

# 一种模糊加权滑动平均对增暖实况的分析



江剑民<sup>1, 2,\*</sup>

<sup>1</sup>中国科学院沙漠与沙漠化重点实验室, 甘肃兰州 730000

<sup>2</sup>中国气象局气象干部培训学院, 北京 100081

**摘要:** 本文先提出一种模糊加权滑动平均 (FWMA) 算法, 能较好完成对序列头、尾部分的计算。随后, 分别对 CO<sub>2</sub> 累积排放量较大的前 6 个国家及加拿大、全球的年平均温度距平和标准偏差两种统计量, 应用 FWMA 计算出各方的年代际变化趋势并进行比较。继而对‘海/陆增温对比’问题再作计算分析。应用结果有意外的发现: ①年平均温度距平序列的 FWMA 曲线显示, 除印度外, 6 个国家的增温都强于全球, 但 7 个国家之间增温程度的排序与 CO<sub>2</sub> 累积排放量的排序差别很大。②对其标准偏差统计量的计算结果与距平相比, 却能更好地反映 7 个国家增暖排序与其 CO<sub>2</sub> 累计排放量的关联。但是全球增暖的程度却反而比所有 7 个国家都高, 其原因是由于全球的气候变率明显小于 7 个国家。③‘海/陆增温对比’现象仅仅出现在其距平序列中, 但在标准偏差序列里却全然消失了。原因在于大陆气温与海表水温之间气候变率的巨大差异。④全球温度的 FWMA 曲线显示更接近于海表水温。

**关键词:** 模糊加权滑动平均 (FWMA); 气候变化; CO<sub>2</sub> 排放; 年平均温度; 距平; 标准偏差; 陆/海增暖对比

**DOI:** [10.57237/j.earth.2022.01.005](https://doi.org/10.57237/j.earth.2022.01.005)

## A Fuzzy Weighted Moving Average to Analyze Actual Warming

Jianmin Jiang<sup>1, 2,\*</sup>

<sup>1</sup>Key Laboratory of Desert and Desertification, Chinese Academy of Sciences, Lanzhou 730000, China

<sup>2</sup>Training Center, China Meteorological Administration, Beijing 100081, China

**Abstract:** This article firstly proposes a fuzzy weighted moving average (FWMA) to compute well for the beginning and end parts. Then, the FWMA is applied to both of the annual anomalies and the annual standardized differences (variance adjusted anomalies) of temperature among the six top nations or regions of cumulative CO<sub>2</sub> emissions, Canada and the globe to reveal and compare the interdecadal trends. The related topic of ‘land/sea warming contrast’ was re-analyzed with the FWMA. The main findings are somewhat unexpected as follows: (1) The FWMA curves of anomalies showed that all six nations got warming up stronger than the globe except for India. But the sequence order of the nation’s warming extents in the last decade were much different from those of nation’s cumulative CO<sub>2</sub> emissions. (2) The FWMA of the annual standardized differences of temperature showed much better than the annual anomalies. The sequence order of nation’s warming up agreed with that of the cumulative CO<sub>2</sub> emissions among the seven nations. In

基金项目: 中国科学院沙漠与沙漠化重点实验室开放基金 (KLDD-2020-015); 中国科学院战略研究项目 (XDA20100304).

\*通信作者: 江剑民, jmjiangjm@foxmail.com, jmjiangjm@126.com

收稿日期: 2023-01-03; 接受日期: 2023-02-16; 在线出版日期: 2023-03-02

<http://www.earthscieng.com>

contrary, the globe got warming obviously higher than all the seven nations or regions. The direct reason, in statistics, is that the climatologic variance of the globe is much smaller than all the seven nations, in statistics. (3) The related phenomena of ‘land/sea warming contrast’ appeared only in their anomalies, but disappeared all in the standardized differences. The direct reason is depended upon the around 2 times of difference of the climatologic variance between the land and sea. (4) The FWMA curves for the globe actually much closer to that of the sea than the land.

**Keywords:** Fuzzy Weighted Moving Average (FWMA); Climate Change; CO<sub>2</sub> Emission; Annual Temperature; Anomalies; Standardized Differences; Land/Sea Warming Contrast

## 1 引言

滑动平均或者低通滤波计算方法，已长期广泛应用于自然科学，甚至社会科学中的多种学科领域。但是在实际应用时，很多用户常常对数据序列的头、尾两端不做计算、留置空白[1-5]，或者设置为平均值绘出一小段直线[6]。这样就难于分析判定两端的变化趋势，尤其是尾端的趋势。为了改进计算，尽力减少数据的边界影响，本文开发出一种模糊加权滑动平均（FWMA, Fuzzy weighted moving average）算法，能够对序列的头、尾两端都计算出来令人满意的结果。

对上述算法的实际应用，受到启发于 Tollefson 在 2019 年发表的了一篇颇有影响的<Feature News>[7]里的一幅图表题为<The hard truth of climate change>。该图中绘出了自 1900 年至 2018 年来，名列前茅的 10 个国家 CO<sub>2</sub> 排放量的演变情况，国家之间的排序着重于 2018 年当年及其近年来的排放量，依次是中国大陆、美国、原欧盟 28 国（含英国）、印度、俄罗斯、日本、伊朗、沙特阿拉伯、韩国和加拿大。同时又列有一个“Fairness”表格，比较了世界上自 1900 年来，CO<sub>2</sub> 累积排放量最大的前 6 个国家，排列顺序变换为美国、欧盟 28 国、中国大陆、俄罗斯、日本和印度。此外，该图还显示有更多相关的详细信息。遗憾的是，该文通篇没有涉及全球增暖的直接要素，即温度变化的图表

资料。它显然是把气候变化、全球增暖的真相归结为 CO<sub>2</sub> 排放量，即人为活动的影响，代表了当今西方国家的主流观点。

然而，联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC) 展示气候变化的指标是全球平均温度相对于 1961-1990 年平均值的距平数值及其变化。这就促使作者试图直接调研一下温度增暖的实际情况究竟如何？有关国家、区域的增暖与 CO<sub>2</sub> 排放的关系究竟如何？为此，本文对上述 6 个 CO<sub>2</sub> 累积排放量最大的国家或区域，加上加拿大，共 7 个国家或区域与全球的逐年平均温度，分别进行‘距平’(Anomaly) 与‘标准偏差’(Standardized difference, or variance-adjusted anomaly) 2 种统计量的统计分析和比较。应用上述加权滑动平均(FWMA) 算法，绘制 FWMA 曲线，用来显示和比较 7 国与全球 1901-2020 年间的长期以及近年来的变化趋势。

为了方便读者，表 1 引用 Tollefson [7] 图表中的数据，汇集列出这 6 个国家或区域的 CO<sub>2</sub> 累积排放量占全球排放总量的百分比、人均排放量以及该图中对各国的排序。表 1 的最下行增加了加拿大，是一个人均 CO<sub>2</sub> 排放量第三高、国土面积较大的发达国家。其人均排放量仅次于美国和沙特阿拉伯。

表 1 七个国家或区域累计 CO<sub>2</sub> 排放量、人均排放量，以及各方在该图中的排序（资料引自[7]）

Table 1 Seven nations of top total CO<sub>2</sub> emissions, Per capita, and the order in the figure of [7]. (data from [7])

国家或区域	CO <sub>2</sub> 累计排放量%	人均排放量 (吨)	该图中的排序
美国/USA	25%	16.6	2
欧盟 28/EU28	22%	6.7	3
中国大陆/China	13%	7	1
俄罗斯/Russia	7%	11.6	5
日本/Japan	4%	9.1	6
印度/India	3%	2	4
加拿大/Canada		15.3	10

表 1 显示,发达国家美国、欧盟 28 国和日本的 CO<sub>2</sub> 累积排放量之和占全球的 51%, 而‘金砖’3 国, 中国大陆、俄罗斯和印度之和只占 23%。对加拿大, Tollefson [7] 只给出了人均 CO<sub>2</sub> 排放量。按人均排放量, 发达国家(含加拿大)平均是 11.9(吨), ‘金砖’3 国平均 6.9(吨)。

## 2 计算方法和资料数据来源

### 2.1 模糊加权滑动平均 (FWMA) 计算公式

对于时间序列  $x_j \{j=1, 2, 3, \dots, N\}$ , 进行 FWMA 计算的公式如下:

$$\tilde{x}_j = \begin{cases} \frac{\sum_{i=1}^{i=j+\frac{K}{2}} G(k)x(i)}{\sum_{i=1}^{i=j+\frac{K}{2}} G(k)}, & \text{for } 1 \leq j \leq \frac{K}{2}, \\ \frac{\sum_{i=j-K/2}^{i=j+K/2} G(k)x(i)}{\sum_{i=j-K/2}^{i=j+K/2} G(k)}, & \text{for } \frac{K}{2} < j < N - \frac{K}{2}, \\ \frac{\sum_{i=j-\frac{K}{2}}^{i=N} G(k)x(i)}{\sum_{i=j-\frac{K}{2}}^{i=N} G(k)}, & \text{for } N - \frac{K}{2} \leq j \leq N. \end{cases} \quad (1)$$

式中函数  $G(k) (k=1, 2, \dots, K < N)$ , 是用作权重的 K 点高斯函数, K 是奇数。本文取 K=11, 用来揭示年代际以上时间尺度的变化趋势。括号中的自变量  $k=i-j+1+K/2, K/2=\text{int}(K/2)$ 。

式 (1) 里上、下两个公式适用于对头、尾部分数据的计算。中间的公式与模糊加权平均 (FWA) 方法一致。该方法最初由 Baas 和 Kwakernaak [8] 提出, 随后在模糊系统学科中得到了广泛的讨论, 如[9-11]。但这些研究的数学公式都只是表达对于单点的加权平均, 下标不同。这里, 我们设置特定的下标  $k=i-j+1+K/2$  来计算权重函数  $G(k)$ , 并把中间变量  $i$  换算到被计算序列的下标  $j$  数目, 使得程序最终统一到被计算的  $x_j$  序列下标  $j$ , 便于成功运行。同时, 因中间公式的分母等于 1.0, 所以也等价于高斯滤波器的低通滤波。若取  $G(k)=1/K$ , 就相当于滑动平均。当然, 用户也可以采用其它类型的权重函数, 甚至不限于权重之总和等于 1.0。

### 2.2 资料数据来源

本文所使用的全球年平均温度距平序列下载的网

址是: <http://www.cru.uea.ac.uk/cru/data/temperature>, 文件名为 Hadcrut5。它是一个新的全球平均温度相对于 1961—1990 年气候基准的逐月、逐年的距平数据集文件, 是在 Hadcut4 的基础上改进后的第 5 版本。空间分辨率为仍为 5° 经、纬度间隔的菱形网格。Morce 等[12]对该新版本数据的具体信息作了详细说明。

表 1 中 7 个国家或区域的温度资料, 是从 <http://www.cru.uea.ac.uk/cru/data/hrg/> 下载的, 文件名为 CRU CV, 包括从 1901 年 1 月到 2020 年 12 月期间 287 个国家或地区各自地域平均的逐月、逐季和逐年温度, 共有 288 个文件, 另一个是对上述所有格点的总体平均序列。每个国家或地区的数据文件都是从更高分辨率(0.5° 经、纬度间隔的菱形网格)数据集 CRU TS 中, 选取地理位置相对应的格点进行平均计算所得到的。Harris 等[13]描述了构建数据集 CRU TS 的具体细节。

欧盟 28 国的年平均气温, 是本文依据原欧盟 28 个国家(包括英国)的各国面积作为权重, 进行加权平均计算出来的。这样计算可以与 Harris 等[13]对其他国家计算结果保持一致, 也能与 Tollefson [7] 关于原欧盟相匹配对应, 缩写为 EU28。连同上述 7 国共计 8 个序列, 以下简称为下载序列。

## 3 对距平序列的比较

为检验下载序列的代表性以及方程 (1) FWMA 计算结果的有效性, 在进行比较之前, 先作为示例观察一下全球 (a)、俄罗斯 (b)、加拿大 (c) 和中国大陆 (d) 的上述下载序列与该国气候公报所显示的气象台站实测资料(以下简称为实测序列), 如图 1 所示。图 1b 中俄罗斯[1] 和图 1c 加拿大[14] 的气象实测数据是从该国气候公报的曲线图形中读取的, 估计误差约为 0.1 °C。俄罗斯的实测数据时段是 1951-2018 年。加拿大数据完整, 可读取 1951-2021 年。中国大陆的实测数据与专著[15]相同, 覆盖 1951-2017 年。下载序列和实测序列都已经统一换算到以 IPCC 约定, 相对于 1961-1990 年的距平值。

图 1 表明, 3 个国家的实测序列(深灰色方形点及中粗虚线)与下载序列(彩色细虚线及粗实线)有些差异, 这主要是由于各国气候公报公布的实测序列是来自气象台站观测数据的平均, 含有地理分布不均匀的影响。而下载序列是来自各国领土范围内的 0.5° 经、纬度网格点上的平均, 地理分布相对均匀。从它们的

FWMA 计算结果来看，演变趋势是基本一致的。俄罗斯(图 1b)的效果最好，包括实测序列的尾端 2014-2018 年，都与下载序列近似一致，差异不大。加拿大(图 1c)实测序列在其头(1951-1955 年)、尾时段(2010-2020 年)，比下载序列偏高一些，但尾期的回调趋势一致。中国大陆(图 1d)在 1990 年之后实测序列都稍高于下

载序列，但趋势也保持一致。容易看到，下载序列无论是在 1901-1905 年的开始时段，或是在最后的 5 年，FWMA 粗实线都能较好的反映该时段的变化趋势。尤其是俄罗斯与加拿大之间最后几年的变化，升、降趋势的对比鲜明。

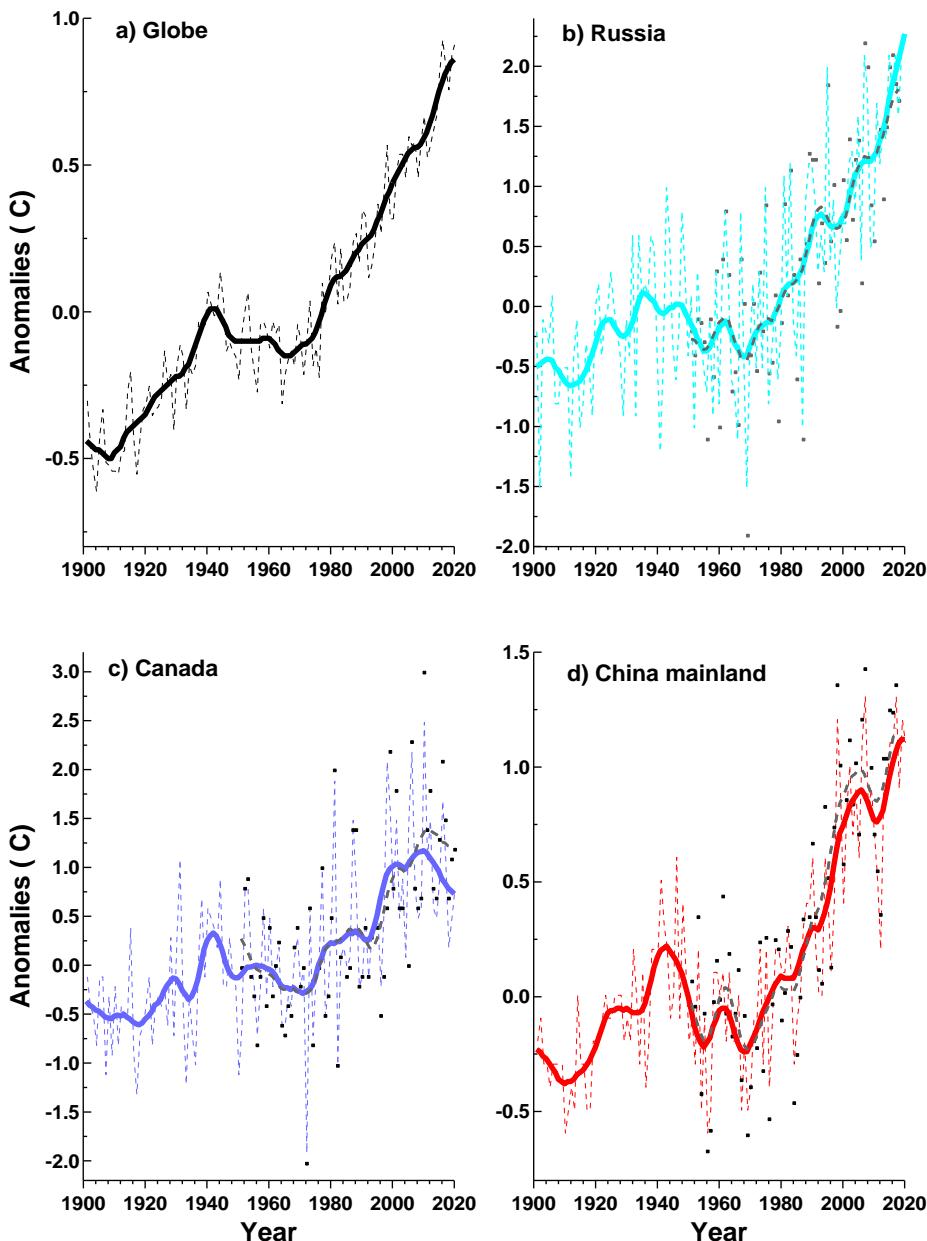


图 1 对下载序列和实测序列的计算结果的示例。(a)全球, (b)俄罗斯, (c)加拿大, (d)中国大陆。各图中不同颜色的细虚线代表下载的逐年距平值，资料年代为 1901 至 2020 年。粗实线表示其 FWMA 的计算结果。深灰色方形点表示实测的逐年距平值，深灰中粗虚线表示对该国实测序列的 FWMA 计算结果。各图中距平值已统一换算到以 1961-1990 年为气候基准的距平值

Figure 1 Samples of application results of the moving fuzzy weighted average (FWMA) to annual anomalies of temperature for the Globe (a), Russia (b), Canada (c) and China mainland (d) for 1901-2020. Thick solid color curves denote the FWMA of the 11-point Gaussian function. The thin dashed lines indicate annual anomalies. The dark gray squares represent annual anomalies of observations from that nation's climate change bulletin and the gray dashed curves are their FWMA. All anomalies are relative to 1961-1990

如前所述,相对于1961-1990年的距平序列是IPCC在气候变化研究中一贯通用的统计量。并且要求各国均用年平均气温每十年的距平增量与全球平均温度进行比较。这里,我们把7个国家或区域和全球的下载序列的FWMA粗实线,汇集绘制到一幅图里,如图2所示。图中的8条曲线,7个国家或区域用不同的彩色、全球用黑色表示。

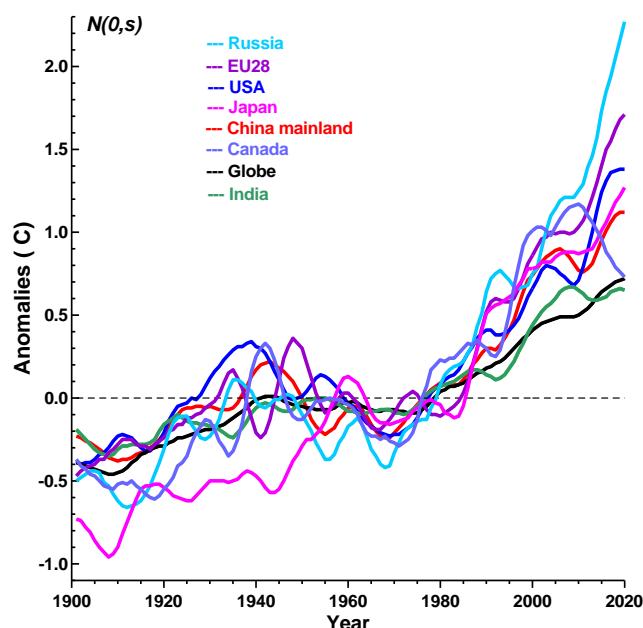


图2 七个国家或区域（不同色彩）和全球（黑色）下载序列距平统计量的FWMA粗实线。

Figure 2 The FWMA curves of annual temperature anomalies for each of the seven nations (in COlors) and the globe (black).

图2显示,过去十年里7个国家或区域FWMA曲线之间增暖程度的排序与表1中CO<sub>2</sub>累积排放量的排序有很大差别。俄罗斯和欧盟28国是增暖最强的两个国家或区域,其次是美国、日本、中国大陆、加拿大、全球和印度。我们注意到:①俄罗斯增温最快,但它的CO<sub>2</sub>累积排放量却少于美国、欧盟28国和中国(表1)。②增暖最快的前4个国家或区域(俄罗斯、欧盟28国、美国和日本),在最近几十年里均未见到任何污染问题的报告。③根据Robert等[16]的报告,印度是仅次于中国的著名严重污染国家,并与“陆/海增暖对比”(在第5节中另作讨论)相关联。但是印度的年温度距平的FWMA曲线仅仅在2000-2013年间高于全球,最近7年来再度低于全球。④加拿大气温在2010年后持续回调并未见到任何有关该国CO<sub>2</sub>排放量减少的报导。⑤自上世纪90年代以来,除印度例外,全球温度距平FWMA曲线一直低于其它6个国家或区域。⑥比较发现,在距平序列上,欧亚(俄罗斯和欧盟28国)的增温似乎比北美(美国和加拿大)更强一些。上述结果似乎难于解释这些国家或区域年平均温度距平序列的变化趋势取决于CO<sub>2</sub>排放量。况且,自1980年代之后的增暖过程中,各方波动彼此交错,更难于用CO<sub>2</sub>排放作出解释。

再作探讨,表2列出以(1961-1990年)的平均温度作为气候基准,7个国家或区域和全球的年温度极端最低、最高值及其发生年代,两个极值之间的差值可以代表各自的变化幅度,上述气候基准期的气候变率(均方差或标准差SD)及其平均温度,共7项统计数据。

表2 七个国家/区域和全球年温度距平极值、极值之差、1961-1990年间的气候变率SD及其平均温度

Table 2 The extreme values of annual anomalies and happened year, the difference between the extremes, the standard deviation (SD) and average over 1961-1990 for the seven nations and Globe

国家或区域	极低(℃)	年代	极高(℃)	年代	极值之差(℃)	SD(℃)	平均值(℃)
美国 / USA	-1.03	1917	1.97	2016	3.00	0.369	8.53
欧盟 28 / EU28	-1.14	1940	2.06	2020	3.20	0.502	8.84
中国大陆/China mainland	-0.59	1910	1.31	2017	1.90	0.275	6.99
俄罗斯 / Russia	-1.51	1902	3.29	2020	4.80	0.738	-5.09
日本 / Japan	-1.37	1913	1.43	2020	2.80	0.427	11.2
印度 / India	-0.90	1917	1.10	2009	2.00	0.248	23.7
加拿大 / Canada	-1.19	1972	2.49	2020	3.68	0.703	-5.39
全球 / Globe	-0.61	1904	0.93	2016	1.54	0.167	---

表中可见,极端最低温度的距平数值大多超过-1.0℃,仅中国和印度例外。俄罗斯最强达-1.51℃,而中国仅是-0.59℃。其发生年代大多在1917年之前,与

图2中的FWMA粗实线的低谷相吻合。例外的是欧盟28国出现在1940年,加拿大发生在1972年,应属于较短时间尺度上的突发性寒冷事件,与其FWMA粗实

线的低谷不吻合。全球极端最低出现在 1904 年，距平值 -0.61 °C。各国之间极端最高的数值差异更大，俄罗斯最高，达 3.29 °C，出现在 2020 年。印度只有 1.10 °C，而且出现年代最早 2009 年。全球极端最高距平值为 0.93 °C，出现在 2016 年。表中的极值之差与均方差 SD 的排序基本一致，仅日本和中国例外。但各国间的数值差异很大，纬度高的国家气候变化幅度和气候变率 SD 明显大于低纬度国家。如俄罗斯最大，极值之差达 4.8 °C，SD 达 0.74 °C，分别是全球的 3.1 和 4.4 倍。加拿大次之，其 SD 也是全球的 4 倍以上。而较低纬度的印度和中国大陆，极值之差小于 2.0 °C，SD 小于 0.28 °C，分别只有全球的 1.3 和 1.5 倍。就上述比较而言，全球的气候变率 SD 比 7 个国家或区域都小多了。

## 4 对标准偏差序列的比较

在统计学上，气象要素温度距平序列的概率分布标记为  $N(0,s)$ 。它只是把平均值参数统一划归为 0，但保留了各自的另一个参数均方差或标准差（SD）或方差（ $SD^2$ ）的区别。然而，大的均方差意味着大的变化幅度[17]，其增温自然会更高一些。IPCC 在 2001 年的报告[18]里早已阐述过，在分析气候变化时应考虑平均值和均方差（或方差）两个参数。标准偏差是同时考虑这两个参数的统计量，即将距平值除以 SD。由此变换成为标准化的正态分布  $N(0,1)$ 。它既把参数  $s$ ，即均方差 SD 统一划归为 1，同时也把参数平均值统一划归为 0。然而，多年来在全球增暖和气候变化的文献中很少见到分析标准偏差的研究报告。也许是专著[15]首次使用中国大陆的实测序列与全球的月平均温度的标准偏差来分析四种统计参数（子序列的平均值、均方差 SD、趋势、两个子序列间的相关系数）的突变点。结果得出的结论却是中国大陆气温变暖弱于全球，与以往采用距平序列所作年际变化分析的结论相反[4, 5, 19]。

本节里，我们比较一下全球与 7 个国家或区域年平均温度的标准偏差序列，计算出各自的 FWMA 数值，绘制成图 3。与图 2 相比，图 3 显示了两个意外的特点：①从 1990 年代开始，全球增暖一直明显强于所有 7 个国家或区域。这一特征似乎不能被那些主张全球变暖是由 CO<sub>2</sub> 排放造成的科学家们所接受。②然而，更加意外和有趣的是，最近十年来，7 个国家之间增暖程度的排序（图 3）与 Tollefson [7] 中报告的累积 CO<sub>2</sub> 排放量的排序（表 1）相当吻合。只是中国大陆从 Tollefson [7] 的 CO<sub>2</sub> 累积排放量的第三位（表 1），改变为温度

增暖的第一位，而且与[7]中原图的排序一致（表 1 右列）。即该文所报告的，中国是 2018 年当年的 CO<sub>2</sub> 排放量最多的国家[7]。但尽管资料数据来源不同，却依然佐证了专著[15]的结论：中国增暖弱于全球。美国和欧盟 28 国保持在前三名。随后，俄罗斯、日本、印度和加拿大，更巧合的是，印度在 2002 年后增暖超过了 2.05σ 的显著阈值，而加拿大没有达到显著增暖的临界值，依次与 CO<sub>2</sub> 累积排放量排序（表 1）恰好吻合。此外，日本在 1990-2010 年间的增暖程度强于俄罗斯，但最后两年趋缓，稍次于俄罗斯。这些排序与图 2 所示的距平序列相比较，图 3 的标准偏差序列与污染问题相关联的更好。即可能表明，标准偏差统计量更具有这种功能，反映 CO<sub>2</sub> 排放可能在相当程度上加剧该国家或区域的增暖程度。但是，1980 年代来的增暖过程中各方的波动情况依然很复杂，并非 CO<sub>2</sub> 排放所能诠释的。

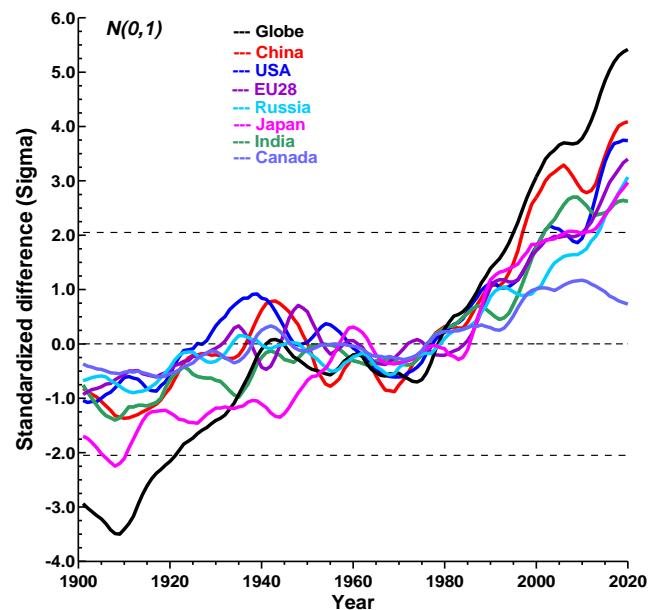


图 3 全球（黑色）与 7 国（不同色彩）年平均温度标准偏差的 FWMA 曲线。位于  $\pm 2.05\sigma$  的横虚线表示标准正态分布  $\alpha=0.05$  信度上的置信区间。在 0.0 处的横虚线表示标准化后的气候平均

Figure 3 The MFWM curves of the annual standardized differences for globe (black) and each of the seven nations (Colors). The horizontal lines at  $\pm 2.05\sigma$  denote the thresholds of statistic COnfidence at  $\alpha=0.05$  in the normal distribution.

为什么全球温度的标准偏差的 FWMA 粗曲线在图 3 中变成增暖最快，与图 2 中的距平序列排序相反呢？回到表 2 来查看一下气候变率均方差 SD，全球在气候基准期 30 年（1961-1990）的 SD ( $\sigma=0.167^\circ\text{C}$ ) 比所有

7国都小很多。至少按统计学的解释，这似乎应该是直接原因。众所周知，全球平均温度指标是大陆地面上2米的气温与海表水温的综合平均。而水的温度变化比空气稳定得多，海洋占地球面积的71%，陆地只占地球面积的29%。丁一汇、王会军[4]注意到这一问题。把大陆国家气温距平的每十年增量与占71%海面的全球温度进行直接比较是不尽科学合理的。因此，我们在下一节再讨论一下“陆/海增暖对比”的问题。

## 5 对“陆/海增暖对比”的再讨论

前文第3节中提到，Robert等[16]有关“陆/海增暖对比”与污染相关联的论述。这一论题是Manabe[20]和Sutton等[21]早先提出来的。他们[21]采用Jones等[22]的数据分别计算了1980-2004年间全球陆地、海洋的年平均温度距平，结果得出全球陆地平均气温比1961-1990年全球气候基准高出 $0.38 \pm 0.14^\circ\text{C}$ ，全球海洋表面平均水温偏高 $0.19 \pm 0.06^\circ\text{C}$ ，由此结论全球“陆/海增温对比”达到2倍。Shukla等[23]随后在IPCC报告中采纳了这一观点，给出了逐年温度距平序列大陆高于全球的曲线。

然而，已有多篇论文[24-32]对“陆/海增温对比”的原因进行过气候动力学数值模拟试验研究，并提出了争议。这就引发了我们试图对实际温度再做进一步统计分析。本节描述FWMA的计算结果，并讨论相关的见解。

为便于比较，本文依旧使用原先数据版本CRUTEM4（大陆气温）和HADSST3（海表水温）的年度距平序列，以保留与Sutton等[21]和Jones等[22]所使用的数据相同，加上Haustein等[33]使用过的全球综合指数资料HADCRUT4。这3个数据文件的下载网址与第2.2节中下载Hadcut5的网址相同。这些逐年温度距平值都是IPCC多年来所使用的权威数据[18]。陆地上共有597个网格单元，海洋上共有1995个网格点。关于这3个数据文件的详细信息，请分别参阅Jones等[22, 34]、Kennedy等[35, 36]和Morice等[37]发表的论文。对新版本Hadcrut5、Crutem5和Hadsst4相应计算结果大同小异，但反而欠佳。请参见附录A。

为比较标准偏差与距平序列的异同，图4a分别绘制出大陆（红色）、海洋（蓝色）和全球（黑色）年平均温度距平序列（细虚线）及其FWMA曲线（粗实线）。图4b是与图4a相对应的标准偏差序列FWMA曲线。此外，图4c是参考了文献[12, 37]，取1850-1900年间作为工业化之前期气候基准的标准偏差序列FWMA曲线。图4d是遵照统计学理论，用1850-2018

年全部年代作为基准的标准偏差序列FWMA曲线。这三个气候基准时期中，1961-1990年和1850-2018年2个资料丰富但包含有工业化污染问题。1850-1900可视为没有污染问题，但资料相对稀少。

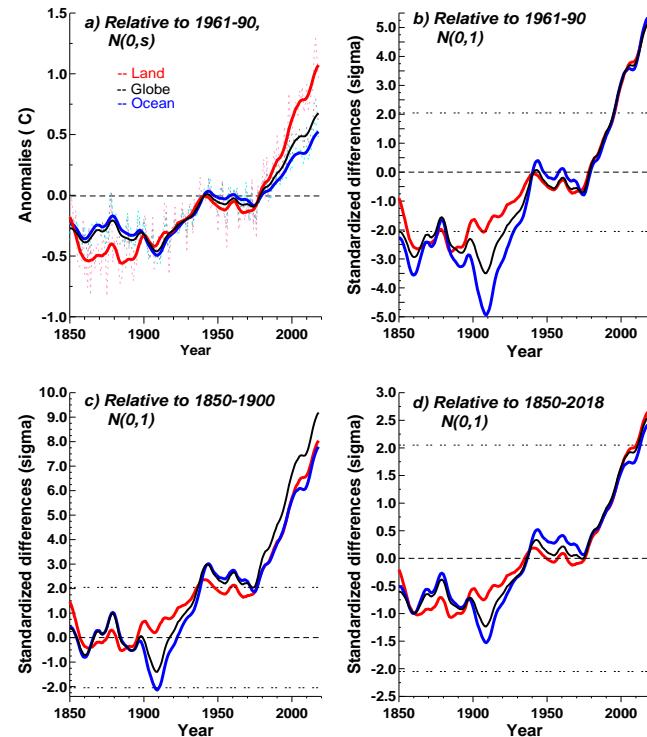


图4 a) 年平均温度距平序列（细虚线）及其FWMA曲线（粗实线）。红色代表大陆气温，蓝色表示海表水温，黑色表示全球平均。气候基准年代1961-1990。b) 与a)相对应的标准偏差FWMA曲线。c) 以1850-1900年间作为气候基准的标准偏差FWMA曲线。d) 用1850-2018年所有年代作为基准的标准偏差FWMA曲线。所有FWMA粗实线均取K=11；位于0.0处的水平细虚线表示气候基准平均。图4b、c、d中位于 $\pm 2.05\sigma$ 处的双点虚线表示标准正态分布 $N(0,1)$ 在置信度 $\alpha=0.05$ 上的置信区间临界线。图4a里年平均温度距平序列的概率分布为 $N(0,s)$ ， $s$ 代表气候基准年代的均方差SD

Figure 4 Comparisons of the FWMA curves: a) for the annual anomalies, b) for the annual standardized differences relative to the climatologic period from 1961 to 1990, c) for the annual standardized differences relative to the pre-industrial period from 1850 to 1900, d) The annual standardized differences based on the entire period from 1850 to 2018. The red curves are for global land, the blue curves are for global ocean and the black for globe. Dot dashed thin curves denote anomalies in (a). Thick solid lines indicate the curves of the FWMA at 11 points. Horizontal dashed lines at zero represent the climatologic averages. Thin double dotted lines at  $\pm 2.05\sigma$  in (b, c & d) denote the thresholds at confidence level  $\alpha=0.05$  in the normal distribution  $N(0,1)$ . The ‘s’ in  $N(0,s)$  suggests the standard deviation (square root of variance) over 1961-1990 in (a)

如图 4a 所示，在距平序列里，“陆/海增暖对比”现象确实很明显，自 1976 年之后大陆增暖明显超过了海洋。但应当注意，如同第 4 节所述，距平统计量的概率分布是  $N(0,s)$ 。但是，在图 4b、4c 和 4d 的三个标准偏差序列里，“陆/海增暖对比”现象却消失无踪了。这三个标准偏差统计量的概率分布均已变成了标准化的正态分布  $N(0,1)$ 。容易看到，图 4b 和 4d 显示，1976 年后大陆、海洋和全球增暖趋势一致，而图 4c 显示陆、海增温趋势仍然相当一致，只是全球增暖略强，不大符合逻辑，可能与早期资料稀少有关。此外，比较图 4a 中全部以及图 4b-4d 里 1940 年之前，三条 FWMA 曲线中，全球平均曲线明显更接近于海洋，相对远离陆地。这应当表明，海洋对全球气候变化的影响大于陆地。

表 3 列出上述三个气候基准期、附加最近 1991-2018 年间的均方差（气候变率）作为参考。虽然不同基准期的均方差有变化，但陆/海比率都在 2.0 左右（1.70~2.07）。可以注意到，尽管全部年代 1850-2018 年均方差的陆/海比率（1.84）小于惯用基准期 1961-1990 年的比率（2.07），但 3 条 FWMA 曲线在 1976 年之后的趋势仍然很一致（图 4d）。另外，我们还注意到，Sutton 等[21]给出的 1980-2004 年间平均温度误差的陆/海比率是  $0.14/0.06 = 2.33$ ，也大于其平均增温之陆/海比率 2 倍。由此表明，2 倍陆/海增暖对比现象仅仅表现在距平序列中，可以至少在统计学上，解释为它是源自陆地气温与海表水温之间的气候变率（气候基准期间的均方差）同样近乎 2 倍的差异。这似乎恰恰是被 Sutton 等[21]忽略了。当然，统计参数气候平均和气候变率均属所在时期内的综合统计结果，它们既包含有内在的固有物理属性，也含有外部环境（污染等）的综合影响。但是各占比重究竟多少是待进一步调研探讨的难题。

表 3 四种不同气候基准时期的均方差 SD

Table 3 The climatologic standard deviation (SD) for 4 base-periods

基准时期	1961-1990	1850-1990	1850-2018	1991-2018
大陆气温 SD	0.205 °C	0.190 °C	0.439 °C	0.282 °C
海表水温 SD	0.099 °C	0.103 °C	0.258 °C	0.136 °C
陆/海比率	2.07	1.84	1.70	2.07

在统计学中，统计量标准偏差可以视为一种表达“净”变化的指标，适用于进行横向比较，即比较两个或多个具有不同均方差的序列之间的变化，诸如气温与水温、全球与国家、地理或气候背景不同的国家之间，

月份或季节之间等等。而统计量距平可视为“直感”指标，适合用来比较同一序列，或者某些均方差近似相等的多个序列之间的变化。距平值所表达的温度变化，在社会上是人们所直接感受到的温度度量[18]。

此外，参考图 4b 中  $\pm 2.05\sigma$  处的水平阈值线，以 1961~1990 年的 30 年作为气候基准，我们可以将 FWMA 曲线划分为三个部分：当 FWMA 曲线出现在  $\pm 2.05\sigma$  之间时为气候正常期，出现在  $-2.05\sigma$  线以下时为异常冷期，出现在  $+2.05\sigma$  以上时为异常暖期。就全球平均温度 FWMA 曲线来看，异常暖期开始于 1995 年。如果以  $\pm 1.0\sigma$  作为正常气候阈值，则全球增暖期始于 1988 年。

早期异常冷期出现在 1850-1875 年和 1883-1921 年间。1909 年全球最冷，标准偏差为  $-3.50\sigma$ （距平值  $-0.52$  °C），海洋和陆地分别为  $-4.94\sigma$ （距平值  $-0.56$  °C）和  $-1.98\sigma$ （距平值  $-0.42$  °C），但陆地遭受最冷的年代是 1875 年，标准偏差为  $-4.08\sigma$ （距平值  $-0.83$  °C）。这些寒冷的年份处于“欧洲小冰期”时代。

图 4d 的气候基准期因覆盖全部资料，气候变率（表 3）和阈值范围都随之扩大。注意到 2014 年以来，三条 FWMA 曲线越过  $2.05\sigma$  阈值之上。逐年数值的最暖高点出现 2016 年，已处于小概率事件状态。

## 6 推论：海洋应当是全球增暖的关键

如前文所述，在气候动力学数值模拟研究方面，关于“陆/海增暖对比”物理原因探讨存在争议[24-32]。例如，Albert [31] 结论称，外部强迫（包括 CO<sub>2</sub> 排放）使陆地和海洋表面变暖的程度大致相同，表明气候系统内的反馈是造成陆、海变暖反差的原因。此结论可与第 5 节标准偏差的统计结果相互佐证。Geoffroy 等[32] 应用能量平衡气候模式模拟了陆/海增暖对比问题，结果表明，在响应 CO<sub>2</sub> 倍增的初始阶段，陆/海增温比率从初始原有的 2.5 倍快速减小到大约 1.5 倍之后渐趋稳定，与 CO<sub>2</sub> 增加的方向恰恰相反。并由此得出结论，陆/海增暖对比“在给定温度变化的条件下，可以用主要是由于陆/海表面比湿变化的差别来解释”。他们获得 1.5 倍的陆/海增暖对比率，与 Sutton 等[21]的结果相当一致。遗憾的是，Sutton 等[21]在其数值模拟结果的图中“略去了初始 50 年的数据，因为对增暖对比率的估计有噪声”。但这两篇[21, 32]给出结论的共同点是随着

$\text{CO}_2$  倍增，陆/海增暖对比率趋于稳定在 1.5 倍左右，并非随  $\text{CO}_2$  的增加而放大。Compo & Sardeshmukh [26]甚至争论“陆地上气温的变化是海温变化的结果，因此从这个意义上说，海洋控制着陆地的增暖”。

综上所述，我们或可推论，全球增暖的直接、关键因素应当是海洋。其理由可以归纳、概括如下：①在图 4a 中整个序列，以及在图 4b、4c、4d 中 1940 年之前，全球 FWMA 曲线明显更接近海表水温。②图 3 显示全球 FWMA 曲线增暖最快，与图 2 相反。它缘由于全球的气候变率（均方差）明显小于 7 个国家或区域。而海洋占 71% 的面积比重。③尤其是到目前为止，全球增暖指数是按照海洋上的 1995 个网格点，陆地上的 597 个网格点来计算的。海面网格点数目占全部网格点数 72\*36 格点[35]（间隔 5° 经、纬度）的 77%，而陆地仅占为 23%。这样更加大了海表水温的权重，导致了全球平均温度、距平指数及其变率（均方差或 SD）的计算结果，更加依赖于海洋。④空气与水的内在物理属性存在巨大差异，例如水的热容量是空气的 3 倍，它决定了气温本身的增暖程度会比海表水温大得多。⑤Geoffroy 等[32]给出的原有初始陆/海增温比率 2.5 倍，可能正是上述物理属性的反映。⑥引自[38]，海洋是巨大的碳库，其含碳量为大气圈的 50 倍和生物圈的 20 倍，具有吸收和储存储存大气  $\text{CO}_2$  的能力，影响着大气的收支平衡。⑦引用 Compo & Sardeshmukh [26] 上述关于海洋控制陆地增暖的结论。⑧文献[15]、[39]和[40]结论指出，与自然界能量相比，人类活动的能量仍然是有限的。⑨Trenberth [41] 在分析 PDO (Pacific decadal oscillation) 长期变化特征后得出结论：自然的力量可以大到足以克服人类的干扰。当然，海洋也受到了  $\text{CO}_2$  排放的影响，1961-1990 年的气候基准期的气候变率也包括有污染等等，气候变化确实是非常复杂的系统。这里的推论意在抛砖引玉，希望能够为探索气候变化的真相，促进更深入的研究和讨论。

另一个难题或许是，1910 年至 1940 年期间的增暖过程中出现了与现代增暖相反的方式：大陆气温与海表水温在其距平序列表现出良好的一致性（图 4a），但是在 3 种标准偏差序列中（图 4b、4c、4d）却表现出明显的差异或对比，其中海洋从异常寒冷的低谷快速增温，变化幅度或速度都比大陆强很多。若能找到恰当的物理原因来解释这些与现代全球增暖格局的反差，也许会对理解气候变化的真相更有帮助。

## 7 小结

本文开发出一种可计算全序列的模糊加权滑动平均（FWMA）算法，利用 FWMA 曲线来揭示序列长期以及尾部的变化趋势。其应用实例因受 Tollefson 于 2019 年在《Nature》杂志上发表图表“The hard truth of climate change”的激励，比较了 1901-2020 年全球累积  $\text{CO}_2$  排放量名列前茅的 6 个国家及加拿大，共 7 个国家或区域与全球的年温度距平序列与标准偏差序列。讨论了‘陆/海增暖对比’的问题。结果表明：

1) 在距平序列 FWMA 曲线里，全球增温程度明显低于 6 个国家或区域，却高于印度。在最近 10 年来增温程度上，7 国之间的排序与其  $\text{CO}_2$  累积排放量的排序差异很大。难于把各国的增暖归结为  $\text{CO}_2$  排放，尤其是印度。

2) 然而，其标准偏差序列 FWMA 曲线却好于距平，7 个国家或区域在增暖程度上的排序变得与累积  $\text{CO}_2$  排放量排序基本一致，只有中国大陆高于其它 6 国。但是全球增暖却改变为强于所有 7 国，与距平序列的情况相反。其直接原因是全球的气候变率明显小于 7 国。

3) “陆/海增暖对比”仅仅表现在距平序列里，但在其标准偏差序列里却全然消失不见了。对于三个不同的气候基准期（IPCC 惯用的 1961-1990 年、工业化之前的 1850-1900 年、统计学常用的全部年代 1850-2018 年），计算得到的各条标准偏差 FWMA 曲线，在 1976 年之后，陆、海增温趋势都相当一致，未见有‘增暖对比’踪迹。由此或可断论，该现象缘由于陆地气温与海表水温之间气候变率几乎 2 倍的对比。

4) 统计量距平序列可视为温度变化的‘直感’指标，适用于纵向比较，即在同一序列或在其均方差近似相等的多个序列之间进行比较。标准偏差是表达相对‘纯净’变化、适用于横向比较的统计指标，可广泛应用于那些气候变率明显不同的多个序列之间进行比较，例如空气与水，大陆与海洋，国家与全球，国家之间，月份或季度之间等等。

5) 全球的 FWMA 曲线更接近于海表水温。海洋面积占全球的 71%。经综合分析，或可推论全球气候变化的直接、关键因素是海洋温度的变化。当然，海洋温度变化也可能包含有污染的影响，气候是一个非常复杂的系统。

模糊加权滑动平均（FWMA）计算是本文的主要工具，其结果也只限于给出基本的统计事实。追究其

物理原因，是极其艰巨的课题。这里的推论纯属本文作者个人见解，需要继续进行研究和讨论。

## 附录：对新版本 Hadcrut5、Crutem5 和 Hadsst4 相应计算结果

图 A1 是对新版本数据的 FWMA 计算结果，可见与其前一个版本（图 4）大同小异，效果反而欠佳。因为新版本的修改加大了增暖强度，导致图 b 晚期大陆增温稍强于海温。图 c 在 1970-2000 年间反而变成海温稍强于陆温，全球增暖强于海表水温，出现了有违逻辑的结果。它可能反映对早期资料数据的人为修改似乎反而弄巧成拙。这也是上述正文中没有使用此套新资料的原因之一。

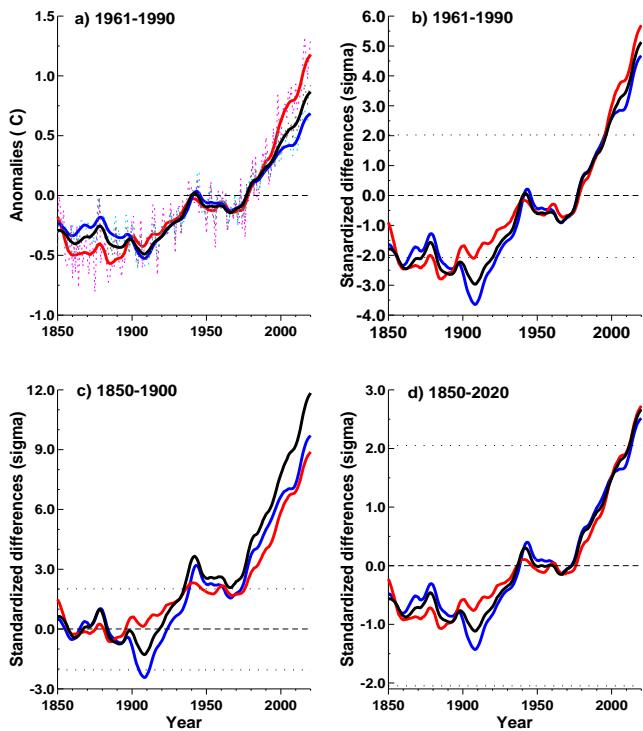


图 A1 与图 4 一样，只是换用了新版本数据文件 Hadcrut5（黑线）、Crutem5（红线）和 Hadsst4（蓝线）

Figure A1 As same as in Figure 4, but for the files Hadcrut5 (black), Crutem5 (red) and Hadsst4 (blue)

## 致谢

作者深深感谢 Dr. Ian Harris 和 Dr. John Kennedy 的帮助，得以成功下载了本文所使用的资料数据。

## 参考文献

- [1] Russian Federal Service for Hydrometeorology and Environmental Monitoring (ROSHYDROMET). Climate change bulletin [R]. <http://www.meteorf.ru/default.aspx>, 2022. (in Russian)
- [2] Liu Y, Song H, An Z, et al. (2020). Recent anthropogenic curtailing of Yellow River runoff and sediment load is unprecedented over the past 500 y [J]. PNAS, 2020. [www.pnas.org/cgi/doi/10.1073/pnas.1922349117](http://www.pnas.org/cgi/doi/10.1073/pnas.1922349117).
- [3] Sun C, Li J, Kucharski F, Kang I, Jin F, Wang K, et al. Recent acceleration of Arabian Sea warming induced by the Atlantic-western Pacific trans-basin multidecadal variability [J]. Geophysical Research Letters, 2019, 46: 1662–1671. <https://doi.org/10.1029/2018GL081175>.
- [4] 丁一汇, 王会军. 近百年中国气候变化科学问题的新认识 [J]. 科学通报, 2016, 61 (10): 1029–1041.
- [5] Ren G Y, Ding Y H, Zhao Z C, Zheng J Y, Wu T W, Tang G L, Xu Y. Recent progress in studies of climate change in China [J]. Adv. Atmos. Sci., 2012, 29: 958–977.
- [6] Yang B, et al. Long-term decrease in Asian monsoon rainfall and abrupt climate change events over the past 6,700 years [J]. PNAS, 2021, 118 (30): e210207118. <https://doi.org/10.1073/pnas.210207118>
- [7] Tollefson J. Can the world slow global warming? [J]. Nature, 19 Sep. 2019, V573: 325.
- [8] Baas S, Kwakernaak H. Rating and ranking of multiple-aspect alternatives using fuzzy sets [J]. Automatica, 1977, 13: 47–58.
- [9] Chang P, Hung K, Lin K, Chang C. A comparison of discrete algorithms for fuzzy weighted average [J]. IEEE Transactions on Fuzzy Systems, 2006, 14 (5): 663–675.
- [10] Lina K, Hung K. An efficient fuzzy weighted average algorithm for the military UAV selecting under group decision-making [J]. Knowledge-Based Systems, 2011, 24: 877–889.
- [11] Tung C, Chu P. Improved linear programming for fuzzy weighted average [J]. Journal of Interdisciplinary Mathematics, 2014, 17 (3): 271–276.
- [12] Morice C, Kennedy J, Rayner N, Winn J, Hogan E, Killick R E, Simpson I. An updated assessment of near-surface temperature change from 1850: the HadCRUT5 data set [J]. Journal of Geophysical Research: Atmospheres, 2020, 126: e2019JD032361.
- [13] Harris I, Osborn T J, Jones P, et al. Version 4 of the CRU TS monthly high-resolution gridded multivariate climate dataset [J]. Sci Data, 2020, 7: 109. <https://doi.org/10.1038/s41597-020-0453-3>

- [14] Environment and Climate Change Canada. Climate trends and variations bulletin [R]. <https://www.britannica.COM/place/Canada/Climate>, 2020.
- [15] 江剑民. 四种常用统计参数突变点的扫描式检测算法程序及其应用 [M]. Sydney, Australia: BioByword Publishing Pty Ltd, 2021, ISBN: 978-1-922620-00-2. pp.164. <https://item.taobao.com/item.htm?ft=t&id=677024429370>
- [16] Robert J, Allen R J, Hassan T, Cynthia A, Randles C A, Su H. Enhanced land-sea warming contrast elevates aerosol pollution in a warmer world [J]. *Nat Clim Change*, 2019, 302 (9): 300-305. <https://doi.org/10.1038/s41558-019-0401-4>
- [17] Jiang J, et al. Chapter 5: Significant change-points of subperiod levels in tree-ring chronologies as indications of climate changes [M]. In Justin A. Daniels Edit: <Advances in Environmental Research>, 37. NOVA Publisher, New York, 2015, ISBN: 978-1-63463-602-5, p109-146.
- [18] IPCC. (Eds Houghton J T, Ding Y, Griggs D J, Noguer M, Van der Linden P J, Dai X, Maskell K, Johnson C A.) Climate change 2001: The scientific basis. contribution of working group I to the third assessment report of the international panel on climate change [M]. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2001.
- [19] 任国玉 等. 中国气温变化研究最新进展 [J]. 气候与环境研究, 2005, 10 (4): 701-716.
- [20] Manabe S, Stouffer R J, Spelman M J, Bryan K. Transient responses of a coupled ocean-atmosphere model to gradual changes of atmospheric CO<sub>2</sub>. Part I: annual mean response [J]. *J. Clim*, 1991, 4: 785-818.
- [21] Sutton R T, Dong B, Gregory J M. Land/sea warming ratio in response to climate change: IPCC AR4 model results and Comparison with observations [J]. *Geophysical Research Letters*, 2007, 34: L02701. doi: 10.1029/2006GL028164.
- [22] Jones P D, Osborn T J, Briffa K R, Folland C K, Horton E B, Alexander L V, Parker D E, and Rayner N A. Adjusting for sampling density in grid box land and ocean surface temperature time series [J]. *J Geophys Res*, 2001, 106: 3371-3380.
- [23] Shukla P R, Skea J, Slade R, van Diemen R, Haughey E, Malley J, Pathak M, Portugal Pereira J. Technical Summary, 2019. In: Climate change and land: an IPCC special report on climate change, desertification, land degradation, sustainable land management, food security, and greenhouse gas fluxes in terrestrial ecosystems. [P. R. Shukla, J. Skea, E. Calvo Buendlia, V. Masson-Delmotte, H.-O. Portner, D. C. Roberts, P. Zhai, R. Slade, S. Connor, R. van Diemen, M. Ferrat, E. Haughey, S. Luz, S. Neogi, M. Pathak, J. Petzold, J. Portugal Pereira, P. Vyas, E. Huntley, K. Kissick, M. Belkacemi, J. Malley, (eds)] [M]. <https://www.ipcc.ch/srcl/cite-report/>
- [24] Lambert F, Chiang J. COntrast of land-ocean temperature Contrast by ocean heat uptake [J]. *Geophys Res Lett*, 34: L13704.
- [25] Joshi M, & Gregory J. Dependence of the land-sea Contrast in surface climate response on the nature of the forcing [J]. *Geophys Res Lett*. 2008, 35: L24802.
- [26] Compo G, Sardeshmukh P. Oceanic influences on recent Continental warming [J]. *Clim Dyn*, 2009, 32: 333-342.
- [27] Fasullo J T. Robust land-ocean contrasts in energy and water cycle feedbacks [J]. *J Clim*, 2010, 23: 4677-4693.
- [28] Boer G J. The ratio of land to ocean temperature change under global warming [J]. *Clim Dyn*, 2011, 37: 2253-2270. <https://doi.org/10.1007/s00382-011-1112-3>
- [29] Byrne M P, & O'Gorman P A. Land-ocean warming contrast over a wide range of climates: convective quasi-equilibrium theory and idealized simulations [J]. *J Clim*, 2013, 26: 4000-4016.
- [30] Byrne M P, & O'Gorman P A. Link between land-ocean warming COntrast and surface relative humidity in simulations with COupled climate models [J]. *Geophys Res Lett*, 2013, 40: 5223-5227
- [31] Albert O S. An analysis of climate feedback contributions to the land/sea warming contrast [D]. Thesis of master degree of Science, Department of Earth, Ocean and Atmospheric Sciences, Florida State University, 2014.
- [32] Geoffroy O, Saont-Martin D, Voldoire A. Land-sea warming COntrast: the role of the horizontal energy transport [J]. *Clim Dyn*, 2015, 45 (11): 3493-511. <https://doi.org/10.1007/s00382-015-2552-y>
- [33] Haustein, et al. A real time global warming index [J]. *Nature Scientific reports*, 2017, 7: 15417. DOI: 10.1038/s41598-017-14828-5
- [34] Jones P D, Lister D H, Osborn T J, Harpham C, Salmon M, and Morice C P. Hemispheric and large-scale land surface air temperature variations: An extensive revision and an update to 2010 [J]. *J Geophys Res*, 2012, 117: D05127. doi: 10.1029/2011JD017139.
- [35] Kennedy J J, Rayner N A, Smith R O, Saunby M, and Parker D E. Reassessing biases and other uncertainties in sea-surface temperature observations measured in situ since 1850: 1. Measurement and sampling errors [J]. *J Geophys Res*, 2011, 116: D14103. doi: 10.1029/2010JD015218.
- [36] Kennedy J J, Rayner N A, Smith R O, Saunby M, and Parker D E. Reassessing biases and other uncertainties in sea-surface temperature observations measured in situ since 1850: 2. Biases and homogenization [J]. *J Geophys Res*, 2011, 116: D14104. doi: 10.1029/2010JD015220.

- [37] Morice C P, Kennedy J J, Rayner N A, and Jones P D. Quantifying uncertainties in global and regional temperature change using an ensemble of observational estimates: The HadCRUT4 data set [J]. *J Geophys Res*, 2012, 117: D08101. doi: 10.1029/2011JD017187.
- [38] 廖宏,朱懿旦. 全球碳循环与中国百年气候变化 [J], 第四纪研究, 2010, 30 (3): 445-455.
- [39] Zhu y, Jiang J,\* Chen Y D, Zhang Q. Applications of multiple change-point detections to monthly streamflow and rainfall in Xijiang River in southern China, Part I: correlation and variance [J]. *Theoretical and Applied Climatology*, 2019, 136 (1): 237-248. <https://doi.org/10.1007/s00704-018-2480-y>.
- [40] Chen Y D, Jiang J,\* Zhu Y, Zhang Q. Applications of multiple change-point detections to monthly streamflow and rainfall in Xijiang River in southern China, Part II: trend and mean [J]. *Theoretical and Applied Climatology*, 2019, 136 (1): 489-497. <https://doi.org/10.1007/s00704-018-2475-8>.
- [41] Trenberth K E. Has there been a hiatus? [J]. *Science*, 2015, 349: 691–692. DOI: 10.1126/science.aac9225.