近百年中国气温变化中的不确定性估计

李庆祥^①, 董文杰^②, 李伟^③, 高小蓉^①, JONES Phil^④, KENNEDY John^⑤, PARKER David^⑤

① 国家气象信息中心, 北京 100081;

② 北京师范大学全球变化与地球系统科学研究院, 地表过程与资源生态国家重点实验室, 北京 100875;

③ 国家气象中心, 北京 100081;

④ Climatic Research Unit, School of Environmental Sciences, University of East Anglia, Norwich, NR4 7TJ, UK;

⑤ Met Office Hadley Centre, Exeter, EX1 3PB, UK

E-mail: liqx@cma.gov.cn

2009-12-18 收稿, 2010-02-26 接受

国家科技支撑计划(2007BAC29B01-01)、科技部基础条件平台(2005DKA31700-01)、国家自然科学基金(40605021)和中国气象局气候变化专项课题(540000G010C01)资助项目

摘要 利用均一化的中国近百年气温观测数据, 结合英国 East Anglia 大学气候研究中心(CRU)的 CRUTEM3 气温数据集中中国周边国家长序列资料对 20 世纪前 50 年资料进行了补充, 研制了中国及周边地区近百年逐月 $5^{\circ} \times 5^{\circ}$ 气温网格数据集, 并综合系统考虑了该气温数据集中存在的 3 类误差(台站误差、抽样误差和偏差误差)导致的不确定性水平, 重新构建了近百年全国气温变化序列, 并给出了各种不确定性水平, 得出了近百年中国气温变化的最新估计. 基于上述数据集系统性地对中国近 100 年地表气温变化趋势进行了重新估计. 结果显示: 1900~2006 年中国气温变化速度为 $(0.09 \pm 0.017)^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$; 冬季最大, 为 $(0.14 \pm 0.021)^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$; 夏季最小为 $(0.04 \pm 0.017)^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$; 春季为 $(0.11 \pm 0.021)^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$; 秋季为 $(0.07 \pm 0.017)^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$. 近 50 年(1954~2006 年)气温增暖趋势约为 $(0.26 \pm 0.032)^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$, 近 30 年(1979~2006 年)增暖趋势为 $(0.45 \pm 0.13)^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$, 气温增暖速率呈明显加剧趋势, 值得引起注意. 从地理分布上来看, 东北、西北和华北地区的增暖幅度最为明显, 而西南、华南地区增暖幅度最小, 这种变化在近 100、50 和 30 年具有较好的一致性.

关键词

气温
序列
趋势
非均一性
不确定性

全球增暖越来越成为科学家们的共识. 近 50 年尺度全球、半球、大尺度区域平均气温变化的研究结论的可靠性得到了气候学家的广泛认同, 但从 19 世纪以来到 20 世纪中叶以来的长达 100 多年时期的气温增暖幅度和变化特征的不确定性水平还备受气候学界的关注^[1~3]. 中国的情况也类似, 我国能够收集到的最早的气温仪器观测资料开始于 19 世纪 40 年代, 但一直到 20 世纪 50 年代后站点数目、地理覆盖等才逐渐达到相对合理. 20 世纪 40 年代又由于战争部分站点观测中断、资料缺失等, 导致 20 世纪 50 年代以前的气温变化结论还不是非常明朗. 赵宗慈等人^[3]收集对比了 4 组科学家的相关研究结果: 第 1 个序列是

根据 IPCC 报告经常采用的英国 EAST Anglia 大学气候研究中心(CRU)^[4,5]研制的全球站点转换成网格点资料取出中国区域计算的序列, 第 2 个序列是王绍武等人^[6,7]根据仪器观测资料和部分代用资料计算的序列, 第 3 个序列是根据唐国利和任国玉^[8]采用观测最高、最低温度计算的平均温度序列, 第 4 个序列是根据林学椿等人^[9,10]建立的直接用所能收集到的器测资料建立的序列. 几个中国气温序列之间的相关系数在 0.76~0.90, 互相解释方差贡献达到 50%~80%, 说明彼此一致性还是比较高的. 从 4 根曲线计算得到的 20 世纪 100 年(1900~1999 年)气温变化的线性趋势分别为 0.35, 0.39, 0.72 和 $0.19^{\circ}\text{C}/100\text{ a}$; 20 世纪后 50

英文版见: Li Q X, Dong W J, Li W, et al. Assessment of the uncertainties in temperature change in China during the last century. Chinese Sci Bull, 2010, 55, doi: 10.1007/s11434-010-3209-1

年(1950~1999年)分别为 0.73, 0.77, 0.92 和 0.64℃/50 a. 根据王绍武等人^[6]的补充资料, 及“十五”科技攻关课题建立的序列, 得出近百年气温线性变化趋势在 0.2~0.8℃/100 a 之间, 1950~1999 年气温线性变化趋势更高一些, 达到 0.6~1.1℃/50 a. 比较表明: 4 个序列的主要差异是在前 50 年. 除了林学椿等人^[10]的序列是完全基于原始观测资料的直接计算结果之外, 其余 3 条序列都对资料问题进行了一定的处理: 王绍武等人^[6]从分析站点序列的代表性入手, 用分区内代表序列进行加权得到全国平均序列, 对西部的部分站点采用了一些代用资料进行了插补; Jones 等人^[11]则考虑到了气温资料的非均一性带来的误差, 并对非均一的序列进行了订正, 而且是把中国区域作为北半球乃至全球的整体中的一部分来研究, 显然有助于消除中国区域尺度资料的质量问题, 但受到资料交换的影响, 该工作在中国区域只利用了 40 多个台站, 显然台站数越少, 结果序列越容易受到台站序列非均一性的影响. 值得注意的是, Jones 在 2006 年 1 月对其数据集进行了升级, 现在的数据集版本称为 CRUTEM3, 下文涉及的都是升级后的数据集; 唐国利和任国玉^[8]采用了平均最高、最低气温进行算数平均在一定程度上避免了由于 20 世纪 50 年代以前平均气温计算次数带来的非均一性影响, 但其所用的平均最高、最低气温资料也没有经过系统均一性检查. 所以说到目前为止, 由于资料的完整性、观测序列的非均一性问题和质量控制技术等, 对于中国近百年气温变化序列和增暖趋势研究结论中还有着一定的误差和不确定性, 而这种不确定性程度也一直尚未得到很好的评估.

本文首先对 1900~2006 年中国区域逐月平均最高、最低气温观测序列进行了较为系统的质量控制和均一化订正, 同时参考周边国家历史气温资料, 利用成熟的统计方法对中国地区近百年来历史气温数据进行空间插值, 建立了近百年来中国区域逐月历史气温网格化数据集; 基于该数据集, 综合系统考虑了气温资料中存在的各种误差, 重新构建了近百年来全国气温变化序列, 并给出了各种不确定性水平, 得出了近百年中国气温变化趋势的最新估计.

1 资料来源和地理分布情况

本文所用中国大陆区域资料为国家气象信息中心收集整理的大陆地区 1900 年 1 月~2006 年 12

月所有气象观测站(1951 年以后为国家级基本、基准气象站)的逐月平均最高、最低、平均气温数据, 该数据集的基础为经过了系统的质量控制和均一化调整的中国均一化气温历史数据集(China Homogenized Historic Temperature dataset(1951~2004 年)(简称为 CHHT))^[12,13], 为了统一, 本文将整个 1900 年以来的数据集统称为 CHHT. 由于前 50 年站点稀少, 且主要分布在中国东部地区, 特别是 20 世纪 30 年代以前西部地区气温资料几乎为空白, 其气温变化贡献无法体现, 考虑到区域性气温数据的空间代表性较好^[14], 临近地区的气温序列对于资料缺失地区的序列的外推插补具有重要意义, 本文引入中国及临近地区(70°~135°E, 15°~55°N)的长序列站点的气温资料作为西部边界格点序列构建的参考.

目前国际上较有代表性的两个全球气温数据集为: (1) 英国气象局的 Hadley 中心和 EAST ANGLIA 大学气候研究中心(CRU)合作制作的全球气温数据集-HadCRUT3, 陆地部分为 CRU 研制, 即 CRUTEM3^[1], 该数据集中上述中国及邻近地区长序列站点共计 186 站(含国内 41 站); (2) 美国大气海洋局(NOAA)的气候资料中心(NCDC)研制的全球历史气候网数据集 GHCN(Global Historical Climatology Network, version 2)^[15]. 本文分别取相同地理范围内的两套数据集中的台站逐月气温资料作为补充(两套资料均已经过了系统的质量控制和均一化). 补充前、后的站点变化和站点分布如图 1 和 2. 显然, 用 CRUTEM3 数据集中邻近国家站点补充的资料更为全面, 台站分布更为均匀, 且早期(尤其是 1940 年以前)站点数明显多于 GHCN, 有利于提高相应地区序列的准确性. 另外, 该资料集在近 50 年中对中国区域具有很好的区域代表性, 较好地反映了中国地区气温的变化

图 1 1900~2006 年台站数逐年变化曲线

图 2 分别用 GHCN 和 CRUTEM3 补充的观测站点的地理分布对比

(a)~(c) 用 GHCN 长序列补充后; (d)~(f) 用 CRUTEM3 长序列补充后; (a)和(d)、(b)和(e)、(c)和(f)分别为 1900 年、1950 年、2000 年

趋势^[16]。因此, 本文选定 CRUTEM3 数据集作为中国大陆地区之外的主要补充资料来源。

2 资料的质量控制与均一化处理

长期以来, 我国在历史气候资料的质量控制和保障方面开展得非常不够, 导致在气候应用或者气候变化研究中产生一些明显偏差和错误。另一方面, 20 世纪初以来经历了多年的内、外战争, 建国以前的气象观测均没有可考的统一规范, 气象观测仪器、方法等也千差万别, 气象观测台站难以长期稳定运行, 因此气候资料的完整性和均一性难以保证。以计算

日平均气温为例, 在 20 世纪 50 年代以前, 台站每天观测次数很不统一, 曾经有 2 次、3 次、4 次、6 次、7 次、8 次、20 次和 24 次的差别^[17,18]。而不同次数的观测平均值或加权平均值对于日平均气温的计算存在着一定差别, 但由于缺乏比较资料, 因此很难量化这种差别。而相比较而言, 最高、最低气温的观测则相对较为稳定, 并且自 20 世纪初以来, 国内大多数长序列都开始观测最高和最低气温要素。因此, 本文类似于唐国利和任国玉^[8]的做法, 日平均气温取日最高气温和最低气温的算数平均。更值得说明的是, 上述两个国外数据集中日平均气温的计算也是和本文处理方

法一致。

2.1 气候资料的质量控制

由于 CRUTEM3 数据集已经过系统的质量控制和均一性检验,因此本文仅对国内逐月平均最高、最低气温进行质量控制和均一性检验、订正。质量控制主要包括:区站号检验、资料年份顺序检验、资料重复检验、年平均值检查、极值控制、内部一致性检验、奇异值检验等($\bar{x} - f\sigma_x \leq x \leq \bar{x} + f\sigma_x$, $\bar{x}$ 为多年该月平均值, σ_x 为标准差, f 这里取 5)。

2.2 气候资料的均一性检验、订正

类似于 Li 等人^[12,13]的做法,采取 Peterson 和 Easterling^[19]的方法,对逐个台站气温序列建立参考序列,考虑到数据集中许多序列长短不一,参考序列建立时会出现明显偏差,采取线性回归方法对参考序列进行了修正,以确保其最大可能代表该站气温真实变化。采用 Easterling 和 Peterson^[20](E-P)方法,取 95% 的显著性水平,对检验序列中进行了初步检验,并结合台站历史沿革数据的分析判断对可能不连续点进行了确认,并进行了统计订正。值得说明的是,虽然 E-P 方法在统计显著性水平上存在一定的不足^[21],但由于本文的做法是基于统计检验和主观判断结合,因此订正数据序列的效果还是比较好的。本文对 1950s 以前的序列非均一性确认的原则包括: (1) 考虑到该段时期单站的最高、最低气温观测仪器基本不变,台站环境变化(尤其是城市化)不明显,如没有迁址,即认为该段序列是连续的; (2) 同气候区域内相邻站点气温的年际、年代际变化类似,相邻区域内站点气温序列的年际变化类似; (3) 在同一个气候区域内,如果有两站以上的序列变化类似,区域内其他序列的变化应该也与该两条序列类似; (4) 最高、最低气温一致性原则。在没有台站迁址的情况下,允许最低气温有更为敏感的非均一性; (5) 处于序列前后端点附近的不连续点一定需要通过对站址迁移时间的分析,加以修正和确认。通过以上过程,确保那些偏差幅度较大的非均一点能被分辨出。通过计算、确认,共得出最高气温序列和最低气温序列的不连续点分别为 571 个, 569 个(具体列表略)。另外,一些站点本身序列过短,但这些序列保存用以特定年份数据的插补;还有个别实在无法找到参照序列和台站变化信息的站点,采用 Wang 等人^[21]的方法通过序列

本身的变化来判断非均一性,等等。通过上述的多步过程,得到了所有站订正后的最高、最低气温序列数据集。比较了 1931~2006 年以来订正前后全国平均最高、最低气温变化的线性趋势分布,订正较好地而那些长期变化趋势异常的站点去除(图略)。

3 网格化和不确定性水平估计

首先将站点数据通过插值等手段转化为网格点数据,以消除站点分布不均导致的偏差。本文首先选用了两种网格化方法对数据集进行了处理:一种是澳大利亚国民大学研制的薄盘样条方法^[22,23],另一种是 CRU^[4]的传统方法,分别从空间和时间变化的尺度插值到了网格点和网格区域上。对比表明,二者的插值结果基本一致,为了与 CRUTEM3 和其他研究者做法进行比较,本文仅保留了后者。取每个网格内可能获取的站点距平序列的平均作为该网格的距平序列,但剔除那些超过 5 倍标准差的数据点。

由于长年代的观测过程中常常存在许多因素可能会导致数据集包含一些未知的错误、偏差,但这种偏差却很难量化,因此网格数据集的不确定性水平实际上很难严格地进行评估。Brohan 等人^[1]和 Folland 等人^[24]做了大量的研究,本文综合采用了前人的误差估计成果来较为系统地对上述网格数据集中不确定性水平进行了分析。在这个模型中,陆面资料的不确定性产生原因分成 3 类: (1) 台站误差,包括单个站点距平的不确定性; (2) 抽样误差,在进行网格化时由于站点分布(特别是那些站点非常少的格点)等带来的不确定性; (3) 偏差误差,大尺度系统性的偏差带来的不确定性。3 种误差的平方根和开二次方根,得到总的不确定性水平。

3.1 台站误差

对台站月平均气温中的不确定性可以进行细分。假定台站月平均气温 T_{actual} :

$$T_{\text{actual}} = T_{\text{ob}} + \varepsilon_{\text{ob}} + C_{\text{H}} + \varepsilon_{\text{H}} + \varepsilon_{\text{RC}}, \quad (1)$$

其中, T_{ob} 为实际报告气温, ε_{ob} 为观测误差, C_{H} 为均一性订正值, ε_{H} 为该订正带来的不确定性, ε_{RC} 为由于计算不准确或缺报导致的不确定性。转化为距平值:

$$A_{\text{actual}} = T_{\text{ob}} - T_{\text{N}} + \varepsilon_{\text{ob}} + C_{\text{H}} + \varepsilon_{\text{H}} + \varepsilon_{\text{RC}}, \quad (2)$$

T_{N} 为站点标准值(气候值)。这样,台站误差导致的不

确定性转化为对 ε_{ob} , ε_{H} , ε_{RC} 的估计.

Folland 等人^[24]指出, 单个气温计的随机误差约为 0.2°C , 月平均气温由每天两次观测(最高、最低)计算, 以每月 30 天计算, 为 60 次. 这样, 由观测误差带来的不确定性最大为 $0.2/\sqrt{60}=0.03^{\circ}\text{C}$, 这个值与具体台站和年(月)份无关.

均一性订正误差是由于对台站序列进行均一性订正时引入的, 由于订正值和真实值肯定有一定的差异, 因此出现了这部分不确定性. Brohan 等人^[1]和 Jones 等人^[14]分别指出: 全球、中国部分气温资料均一性订正的分布基本一致, 为一个双峰分布. Brohan 等人^[1]假设大尺度区域内所有均一性订正的理论值服从正态分布(0, 0.75), 扣除实际订正后得到另一个正态分布(0, 0.4). 根据中国资料的实际订正值计算, 二者差异很小^[14], 我们也借鉴其估计值, 取 0.4°C 作为单站均一性订正误差的估计值. 这样, 所有站点的均一性误差为 $0.4/\sqrt{N}$.

标准值误差是由于所取的时间范围差异带来的. 类似于 WMO 的一般做法, 我们取 1971~2000 年 30 年作为气候基本时期, 基本时期内每个月的气温值可以看成是一个气候标准值常数和随机天气值(W_j , 其标准差为 δ_j)之和. 每个月标准值由 30 年或较少年份(至少 15 年)计算, 其不确定性估计分别为 $\sigma_j/\sqrt{30}$ 和 $\sigma_j/\sqrt{N}$, 另外其他一些站点资料长度有限, 其不确定性估计值约为 $0.3\sigma_j$.

计算和报告不确定性, 这方面的误差主要来源于数字化、数据录入等, 它可能出现一些非常大的奇异值, 但在质量控制、均一性检查等过程中往往得到处理, 另外, 由于它的随机性, 在大范围区域平均时一般可以忽略不计.

以上几种不确定性估计值合并, 得到总的台站误差导致的不确定性水平估计.

3.2 抽样误差

网格内站点距平值的平均并不一定精确等于网格内真实温度距平值的空间平均, 这个误差就是抽样误差, 它依赖于网格内台站的个数、台站的位置和网格内真实的气候变化. 根据 Kagan^[25]和 Yevjevich^[26]的研究, 区域内(n 个台站)平均序列的标准差($\hat{S}$)不仅与单个台站序列的标准差(s_i)有关, 而且与区域内平均的站点间相关系数($\bar{r}$)有关.

$$\hat{S}^2 = \bar{s}_i^2 \left[\frac{1 + (n-1)\bar{r}}{n} \right], \quad (n \geq 1). \quad (3)$$

真正的区域平均标准差(S)只能是无数个抽样点标准差的平均. 当 $n \rightarrow \infty$ 时, 方程(3)变为

$$S^2 = \bar{s}_i^2 \bar{r}. \quad (4)$$

随后的研究^[26~28]发现区域平均序列的抽样误差(SE)与它的标准差(S)有关,

$$SE^2 = S^2 \left[\frac{1 - \bar{r}}{1 + (n-1)\bar{r}} \right]. \quad (5)$$

把(2)式代入(3)式有

$$SE^2 = \frac{\bar{s}_i^2 \bar{r} (1 - \bar{r})}{1 + (n-1)\bar{r}}. \quad (6)$$

对网格温度序列的抽样误差进行估计, 需要对站点方差 $\bar{s}_i^2$, $\bar{r}$ 和 n 进行估计, 对于陆面区域 n 为台站数. $\bar{s}_i^2$ 是参考气候期内所有台站温度序列方差的平均, 由于台站数并不是一个常量, 只是参考气候期内的平均值, 比较可取的方法是用格点温度序列的方差 $\hat{S}^2$ 来估计网格内站点方差的平均值 $\bar{s}_i^2$, 这样就忽略了站点密度和位置随时间变化产生的误差.

对于有多个站点的网格, $\bar{r}$ 通过站点数据估算; 但网格内站点较少时, 这样得到的 $\bar{r}$ 值不可信, 对只有一个台站的陆面格点或洋面网格更不能采用这种方法, 而且网格内不同的站点分布会产生偏差. 因此利用温度相关性衰减长度理论^[11,29]来估计 $\bar{r}$.

$$r = e^{-x/x_0}. \quad (7)$$

r 为相邻格点的相关系数, x 为网格中心点之间的距离, X 为一个网格两个相对角之间的距离, x_0 为相关性衰减长度特征量, 对(7)式逐步迭代直至均方根误差最小, 计算出 x_0 值. 利用(7)式对距离 X 求积分就可以估计逐个网格的 $\bar{r}$

$$\bar{r} = \frac{x_0}{X} \left(1 - e^{-X/x_0} \right). \quad (8)$$

3.3 偏差误差

根据文献[24], 偏差误差包括两个方面: 城市化影响和温度计曝露度. 对于城市化影响, Li 等人^[30]和 Zhou 等人^[31]分别对近 50 和 30 年城市化对年均气温

变化趋势进行了估计, 其估计结果在近 30 年内非常接近. 根据 Li 等人^[30]的结果, 近 50 年在中国长江流域及华南地区, 城市化的影响约为 0.011℃/10 a, 但同该地区实际变化相比较为 5%左右, 其他地区影响则更小. Li 等人^[32]进一步指出, 中国部分地区快速增暖的主要贡献表现为年代际尺度上的突然变暖, 城市化的影响明显不具有该特点. 但 Yan 等人^[33]以北京局地为例, 得出序列中 30%以上的贡献要归因于城市化; 任国玉等人^[34]则认为全国近 50 年气温增暖中城市化的贡献达到了近 40%. 从此看来, 城市化对区域增暖方面的贡献尚没有一致的结论. 因此, 本文在此没有考虑评估城市化对气温的不确定性水平. 至于温度计暴露度, 20 世纪 50 年代以来, 温度计均放置于百页箱内, 因此不存在这个问题, 1900~1950 年不可考证, 我们采用了 Folland 等人^[24]和 Brohan 等人^[1]的做法: 热带地区(20°S~20°N), 1930 年以前 1δ约取 0.2℃, 此后从 1930~1950 年, 线性减为 0, 其他地区, 1900 年 1δ约取 0.2℃, 此后从 1900~1930 年线性减为 0.

4 中国近百年气温变化序列的建立

同样, 本文采用 CRU^[4,5]的方法建立区域平均气温变化序列, 其做法是通过各格点的面积加权, 计算区域内所有网格距平序列的算术平均, 以此作为区域平均气温距平序列的最优估计值. 本文根据所选区域内的气温数据, 结合上述的插值, 得到一个长方形区域(75°~135°E, 15°~55°N)内 5°×5°网格数据集(图 3), 这个数据集涵盖了周边国家的一些网格. 从区域气温变化趋势的检测来看, 检测的精确程度并不一定取决于站点的多少, Jones 等人^[14]利用中国地区 41 个站点得出的近 50 多年中国区域气温变化序列和李庆祥和李伟^[16]利用全国 730 个站点得出的全国平均序列之间的差异是很小的. 但图 2 显示, 20 世纪 50 年代以前的资料缺测在西部非常普遍, 仅用东部站点代表全国的气温变化有一定问题, 而引入周边国家的站点, 国界附近的网格计算时就可以用到国外数据, 较好地解决了边界数据不足的问题. 另外, 类似 Brohan 等人^[1], 本文也采用 NCEP/NCAR 再分析资料缺测值导致的大尺度平均的不确定性进行了估计.

Jones 等人^[35]把大尺度抽样误差表述为

$$SE_{\text{global}}^2 = SE^2 / N_{\text{eff}}, \quad (9)$$

这里 N_{eff} 为有效站点数.

$$SE^2 = \sum_{i=1}^{N_g} SE_i^2 \cos(lat_i) / \sum_{i=1}^{N_g} \cos(lat_i), \quad (10)$$

$$N_g \text{ 为全部网格数, } N_{\text{eff}} = 2R/F. \quad (11)$$

这里

$$F = \left[\frac{e^{-\pi R/\bar{x}_0}}{R} + \frac{1}{R} \right] / \left[\frac{1}{\bar{x}_0^2} + \frac{1}{R^2} \right], \quad (12)$$

R 为地球半径.

第一步计算逐个网格的年气温距平序列的方差 $\hat{S}^2$ 和 1960~1990 年参考气候期内的平均站点数 n , 这样网格内站点的平均方差 $\bar{s}_i^2$ 在 $\hat{S}^2$, n , $\bar{r}$ 已知的条件下由方程(3)计算出, 而 $\bar{r}$ 由方程(8)依据相关性衰减长度 x_0 计算.

逐个网格的相关性衰减长度 x_0 利用逐个网格年气温距平序列与其对应的相关性衰减区域(一般取为 -60°~+60°E, -25°~+25°N)内逐个网格年气温距平序列的相关性与距离的关系, 用非线性最小二乘法迭代拟合. 由于中国大陆区域的東西跨度为 65 个经度, 南北跨度 40 个纬度, 为了计算简便, 用气温序列的中国大陆区域平均 $\bar{x}_0$ 取代逐个网格的 x_0 . 相关性衰减区域统一取为 70°~135°E, 15°~55°N, 利用指数函数的最小二乘法拟合出中国大陆区域的相关性衰减长度 $\bar{x}_0$ (图 4), 然后用方程(6)可以计算出逐个网格的抽样误差. 方程(11)和(12)利用 $\bar{x}_0$ 求出有效样本数 N_{eff} , 利用方程(9)和(10)计算出区域平均气温序列的抽样误差.

图 3 格点化数据序列长度(年)

图4 区域(70°~135°E, 15°~55°N)内气温序列间相关系数与距离的分布

图5给出了中国区域台站误差、抽样误差、偏差误差和空间覆盖误差的范围以及和最优估计的比较。很明显,抽样误差和台站误差随着时间推移不断变小,到20世纪50年代基本稳定不变;除去偏差误差之外,导致前50年序列不确定性的最为主要因素是数据覆盖不足,前50年由于资料覆盖不足导致的不确定性水平接近最优估计的序列变化水平。随着站点数的增加,这种误差也趋于稳定,但还是略大于抽样和观测误差的水平。

为了同周边地区的分布和变化进行对比,图6保留了周边区域的格点数据。从中国地区气温变化的分布(图6(a)~(c))来看,北部地区的变化趋势大于南部地

图5 采用CHHT1.0和CRUTEM3构建的区域1900~2006年气温距平序列及95%不确定性范围

黑色线代表最优估计值,红色线代表由于抽样误差、台站误差导致的95%不确定性范围,绿色线代表有限覆盖范围导致的95%不确定性范围,蓝色线代表抽样误差、台站误差以及有限覆盖范围共同导致的95%不确定性范围

区,东部地区略大于西部,从距平分布(图6(d)~(f))也可以看到类似的结论,东北、华北及西北地区的距平变化最为明显,20世纪90年代全国基本为正距平,这些和其他的研究基本一致。中国区域内、外相邻地区的分布的一致性也进一步证明了网格数据集的可靠性。

图7给出了最优估计的年平均和冬季、春季、夏季和秋季各个季节(冬季取前一年12月和当年的1,2月的平均值)的气温变化序列,计算各个时段内中国气温变化线性趋势及其95%不确定性水平估计^[36]。1900~2006年中国气温变化速度为 $(0.09 \pm 0.017)^\circ\text{C}/10\text{ a}$,冬季最大,为 $(0.14 \pm 0.021)^\circ\text{C}/10\text{ a}$,夏季最小为 $(0.04 \pm 0.017)^\circ\text{C}/10\text{ a}$,春季为 $(0.11 \pm 0.021)^\circ\text{C}/10\text{ a}$,秋季为 $(0.07 \pm 0.017)^\circ\text{C}/10\text{ a}$ 。为了比较不同时期气温变化趋势和不同序列之间的增暖差异,本文还计算了不同时期的气温变化趋势(表1)及总结了和前面提到的几条气温变化曲线的增暖幅度差异对比(表2)。

显然,从表2可以看出,6条序列(本文序列、CRUTEM3计算的序列,以及引言中提到的4条序列)在近50年的增暖幅度较为一致,而在近百年尺度的增暖幅度上存在着一定的差异,其原因如引言中分析。值得注意的是利用CRUTEM3的资料计算的序列和IPCC(2001)有了相当的变化(1900~1999年间增暖从原来的0.35变化到0.69 $^\circ\text{C}$)。参考表1中不确定性水平,本文序列的增暖幅度以一种变化幅度给出,近50年(1950~1999年)几条序列的增暖基本包含在本文序列的增暖变化范围之中(仅唐国利和任国玉^[8]的序列略高),为了和IPCC(2007)一致,计算了CRUTEM3和本文序列在1906~2005年以及1956~2005年之间的增暖幅度,发现CRUTEM3的增暖基本被包含在本文序列的变化幅度之中。由此看来,最近升级的CRUTEM3的结果和本文序列基本接近一致,而质量较好的近50年的几条序列基本较好地反映了中国气温变化增暖幅度,而Jones^[5]、王绍武等人^[7]、林学椿等人^[10]的方法给出的序列在百年尺度上的增暖幅度偏小,根据IPCC(2007)^[37]给出的评估报告和中国气温变化的实际情况,不管是近100年,还是近50年,中国气温变暖幅度要高于全球水平,本文序列支持这一结论。

5 结论与讨论

文章对1900~2006年以来的中国逐月气温序列进行了较为系统的质量保障,考虑到20世纪初中国

图 6 近百年中国及周边地区气温变化趋势及距平分布图

左, 趋势分布: 1900~2006 年(a), 1954~2006 年(b), 1979~2006 年(c), 单位: $^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$, 数值扩大 100 倍; 右, 距平(基本时期取 1971~2000 年)分布: 20 世纪 30 年代(d), 20 世纪 60 年代(e), 20 世纪 90 年代(f), 单位: $^{\circ}\text{C}$, 数值扩大 100 倍

区域站点的不足, 利用周边国家的长年代气温数据集进行了补充. 在此基础上, 结合各种误差分析, 系统分析了该时段内各种因素导致的不确定性水平,

构建了新的中国近百年气温变化序列. 新的近百年序列同以往的中国近百年序列相比^[38-45], 具有几个优点: (1) 较为系统地对平均最高、平均最低气温序

图 7 1900~2006 年最优估计的冬、春、夏、秋四季及年平均气温距平序列

表 1 不同时段计算的气温变化趋势(单位: $^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$)

	1900~2006 年	1954~2006 年	1979~2006 年
年	0.09 ± 0.017	0.26 ± 0.032	0.45 ± 0.13
冬季	0.14 ± 0.021	0.35 ± 0.046	0.51 ± 0.11
春季	0.11 ± 0.021	0.25 ± 0.051	0.52 ± 0.16
夏季	0.04 ± 0.017	0.16 ± 0.037	0.37 ± 0.10
秋季	0.07 ± 0.017	0.22 ± 0.055	0.50 ± 0.16

列进行了初步的均一性检验和订正,避免了最为明显的资料均一性问题;(2) 引入了周边国家的长年代气温资料,使得国界附近网格数据得到一定的插补,并将香港、澳门和台湾的数据纳入考虑,把中国区域放在更大区域内进行对比,有助于体现本文结果的合理性;(3) 首次系统地对中国区域气温变化序列中的不确定性范围进行了定量化估计,对全国气温变化序列的认识更为科学;(4) 在季节和月尺度上对中

表 2 不同序列计算的气温变化幅度(单位: $^{\circ}\text{C}$)

	1900~1999 年	1950~1999 年	1906~2005 年	1956~2005 年
CHHT ^{a)}	0.67~0.98	0.50~0.84	0.80~1.14	0.95~1.27
Jones ^[5]	0.35	0.73	— ^{b)}	—
王绍武 ^[6,7]	0.39	0.77	—	—
唐国利等 ^[8]	0.72	0.92	—	—
林学椿等 ^[9,10]	0.19	0.64	—	—
CRUTEM3 (私人通信)	0.69	0.84	0.90	1.25

a) CHHT 即本文序列, 不确定性范围根据表 1 计算得出; b) “—”表示因缺乏实际数据未计算

国气温变化趋势进行了估计, 结果较为合理。

根据最新的估计, 近百年中国气温呈现上升趋势, 和前人的估计类似, 1900~2006 年线性趋势约为 $(0.09\pm0.017)^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$, 在前 50 年, 抽样误差较大, 后 50 多年, 随着站点数的增加, 抽样误差降低明显. 总的 107 年来, 资料覆盖范围不足是导致气温变化不确定性存在的主要因素. 1954~2006 年中国气温变化速度为 $(0.26\pm0.032)^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$, 冬季最大为 $(0.35\pm0.046)^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$, 春季为 $(0.25\pm0.051)^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$, 夏季最小为 $(0.16\pm0.037)^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$, 秋季为 $(0.22\pm0.055)^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$; 1979~2006 年中国气温变化速度为 $(0.45\pm0.126)^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$, 冬季为 $(0.51\pm0.107)^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$, 夏季为 $(0.37\pm0.095)^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$, 春季为 $(0.52\pm0.164)^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$, 秋季为 $(0.50\pm0.164)^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$. 近 100 和 50 年资料均显示冬季温度上升速度明显高于其他季节, 但近 30 年显示冬、春、夏、秋四季气温变化幅度相差变小, 均处于高速增长时期。

致谢 第一作者在英国 East Anglia 大学气候研究中心(CRU)和英国气象局 Hadley 中心访问期间许多专家对本工作提出了建设性建议; 英国 EXTER 大学数学系的 David B Stephenson 教授在线性趋势的不确定性估计问题上给予了许多建设性的讨论, 美国国家大气研究中心(NCAR)的 Dai Aiguo 博士对本文进行了仔细审阅, 提出了很多修改意见. John Kennedy 博士和 David Parker 先生受英国 Joint DECC 和 Defra Integrated Climate Programme-GA01101 资助, 本文通过英国气象局 Hadley 中心的审阅程序并同意发表, 谨致谢忱。

参考文献

1 Brohan P, Kennedy J J, Harris I, et al. Uncertainty estimates in regional and global observed temperature changes: A new data set from 1850. *J Geophys Res*, 2006, 111: D12106

2 王绍武, 闻新宇, 罗勇, 等. 近千年中国温度序列的建立. *科学通报*, 2007, 52: 958—964

3 赵宗慈, 王绍武, 徐影, 等. 近百年我国地表气温趋势变化的可能原因. *气候与环境研究*, 2005, 10: 808—817

4 Houghton J T, Ding Y, Griggs D J, et al. Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. In: *Climate Change 2001: The Scientific Basis*. Cambridge: University of Cambridge, 2001

5 Jones P D, Osborn T J, Briffa K R, et al. Adjusting for sampling density in grid-box land and ocean surface temperature time series. *J Geophys Res*, 2001, 106: 3371—3380

- 6 王绍武. 近百年来我国气温变化趋势和周期. 气象, 1990, 16: 11—15
- 7 王绍武, 叶瑾琳, 龚道溢. 近百年中国气温序列的建立. 应用气象学报, 1998, 9: 392—401
- 8 唐国利, 任国玉. 近百年中国地表气温变化趋势的再分析. 气候与环境研究, 2005, 10: 791—798
- 9 林学椿, 于淑秋. 近 40 年我国气候趋势. 气象, 1990, 16: 16—21
- 10 林学椿, 于淑秋, 唐国利. 中国近百年温度序列. 大气科学, 1995, 15: 525—534
- 11 Jones P D, Briffa K R. What can the instrumental record tell us about longer timescale paleoclimatic reconstructions? In: Jones P D, Bradley R S, Jouzel J, eds. *Climatic Variations and Forcing Mechanisms of the Last 2000 Years*. Berlin: Springer, 1996. 625—644
- 12 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
- 13 Li Q, Zhang H, Chen J, et al. A mainland China homogenized historical temperature dataset of 1951—2004. *Bull Amer Meteor Soc*, 2009, 90: 1062—1065
- 14 Jones P D, Lister D H, Li Q. Urbanization effects in large-scale temperature records, with an emphasis on China. *J Geophys Res*, 2008, 113: D16122, doi:10.1029/2008/JD009916
- 15 Peterson T C, Karl T R, Jamason P F, et al. First difference method: Maximum station density for the calculation of long-term global temperature change. *J Geophys Res*, 1998, 103: 25967—25974
- 16 李庆祥, 李伟. 近半个世纪中国区域历史气温网格数据集的建立. 气象学报, 2007, 65: 293—300
- 17 Liu X N, Li Q X. The research of the inhomogeneity test on China climate data series. *Acta Meteorol Sin*, 2003, 17: 492—502
- 18 李庆祥, 刘小宁, 张洪政, 等. 定点观测序列均一性研究. 气象科技, 2003, 31: 3—11
- 19 Peterson T C, Easterling D R. Creation of homogeneous composite climatological references series. *Int J Climat*, 1994, 14: 671—679
- 20 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
- 21 Wang X L. Penalized maximal F-test for detecting undocumented mean shift without trend-change. *J Atmos Ocean Tech*, 2008, 25: 368—384
- 22 Hutchinson M F. The application of thin plate smoothing splines to continent-wide data assimilation. In: Jasper J D, ed. *BMRC Research Report No.27, Data Assimilation Systems*. Melbourne: Bureau Meteorol, 1991. 104—113
- 23 Hutchinson M F. On thin plate splines and kriging. In: Tarter M E, Lock M D, eds. *Computing and Science in Statistics 25*. University of California. Berkeley: Interface Foundation of North America, 1993. 55—62
- 24 Folland C K, Rayner N A, Brown S J, et al. Global temperature change and its uncertainties since 1861. *Geophys Res Lett*, 2001, 28: 2621—2624
- 25 Kagan R L. An evaluation of the representativeness of precipitation data (in Russian). *Gidrometeoizdat*, 1966. 191
- 26 Yevjevich V. *Probability and Statistics in Hydrology*. Fort Collins: Water Resources Publications, 1972. 302
- 27 Wigley T M L, Briffa K R, Jones P D. On the average value of correlated time series, with applications in dendroclimatology and hydro-meteorology. *J Clim Appl Meteor*, 1984, 23: 201—213
- 28 Briffa K R, Jones P D. Basic chronology statistics and assessment. In: Cook E R, Kairiukstis L A, eds. *Methods of Dendrochronology*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1990. 137—152
- 29 Briffa K R, Jones P D. Global surface air temperature variations over the twentieth century, Part 2: Implications for large-scale paleoclimatic studies of the Holocene. *Holocene*, 1993, 3: 77—88
- 30 Li Q, Zhang H, Liu X, et al. Urban heat island effect on annual mean temperature during the last 50 years in China. *Theor Appl Climatol*, 2004, 79: 165—174
- 31 Zhou L M, Dickinson R E, Tian Y H, et al. Evidence for a significant urbanization effect on climate in China. *Proc Natl Acad Sci USA*, 2004, 101: 9540—9544
- 32 Li Q, Li W, Si P, et al. Assessment of surface air warming in northeast China, with emphasis on the impacts of urbanization. *Theor Appl Climatol*, 2010, 99, doi: 10.1007/s00704-009-0155-4
- 33 Yan Z, Li Z, Li Q, et al. Effects of site-change and urbanisation in the Beijing temperature series 1977—2006. *Int J Climat*, 2009, 29, doi: 10.1002/joc.1971
- 34 任国玉, 初子莹, 周雅清, 等. 中国气温变化研究最新进展. 气候与环境研究, 2005, 10: 701—716
- 35 Jones P D, Osborn T J, Briffa K R. Estimating sampling errors in large-scale temperature averages. *J Clim*, 1997, 10: 2548—2568
- 36 Wesley E. A method to estimate the statistical significance of a correlation when the data are serially correlated. *J Clim*, 1997, 10: 2147—2151
- 37 Trenberth K E, Jones P D, Ambenje P, et al. Observations: Surface and atmospheric climate change. In: *Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate. Change Climate Change 2007: The Physical Science Basis*.

Cambridge: University of Cambridge, 2007

- 38 Zhai P, Chao Q, Zou X. Progress in China's climate change study in the 20th century. *J Geograph Sci*, 2004, 21(z1): 3—11
- 39 秦大河. 中国西部环境演变评估. 北京: 科学出版社, 2002
- 40 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
- 41 张先恭, 李小泉. 本世纪中国气温变化的某些特征. *气象学报*, 1982, 40: 198—208
- 42 屠其璞. 近百年来我国气温变化的趋势和周期. *南京气象学院学报*, 1984, 7: 15—30
- 43 丁一汇, 戴小苏. 中国近百年来来的气温变化. *气象*, 1994, 20: 19—26
- 44 闻新宇, 王绍武, 朱锦红, 等. 英国 CRU 高分辨率资料揭示的 20 世纪中国气候变化. *大气科学*, 2006, 30: 894—904
- 45 王绍武. 现代气候学研究进展. 北京: 气象出版社, 2001. 458

· 动态 ·

月球车的高精度相对定位技术的研究

我国的月球探测已经成功实现了绕月飞行. 后续还将进行月面着陆勘察与采样返回的科学探测. 在月面着陆探测任务中, 如何实现月球车的精密相对定位是需要解决的一个重要课题.

中国科学院上海天文台刘庆会教授等研究人员撰写的《基于超高精度多频点同波束 VLBI 技术的月球车精密相对定位》一文对月球车精密相对定位问题进行了深入研究. 研究成果发表在《中国科学 物理学 力学 天文学》2010 年第 2 期上(<http://www.scichina.com:8083/sciG/CN/volumn/current.shtml>).

落月探测将主要完成月球软着陆和自动巡视勘测任务. 此阶段的探测器有 2 个, 即着陆器和月球车. 月球车相对于着陆器的精确相对定位对于确定月球车的移动轨迹、确定勘测点的相对位置及车载装置探测科学数据的深入分析具有重要的意义. 该文提出了基于同波束 VLBI(甚长基线干涉)技术的月球车相对定位的方法. 同波束 VLBI 技术即用射电望远镜的主波束同时观测着陆器和月球车(图 1), 经过对接收的信号进行处理后得到月球车和着陆器与各个测站间的高精度的双差距离信息. 由于月球车和着陆器离得较近, 信号在观测装置中的传播路径又相同且被同时记录, 因此经两次差分后几乎全部去掉了电离层、大气和观测装置的影响, 可得到真实反映几何距离的差分时间延迟测量.

该文给出了同波束 VLBI 观测所需要的星载电波源的设计方案; 对测量数据中的误差进行了深入分析; 并重点对同波束 VLBI 测量中的相对定位误差进行了分析. 结果表明, 利用我国 4 个 VLBI 测站得到的差分相位时延数据, 可实现月球车和着陆器在 38 万千米处的天球切平面上的 2 维精密相对定位, 其相对定位误差优于 1 m. 在得到误差 10 m 的着陆区月面地形图后, 利用多频点同波束 VLBI 差

图 1 月球车和着陆器间的多频点同波束 VLBI 观测技术
基本观测量为差分相位时延($\tau_1 - \tau_2$). 利用我国北京 50 m、昆明 40 m、上海 25 m 和乌鲁木齐 25 m 等 4 个射电望远镜并在月球车和着陆器上搭载所需要的电波源后, 可实现月球车和着陆器在天球切平面上的 2 维精密相对定位, 其相对定位误差优于 1 m

分相位时延和着陆器测距数据, 有望实现误差 10 m 的月球车在月面上的精密相对定位.

中国科学院上海天文台作为 VLBI 分系统的数据处理中心, 已成功将 VLBI 技术实时应用于我国嫦娥一号卫星的精密测定轨中, 并将在今后的探月卫星和火星卫星的测定轨中继续发挥重要作用.

该研究得到了中国科学院“百人计划”和国家高技术研究发展计划(2008AA12A209, 2008AA12A210)资助.

刘庆会
(中国科学院上海天文台, 上海 200030)