋势的影响时，定义城市站与乡村站之间的趋势差异为城市化影响；城市化影响在城市站（或所有站）增温趋势中的百分比为城市化贡献。具体计算方法见文献[33-34]。

## 2 均一化订正结果

检验结果表明，在 20 个台站气温序列中，有 4 条为均一的序列，分别是佛爷顶站、密云站、昌平站和石景山站，其余 16 个台站均在不同时期不同程度上存在非均一性断点（表 1）。图 2 统计了 1958—2018 年所有断点的订正值分布。断点的订正值（断点之前的序列片段的整体变化幅度）负值偏多， $-0.5^{\circ}\text{C}$  附近为断点数量的高值区，负的订正值会使得序列的整体增温趋势上升。可见本文的均一化订正使得大多数台站原有的增温趋势加大，说明订正前的序列低估了多数台站的增温速率。

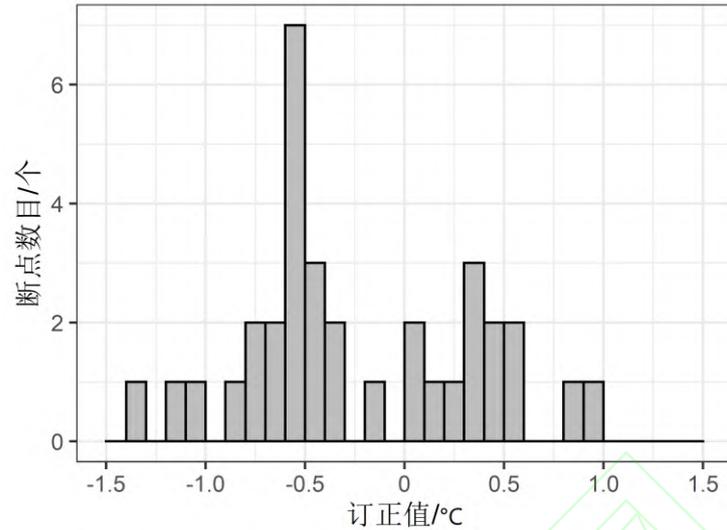


图 2 断点订正值的大小分布

Fig. 2 Distribution of adjustment magnitude

对比订正前后的气温变化趋势（图 3），乡村站差异明显。比如霞云岭站，订正之前为微弱的降温趋势，这与周围地区以及更大背景上的气温变化<sup>[35-37]</sup>存在明显的空间不一致现象，订正之后霞云岭站气温显著上升；斋堂站气温变化趋势也从不显著变为显著增温。城市站如北京观象台和大兴站，订正前后趋势变化较小或几乎无变化。图 3（e, f）展示了乡村站和城市站订正前后的趋势差异。订正前乡村站的增温趋势仅为  $0.04^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ ，而订正之后的增温趋势明显增大，达到  $0.10^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ ，并且通过了 0.01 的显著性检验；而城市台站订正后的序列较订正前仅上升了  $0.02^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ 。

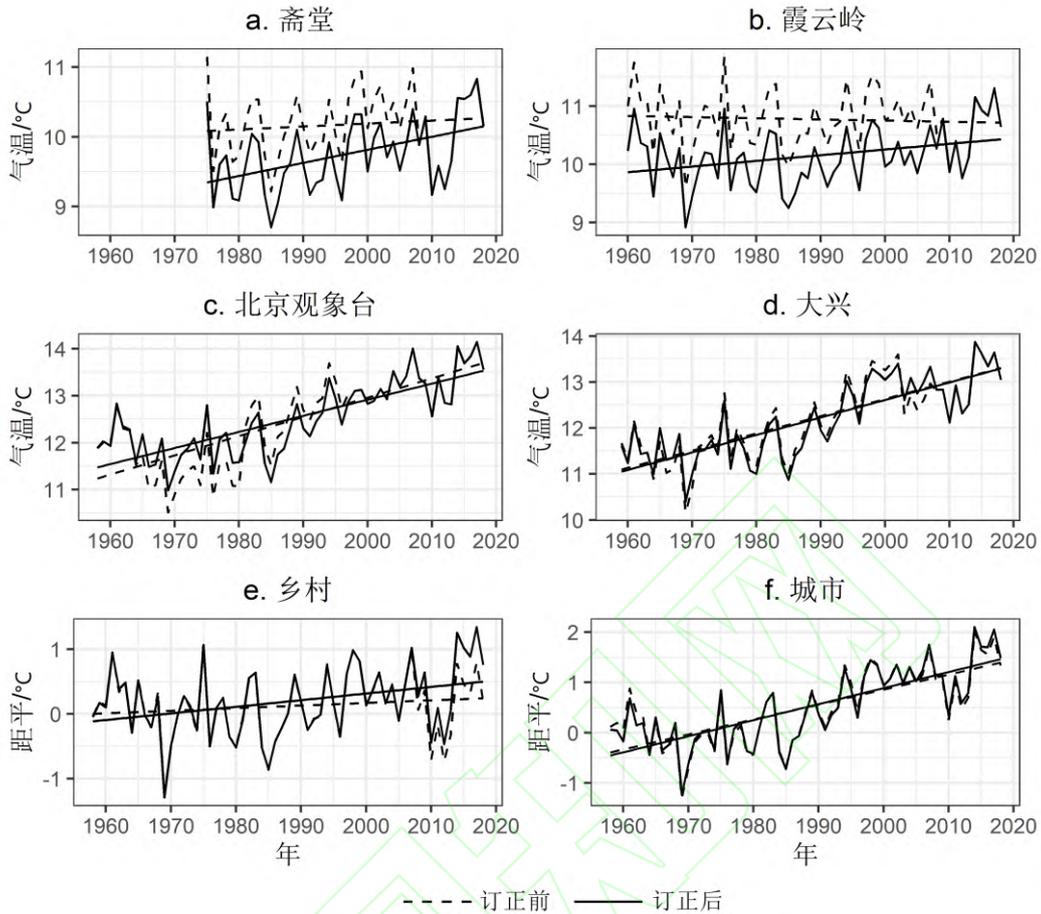


图3 斋堂站 (a)、霞云岭站 (b)、北京观象台 (c)、大兴站 (d)、乡村站 (e) 和城市站 (f) 订正前后的序列及其趋势对比

Fig. 3 Comparison of series and their trends before and after adjustment for Zhaitang station (a), Xiayunling station (b), Beijing Observatory (c), Daxing station (d), rural stations (e) and urban stations (f)

统计所有断点发生时间的分布发现 (图 4), 1970 年之前、1975—1979 年以及 1995 年之后是有元数据记录的断点数目高峰期, 这部分断点多是由台站的迁移或观测仪器空间位置的移动引起的。例如通州站在 1965 年和 1995 年有过迁站, 丰台站在 1964 年和 1978 年也有过迁站, 这些时期内频繁的迁站导致气温序列出现大量断点。图 4 同时表明, 2005 年之后有较多无元数据记录的断点存在, 尤其在 2005—2009 年间, 所有台站序列的无元数据断点达到 7 个。由于本文使用的元数据资料仅更新到 2005 年, 推测对于城市序列, 这部分断点主要是迁站和更换仪器引起的。而对于乡村台站, 断点均无元数据记录; 经调查, 除了上甸子站 1988 年有迁站记录以外, 其余乡村台站至今均未发生过迁站, 故这部分无元数据记录的断点并非由迁站引起, 可能和台站的观测仪器位置移动或观测场附近微环境变化有关。

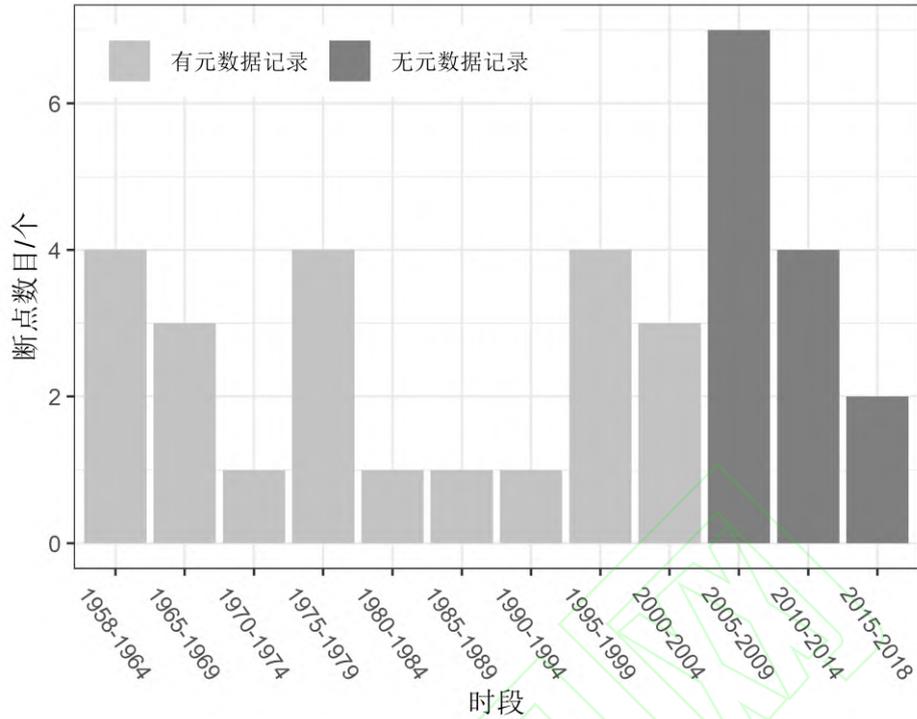


图 4 北京地区所有台站有元数据记录和无元数据记录的断点的时间分布

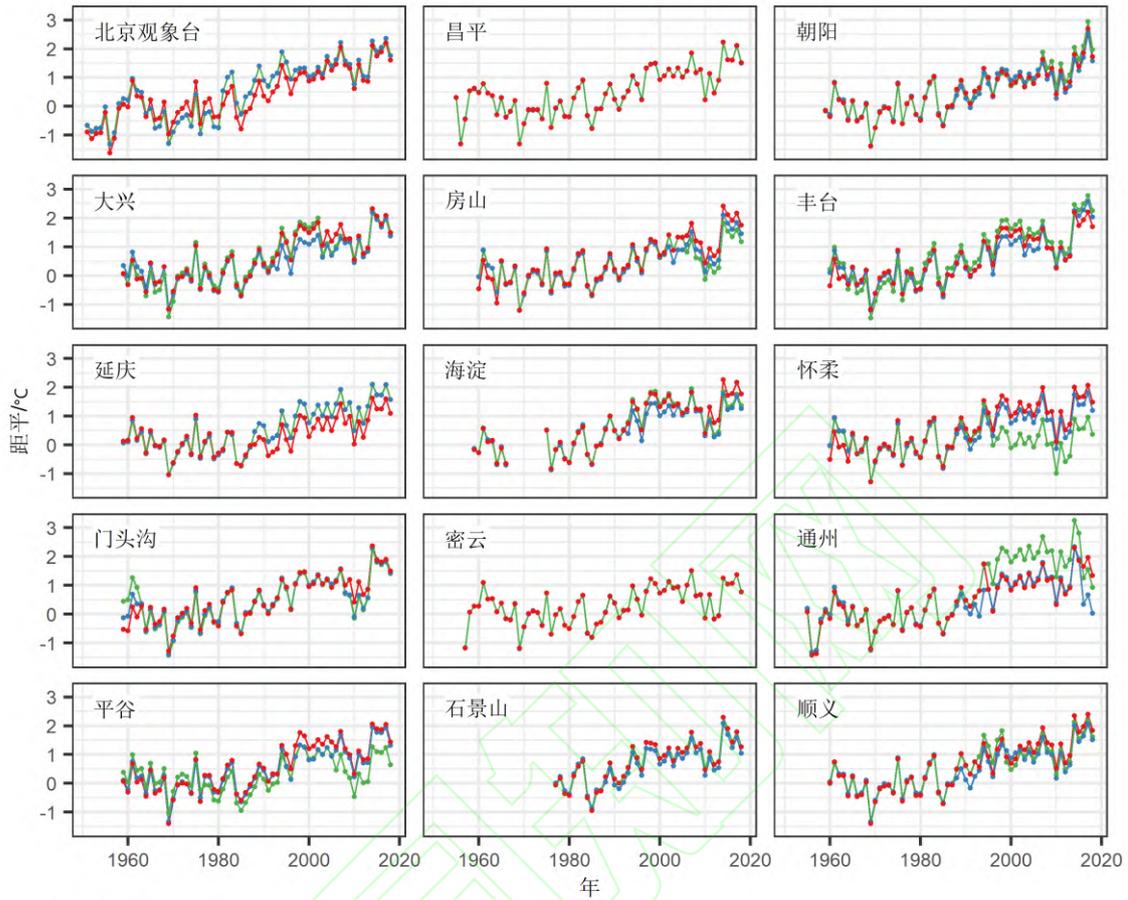
Fig. 4 Time distribution of change points documented and undocumented for all stations in Beijing

### 3 不同均一化数据对比

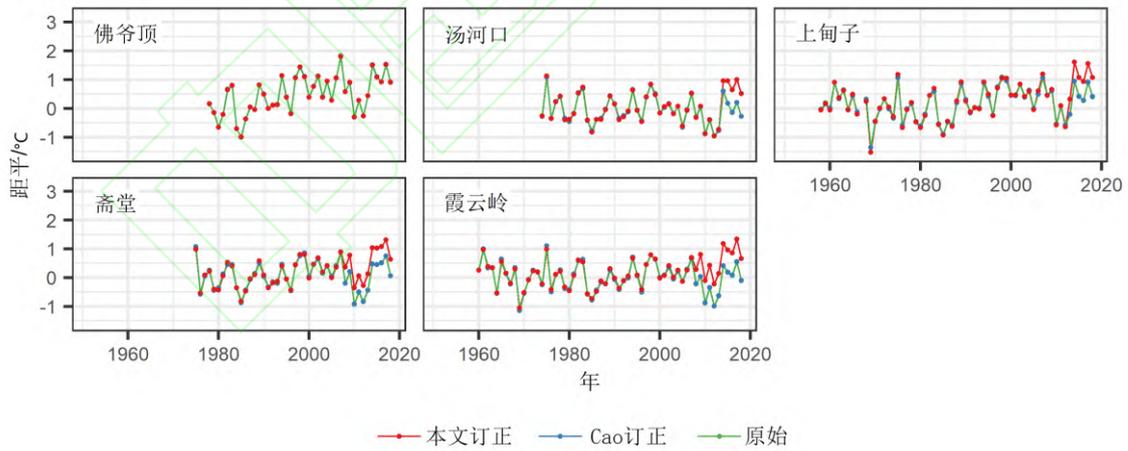
为了评估本文的订正结果，如图 5 所示，将本文订正后的序列、Cao 等<sup>[21]</sup>的均一化序列以及原始序列进行对比。从图 5a 可看出，Cao 等<sup>[21]</sup>对城市站序列进行了订正，订正前后城市序列的趋势变化较小，本文的订正结果与其相类似，两组订正结果的城市站部分，除延庆站外无明显差异，延庆站曾经较少受城市化的影响，但近年来其城市化影响愈发明显<sup>[23]</sup>，故本文将划分为城市站，其订正结果可能仍然保留有部分乡村站特征；对于乡村站序列（图 5b），均一化数据均未作订正，但本文对乡村序列订正前后的趋势差异较明显，特别是在 2008 年后，乡村站序列经过订正后均呈现出明显的增温趋势。受元数据完整性的影响，难以确定乡村站断点产生的具体原因，但反映出这部分资料仍可能存在明显的非均一性。

本文订正的城市序列与 Cao 等<sup>[21]</sup>均一化资料的订正结果类似，但乡村序列的订正结果与均一化资料的订正结果有一定的差异，特别是在 2008 年后，表明这部分资料仍有做进一步非均一性检验和订正的必要。

a. 城市序列



b. 乡村序列



—●— 本文订正    —●— Cao订正    —●— 原始

图 5 北京地区 20 个台站的本文订正序列、Cao 等<sup>[21]</sup>序列以及原始序列的对比

Fig. 5 Comparison between adjusted series from this paper (red), adjusted series from Cao (blue), and raw series (green) of 20 stations in Beijing

不同均一化数据在不同空间尺度下的年平均气温变化趋势，如表 2 所示。Cao 等<sup>[21]</sup>的均一化数据与原始数据的气温变化趋势大体相同，尤其是在乡村地区，均一化数据和原始数据的趋势 ( $0.04^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ ) 均不显著；均一化数据中的所有站和城市站的趋势值，相比于原始数据均略有减小。本文的订正除了使得北京观象台气温变化趋势减小以外，所有站、乡村站以及城

市站的气温变化趋势都有不同程度上升。此外，这 3 组数据间的最大趋势差异是北京观象台的  $0.07^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ ；乡村站对应的不同数据间趋势差异同样较大，达到  $0.06^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ ；相比之下，所有站和城市站不同数据间趋势差异则相对较小。

Cao 等<sup>[21]</sup>均一化订正的数据与原始数据类似，而本文的订正结果与其均有明显差异，3 组数据最大的差别在于北京观象台和乡村序列的气温变化趋势。

表 2 不同空间尺度下不同数据的 1958—2018 年平均气温变化趋势

Table 2 Annual mean surface air temperature trend of 1958–2018 under different spatial scales and different data

数据来源	北京观象台	所有站	乡村站	城市站
原始数据	0.41	0.24	0.04 <sup>#</sup>	0.30
Cao 等 <sup>[21]</sup>	0.41	0.23	0.04 <sup>#</sup>	0.29
本文	0.34	0.27	0.10	0.32

注：#表示趋势不显著，其余均通过 0.01 的显著性检验。

#### 4 气温变化趋势及城市化影响

1958—2018 年，北京观象台、所有站平均、乡村站平均以及城市站平均的增温趋势分别为  $0.34^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ 、 $0.27^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ 、 $0.10^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$  和  $0.32^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ ，均通过了 0.01 的显著性检验（图 6）。总体来看，近 60 年的气温变化大致可分为两个时期：1958—1969 年的气候变冷期和 1969—2018 年的气候增暖期。1998—2013 年为全球变暖停滞期，北京地区气温在这一时期内上升趋势也较小，乡村站尤为明显。2013 年之后气温急剧回升，并在 2014 年和 2017 年分别达到历史最高。

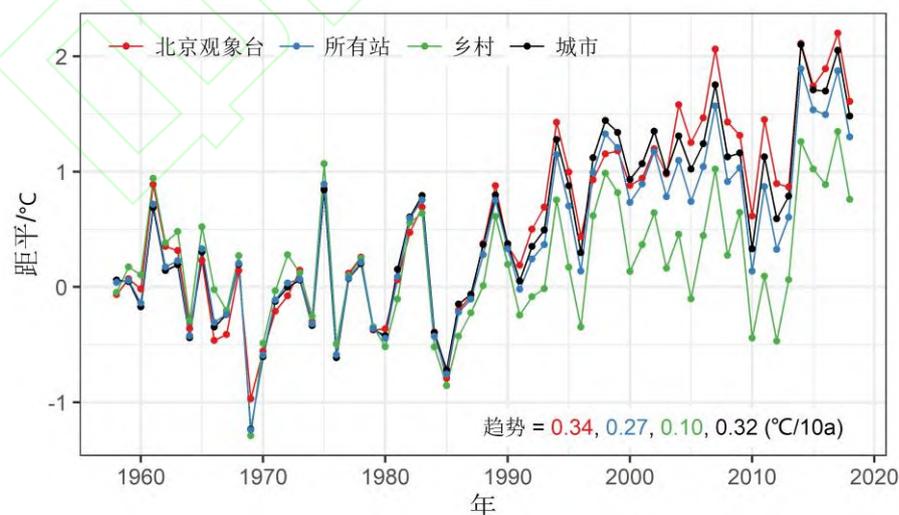


图 6 北京观象台、所有站、乡村站和城市站的年平均气温距平

Fig. 6 Annual mean surface air temperature anomaly of Beijing Observatory, all stations, rural stations and urban stations

计算北京观象台同乡村站序列之间气温趋势的差值，在 1958—2018 年间该趋势差值达到  $0.24^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ ，而城市站同乡村站之间的气温趋势差值为  $0.22^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ 。因此，北京观象台  $0.34^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$  的总体增温趋势中，有  $0.24^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$  即 70.2% 来自城市化影响，城市站的城市化贡献则为 67.9%。

本文获得的北京观象台城市化贡献估计值低于初子莹等<sup>[33]</sup>的早期评估结果（1961—2000 年，81.3%），但仍明显高于 Yan 等<sup>[38]</sup>的分析结果（1977—2006 年，38.6%）。由于资料覆盖的时期不同，为方便比较，这里分别计算了对应于上述两个时期北京观象台的增温趋势和城市化贡献（表 3）。本文方法估算的 1961—2000 年的城市化贡献率为 81.8%，与初子莹等<sup>[33]</sup>的结果几乎一致；估算的 1977—2006 年的城市化贡献率为 62.7%，明显高于 Yan 等<sup>[38]</sup>的结果。

表 3 不同时期北京观象台的增温趋势、城市化影响和城市化贡献及其与前人研究的对比

Table 3 Warming trend, urbanization effects and urbanization contribution of Beijing observatory in different periods and comparison with previous studies

时期	论文	增温趋势 $/(^{\circ}\text{C}/(10\text{ a}))$	城市化影响 $/(^{\circ}\text{C}/(10\text{ a}))$	城市化贡献 /%
1961—2000 年	初子莹等 <sup>[33]</sup>	0.32	0.26	81.3
	本文	0.27	0.22	81.8
1977—2006 年	Yan 等 <sup>[38]</sup>	0.78	0.30	38.6
	本文	0.57	0.36	62.7

注：所有趋势和城市化影响均通过 0.01 的显著性检验。

## 5 结论与讨论

本文采用多种均一化方法综合检验的方式，对北京地区 20 个国家级气象站气温资料进行了非均一性检验与订正，并与前人的结果进行了对比，同时利用订正后的数据重新估算分析了北京地区地面平均气温长期变化趋势和城市化影响量值，得到以下结论：

(1) 在高信度水平下使用 3 种检验方法，检测出北京地区气温序列在元数据覆盖时期外仍存在较多无元数据记录的断点，对这些断点进行订正后，乡村序列气温变化趋势明显增大。这部分断点目前尚存不确定性，需要使用更新的元数据资料对其进行验证，这对北京地区气温变化和城市化影响偏差评估而言具有重要意义。

(2) 根据本文订正，1961—2000 年和 1977—2006 年北京观象台年平均气温变化趋势分别为  $0.27^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$  和  $0.57^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ ，城市化影响分别为  $0.22^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$  和  $0.36^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ 。两组结果相比前人研究结论总体上偏低，表明北京地区现有气温观测序列中实际的城市化影响强度可能弱于原有的估计值。

(3) 利用新的均一化数据评估城市化影响，1958—2018 年间北京观象台的城市化贡献为 70.2%。其中，1961—2000 年的城市化贡献为 81.8%，与前人研究结果相近；而 1977—2006 年北京观象台的城市化贡献为 62.7%，明显高于前人研究结果。表明北京市城市化发展虽有放

缓趋势，但仍然维持在一个较高水平。

长期以来，处于较好自然环境中、几乎不受城市化影响的北京山区站气温序列呈现出微弱增温趋势甚至是降温趋势，这个现象没有被很好地解释<sup>[32, 38-39]</sup>。本文针对北京地区的分析结果说明，非城市站气温序列中未被元数据核实和订正的明显非均一性断点可能是导致这一现象的重要因素。

本文的另一组实验发现，当保留元数据覆盖时期内无元数据记录的断点，并对其也进行同样标准的订正时，城市地区的气温变化趋势并未改变，但乡村地区的气温变化趋势会更加显著（图略），该实验得到的乡村地区气温变化趋势比原始数据增加了  $0.13^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ ，达到  $0.17^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ 。这样的订正也许更加彻底，然而，在没有足够元数据记录的情况下其结果存在较大不确定性，有可能引入新的误差。因此，本文并未采用该订正结果，只将其作为对比，为今后均一化研究提供一种思路和可能。

本文在参考详细的元数据资料和严格构建参考序列的基础上，使用多种检测方法，在较高的信度水平下进行非均一性检验和订正，订正结果具有较高的可靠程度。但使用的元数据本身依旧存在一定的局限性，难以对元数据覆盖时期外的断点进行一一核对，这在一定程度上增加了部分断点订正的不确定性。因此，本文研究结论可能仍存在一定的不确定性，需要今后结合更加详尽的元数据资料开展深入研究。

## 参考文献

- [1]Alexandersson H. A homogeneity test applied to precipitation data [J]. *Journal of Climatology*, 1986, 6 (6): 661-675. DOI: 10.1002/joc.3370060607
- [2]Easterling D R, Peterson T C. A new method for detecting undocumented discontinuities in climatological time series [J]. *International Journal of Climatology*, 1995, 15 (4): 369-377. DOI: 10.1002/joc.3370150403
- [3]Vincent L A. A technique for the identification of inhomogeneities in Canadian temperature series [J]. *Journal of Climate*, 1998, 11 (5): 1094-1104. DOI: 10.1175/1520-0442(1998)011<1094:ATFTIO>2.0.CO;2
- [4]Peterson T C, Easterling D R, Karl T R, *et al.* Homogeneity adjustments of in situ atmospheric climate data: a review [J]. *International Journal of Climatology*, 1998, 18 (13): 1493-1517. DOI: 10.1002/(SICI)1097-0088(19981115)18:13<1493::AID-JOC329>3.0.CO;2-T
- [5]Menne M J, Williams C N. Homogenization of temperature series via pairwise comparisons [J]. *Journal of Climate*, 2008, 22 (7): 1700-1717. DOI: 10.1175/2008JCLI2263.1
- [6]Li Q X, Liu X N, Zhang H Z, *et al.* Detecting and adjusting temporal inhomogeneity in Chinese mean surface air temperature data [J]. *Advances in Atmospheric Sciences*, 2004, 21 (2): 260-268. DOI: 10.1007/BF02915712
- [7]Vincent L A, Wang X L, Milewska E J, *et al.* A second generation of homogenized Canadian monthly surface air temperature for climate trend analysis [J]. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 2012, 117 (D18). DOI: 10.1029/2012JD017859
- [8]Wang X L, Feng Y. RHtestsV4 User Manual [R/OL]. 2013[2020-10-23]. <http://etccdi.pacificclimate.org/software.shtml>
- [9]Trewin B. A daily homogenized temperature data set for Australia [J]. *International Journal of*

- Climatology, 2013, 33 (6): 1510-1529. DOI: 10.1002/joc.3530
- [10]Kuglitsch F G, Auchmannet R, Bleisch R, *et al.* Break detection of annual Swiss temperature series [J]. Journal of Geophysical Research, 2012, 117 (D13). DOI: 10.1029/2012JD017729
- [11]Squintu A A, Gerard S, Yuri B, *et al.* Homogenization of daily temperature series in the European Climate Assessment & Dataset [J]. International Journal of Climatology, 2019, 39 (3): 1243-1261. DOI: 10.1002/joc.5874
- [12]Trewin B, Braganza K, Fawcett R, *et al.* An updated long-term homogenized daily temperature data set for Australia [J]. Geoscience Data Journal, 2020, 7 (2): 149-169, DOI: 10.1002/gdj3.95
- [13]Yan Z W, Yang C, Jones P D. Influence of inhomogeneity on the estimation of mean and extreme temperature trends in Beijing and Shanghai [J]. Advances in Atmospheric Sciences, 2001, 18 (3): 309-322. DOI: 10.1007/BF02919312
- [14]Li Z, Yan Z W. Homogenized daily mean/maximum/minimum temperature series for China from 1960—2008 [J]. Atmospheric and Oceanic Science Letters, 2009, 2 (4): 237-243. DOI: 10.1080/16742834.2009.11446802
- [15]Li Q X, Chen J, Li W, *et al.* A mainland China homogenized historical temperature dataset of 1951—2004 [J]. Bulletin of the American Meteorological Society, 2009, 90 (8): 1062. DOI: 10.1175/2009BAMS2736.1
- [16]Xu W H, Li Q X, Wang X L, *et al.* Homogenization of Chinese daily surface air temperatures and analysis of trends in the extreme temperature indices [J]. Journal of Geophysical Research: Atmospheres, 2013, 118 (17): 9708-9720. DOI: 10.1002/jgrd.50791
- [17]郭艳君, 丁一汇. 近50年我国探空温度序列均一化及变化趋势[J]. 应用气象学报, 2008, 19 (6): 646-654. DOI: 10.3969/j.issn.1001-7313.2008.06.002. Guo Y J, Ding Y H. Homogeneity and long-term trend analysis on radiosonde temperature time series in China during recent 50 years [J]. Journal of Applied Meteorological Science, 2008, 19 (6): 646-654. DOI: 10.3969/j.issn.1001-7313.2008.06.002 (in Chinese)
- [18]司鹏, 郝立生, 罗传军, 等. 河北保定气象站长序列气温资料缺测记录插补和非均一性订正 [J]. 气候变化研究进展, 2017, 13 (1): 41-51. Si P, Hao L S, Luo C J, *et al.* The interpolation and homogenization of long-term temperature time series at Baoding observation station in Hebei province [J]. Advances in Climate Change Research, 2017, 13 (1): 41-51. DOI: 10.12006/j.issn.1673-1719.2016.043 (in Chinese)
- [19]王秋香, 周昊楠, 陈晓燕. 单站资料均一性对本地气候资料趋势结果的影响[J]. 沙漠与绿洲气象, 2010, 4 (4): 1-5. Wang Q X, Zhou H N, Chen X Y. The influence of homogeneity of single-station data on trends in local climate data [J]. Desert and Oasis Meteorology, 2010, 4 (4): 1-5 (in Chinese)
- [20]赵美艳, 余君, 蒋镇, 等. 重庆地区气温序列均一性检验及订正[J]. 气象与环境学报, 2018, 34 (6): 148-155. Zhao M Y, Yu J, Jiang Z, *et al.* Homogeneity test and correction of temperature series in Chongqing [J]. Journal of Meteorology and Environment, 2018, 34 (6): 148-155 (in Chinese)
- [21]Cao L J, Zhu Y N, Tang G L, *et al.* Climatic warming in China according to a homogenized data set from 2419 stations [J]. International Journal of Climatology, 2016, 36 (12): 4384-4392. DOI: 10.1002/joc.4639
- [22]任芝花, 余予, 邹凤玲, 等. 部分地面要素历史基础气象资料质量检测[J]. 应用气象学报, 2012, 23 (6): 739-747. Ren Z H, Yu Y, Zou F L, *et al.* Quality Detection of Surface Historical Basic Meteorological Data [J]. Journal of Applied Meteorological Science, 2012, 23 (6): 739-747

(in Chinese)

- [23]Tysa S K, Ren G Y, Qin Y, *et al.* Urbanization effect in regional temperature series based on a remote sensing classification scheme of stations [J]. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 2019, 124 (20): 10646-10661. DOI:10.1029/2019JD030948
- [24]Aguilar E, Auer I, Brunet M, *et al.* Guidelines on climate metadata and homogenization [R/OL]. 2003[2020-10-23]. [http://www.wmo.int/datastat/documents/WCDMP-53\\_1.pdf](http://www.wmo.int/datastat/documents/WCDMP-53_1.pdf)
- [25]Domonkos P. Adapted Caussinus-Mestre algorithm for networks of temperature series (ACMANT) [J]. *International Journal of Geosciences*, 2011, 2 (3): 293-309. DOI: 10.4236/ijg.2011.23032
- [26]Hawkins D M. On the choice of segments in piecewise approximation [J]. *IMA Journal of Applied Mathematics*, 1972, 2 (2): 250-256. DOI: 10.1093/imamat/9.2.250
- [27]Caussinus H, Lyazrhi F. Choosing a linear model with a random number of change-points and outliers [J]. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 1997, 49 (4): 761-775. DOI: 10.1023/a:1003230713770
- [28]DeGaetano A T. Attributes of several methods for detecting discontinuities in mean temperature series [J]. *Journal of Climate*, 2006, 19 (5): 838-853. DOI: 10.1175/JCLI3662.1
- [29]Wang X L, Wen Q H, Wu Y. Penalized maximal *t* test for detecting undocumented mean change in climate data series [J]. *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 2007, 46 (6): 916-931. DOI:10.1175/jam2504.1
- [30]Wang X L. Accounting for autocorrelation in detecting mean shifts in climate data series using the Penalized maximal *t* or *F* test [J]. *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 2008, 47 (9): 2423-2444. DOI: 10.1175/2008JAMC1741.1
- [31]Wang X L. Penalized maximal *F* test for detecting undocumented mean shift without trend change [J]. *Journal of Atmospheric and Oceanic Technology*, 2008, 25 (3): 368-384. DOI: 10.1175/2007JTECHA982.1
- [32]Wang X L, Chen H, Wu Y, *et al.* New techniques for the detection and adjustment of shifts in daily precipitation data series [J]. *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 2010, 49 (12): 2416-2436. DOI: 10.1175/2010JAMC2376.1
- [33]初子莹, 任国玉. 北京地区城市热岛强度变化对区域温度序列的影响[J]. *气象学报*, 2005, 63 (4): 534-540. Chu Z Y, Ren G Y. Change in urban heat island magnitude and its effect on mean air temperature record in Beijing region [J]. *Acta Meteorologica Sinica*, 2005, 63 (4): 534-540 (in Chinese)
- [34]Ren G Y, Zhou Y Q, Chu Z Y, *et al.* Urbanization effects on observed surface air temperature trends in North China [J]. *Journal of Climate*, 2008, 21 (6): 1333-1348. DOI: 10.1175/2007JCLI1348.1
- [35]Hansen J, Ruedy R, Sato M, *et al.* Global surface temperature change [J]. *Reviews of Geophysics*, 2010, 48 (4). DOI: 10.1029/2010RG000345
- [36]Jones P D, Lister D H, Osborn T J, *et al.* Hemispheric and large-scale land-surface air temperature variations: an extensive revision and an update to 2010 [J]. *Journal of Geophysical Research*, 2012, 117 (D5). DOI: 10.1029/2011JD017139
- [37]Sun X B, Ren G Y, Xu W H, *et al.* Global land-surface air temperature change based on the new CMA GLSAT data set [J]. *Science Bulletin*, 2017, 62 (4): 236-238. DOI: 10.1016/j.scib.2017.01.017
- [38]Yan Z W, Li Z, Li Q X, *et al.* Effects of site change and urbanisation in the Beijing temperature

series 1977-2006 [J]. International Journal of Climatology, 2010, 30 (8): 1226-1234. DOI: 10.1002/joc.1971

[39]林学椿, 于淑秋. 北京地区气温的年代际变化和热岛效应[J]. 地球物理学报, 2005, 48 (1): 39-45. DOI: 10.3321/j.issn:0001-5733.2005.01.007. Lin X C, Yu S Q. Interdecadal changes of temperature in the Beijing region and its heat island effect [J]. Chinese Journal of Geophysics, 2005, 48 (1): 39-45. DOI: 10.3321/j.issn:0001-5733.2005.01.007 (in Chinese)

### **Effects of data homogenization on the trend of temperature and the estimation of its urbanization bias: taking Beijing area as an example**

HE Jia-Jun<sup>1</sup>, REN Guo-Yu<sup>1,2</sup>, ZHANG Pan-Feng<sup>1,3</sup>

1 Department of Atmospheric Science, China University of Geosciences, Wuhan 430070, China;

2 Laboratory for Climate Studies, National Climate Center, China Meteorological Administration, Beijing 100081, China;

3 School of Tourism and Geographical Sciences, Jilin Normal University, Siping 136000, China

**Abstract:** Inhomogeneity caused by non-climate factors is relatively common in current surface climate observation data, dealing a great impact on climate change monitoring and the reliability of conclusions. Based on metadata of observation stations, the unhomogenized monthly mean temperature series of 20 stations in Beijing were tested and adjusted by using ACMANT and Pairwise Comparison methods as well as RHtestV4 software, and the effects of homogenization on the estimate of the trend and its urbanization bias of Beijing temperature series were estimated. The results show that: in addition to the change points recorded in the metadata, undocumented change points will also have a significant impact on the trend of series, especially in the rural stations. The adjusted warming trends from 1958 to 2018 of the whole area series, rural series and urban series are  $0.27^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ ,  $0.10^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$  and  $0.32^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ , which are  $0.03^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ ,  $0.06^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$  and  $0.02^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$  respectively higher than that before the adjustment. Estimate from adjustment shows that: the urbanization effect from 1958 to 2018 of Beijing Observatory is  $0.24^{\circ}\text{C}/(10\text{ a})$ , and the urbanization contribution is 70.2%, which are lower than the previous conclusions. Hence, the existing temperature data series in Beijing may still contain apparent inhomogeneity and undocumented change points, which has a significant impact on the estimate of regional average temperature trend.

**Keywords:** Homogenization; Temperature; Climate change; Trend; Urbanization effects; Beijing