

高等学校教学用書

气候学教程

第二册

Б. П. 阿里索夫等著

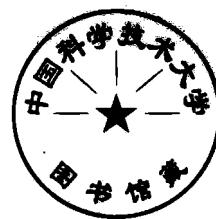
高等教育出版社

高等学校教学用書

氣候學教程

第二冊

B. II. 阿里索夫等著
謝義炳 唐知愚 楊大昇譯



高等教育出版社

本書系根据苏联水文气象出版社(Гидрометеорологическое издательство)出版的阿里索夫(Б. П. Алисов)等著的“气候学教程”(Курс климатологии)1952年版的第二部分译出。原書第一、二兩部分系合为一册出版，中譯本則將此兩部分分为兩冊出版。本冊包括原書第九、十、十一等三章，整个內容为观测的气候学整理法。

本書为高等学校及水文气象学院气候学的教材。

本冊第九章及十一章由楊大昇同志(北京大学气象專業)譯出，緒論及第十章的气温，气压，湿度三节由唐知愚同志(北京大学)譯出，第十章的其余各节由謝义炳同志(北京大学)譯出。由唐知愚同志負責总校对。

氣 候 學 教 程

第二冊

Б. П. 阿里索夫等著

謝义炳 唐知愚 楊大昇譯

高等教 育 出 版 社 出 版

北京琉璃廠一七〇號

(北京市書刊出版業營業許可證出字第〇五四號)

商務印書館上海廠印刷 新華書店總經售

統一書號J8010·262 開本787×1092 1/16 印張7 4/8 插頁1 字數178,000

一九五七年六月第一版

一九五七年六月上海第一次印刷

印數1—3,500

定價(3) 元 0.75

第二册 目录

第二篇 观测的气候学整理法

| | |
|--|-----|
| 緒論 | 265 |
| 第九章 气候学整理理論的一般問題 | |
| 气象序列的均一性的研究 | 267 |
| 179. 关于均一性問題的意义(267) 180. 显露非均一性的方法(267) 181. 观测序列中非均一性的原因的分析(272) | |
| 短觀測序列訂正為長时期的理論 | 272 |
| 182. 將序列訂正為同一时期的目的(272) 183. 不同長度的觀測序列訂正為同一时期的公式的推导(273) 184. 不同長度的序列訂正為同一时期的适当性的判据(274) 185. 訂正公式的誤差(276) 186. n 超出时期 N 时訂正為長时期的方法(278) 187. 兩步訂正(280) 188. 当系数 k 为不同的特殊值時訂正為長序列的公式(283) 189. 訂正為長序列的各种方法的誤差的比較(286) 190. 根據同一站不同气候指标漲落的关联性对長序列的訂正(287) 191. 关于序列 A 和 B 的关联性的問題(288) | |
| 第十章 个别气候要素的整理 | |
| 气温 | 290 |
| 192. 月平均气温和年平均气温(290) 193. 旬平均温度、候平均温度及日平均温度(305) 194. 日平均温度的頻率(307) 195. 日平均温度通过一定界限的轉換日期(309) 196. 最高温度和最低温度(310) 197. 初霜和終霜的日期、無霜期的長度(314) 198. 初霜和終霜的出現早于(或晚于)一定日期的概率(315) | |
| 气压 | 317 |
| 199. 气压的月平均和年平均值(317) | |
| 空气湿度 | 323 |
| 200. 主要特征(323) 201. 空气的绝对湿度、相对湿度和饱和差的月平均及旬平均值(323) 202. 高相对湿度的日数和低相对湿度的日数(327) | |
| 大气降水 | 327 |
| 203. 平均月降水量与年降水量(327) 204. 不同降水量的概率(331) 205. 旬降水量(332) 206. 具有不同降水量的日数(332) 207. 最大日降水量(338) 208. 暴雨(334) 209. 降水延续時間及其日变程(335) | |
| 积雪 | 335 |
| 210. 积雪深度(336) 211. 积雪的初現日期与消失日期, 稳定积雪的形成日期与破坏日期, 每年的积雪日数(338) 212. 积雪密度(340) | |
| 风 | 341 |
| 213. 問題的一般提法(341) 214. 風向(342) 215. 風速(347) 216. 風速与風向的混合整理(348) 217. 風速的圖形描述(348) | |
| 云和日照 | 349 |
| 218. 云量(349) 219. 每月及每年晴天与阴天的日数, 以及晴天和阴天的稳定系数(352) 220. 日照(353) | |

| | |
|---|-----|
| 霧、雪暴、雷雨..... | 354 |
| 221. 問題的一般提法(354) 222. 霧、雪暴及雷雨資料的整理(355) | |
| 土壤溫度..... | 356 |
| 223. 不同深度的月平均及年平均土壤溫度(356) 224. 0°溫度滲透到土壤中的深度(358) | |
| 第十一章 氣候學整理的特殊問題 | |
| 小氣候觀測的整理..... | 359 |
| 225. 小氣候現象的結構的計算(359) 226. 小氣候觀測序列成為同一時期的訂正(359) 227. 制圖(361) | |
| 地面上熱平衡要素觀測的整理 | 362 |
| 228. 決定輻射平衡要素的各種方法(362) 229. 热平衡要素的決定(365) 230. 交換系數的決 定(366) | |
| 綜合的氣候特征 | 368 |
| 231. E. E. 費道洛夫的方法(368) 232. 兩個氣象要素的配合(371) 233. 關於機械化整理計 算的概念(374) | |
| 關於船舶、高空和天氣材料的整理的概念 | 374 |
| 234. 船舶觀測的整理(374) 235. 自由大氣中溫度和風的觀測整理法的概念(375) 236. 觀測 的天氣學-氣候學整理法的途徑(376) | |
| 參考文獻..... | 379 |

第二篇 觀測的气候学整理法

緒論

我們的天气知識和气候知識的主要泉源，是气象站網所获得的資料，但是为了不同的目的，这些資料的整理法是不同的。气候学整理(Климатологическая обработка)的目的是要表明：(1)为了这个或那个目的，怎样的气候指标才能够最好地說明气候特征，以及这些指标在不同的地理条件下具有怎样的物理意义；(2)用怎样的方法来得到这些具有必要的和充分的精确度的指标，同时使这些指标有可能在時間上和地区上进行比較。

既然我們称一个地方的气候为多年的天气的特性狀況，那么我們在研究气候时就應該选择最适合于这个狀況的特征的指标。对于中緯度，由于天气的較大的变易性，这个問題是非常复杂的，直到現在還沒有完全解决。

研究气候有不同的目的。最主要的任务之一就是研究某种气候的起源，它在時間上和在空間上的結構。我們需要知道，一定的气候是由怎样的大气过程形成的，这些过程造成了什么样的天气型，这些天气过程与个别气象要素的量的方面的联系是怎样的，我們需要确定这些或那些气候指标的地理分布的規律性。为了長期天气預告的目的，这样研究气候是有重大意义的，因为这样的研究有助于确定每个地方的特殊大气过程，而预报了一定的大气过程，預報員就能指明天气型和它們在地区上的分布，以及这些过程所造成的气象要素的数值。

知道了一定的气候形成过程，我們就能够进行在人类影响下的气候变迁的物理計算，正如在實現斯大林改造自然的計劃时所發生的那样。

此外，我們还具有更广泛的气候資料的使用范围，用这些資料的兴趣主要地不在于研究气候的起源，而在于研究气候的基本特征，这些特征是以一些个别气象要素的数字指标或它們的綜合来表示的。因为在解决这个或那个实际問題时，主要的就是用这些特征来估計气候的作用。

例如，建筑师們的許多重要的要求就属于这样的問題，这些要求是，建筑师在設計房屋、城市建筑物时應該考慮到气候条件；这些条件在拟訂各种工業技术程序时也應該顧及到。又如在設計取暖設備时要計算溫度和風速；在設計小的桥梁时要計算降水量及降水强度；設計風力發动机时要計算風速；在泥炭業、紡織業、木業、制烟業中需要計算空气湿度等等。

个别气象要素的知識是天气的重要特征，这些特征提供了关于整个气候狀況的很多非常重要的特性的概念。

例如，根据气候手册中所引的表，我們看到这个或那个测站的溫度一般情况，一晝夜內溫度变化的大小和它的非周期性振动，并得到所盛行的天气是温和的、是靜風的、甚至是大風暴的等等概念。我們將要詳細地研究各个要素的气候学整理法，这正是現在这一篇教材的主要內容。

不同要素值成对的配合也近似地表现出天气状况的特征。最后，某些要素序列的综合能够更精确地表示天气状况。但是综合序列的问题直到现在还没有完全解决，因此在以后的说明中其所占的篇幅不多。此外，应该考虑到，天气状况的观念不仅包含各种天气型的频率，并且也包含各种天气型在时间上有规律的连贯性，而连贯性的决定，则是一个比较复杂的、还没有充分研究过的問題。

但是应该注意到，为了解决上述問題，整理法的基本的、原则性的問題——序列的均一性的問題、訂正到長序列的理論的問題——在整个地探討多年天气状况的研究法时，还是有它的意义的。

气候学整理的主要方法是統計的方法。

气候学里最常用的統計指标是算术平均数和众数(最多值)，而研究离散度(мера рассеяния)时最常用的指标是平均偏差和均方差。在說明这些指标在气候学上的物理意义时，我們應該注意到，算术平均的物理意义、它和众数的相互关系、离散度的物理意义等等，它們对于不同的气象要素，在一年中不同时间、在不同的地区，是不一样的；特别是当要素的个别数值在时间上和平均值有系統性的偏差时是如此。这些問題在講到各个气象要素的整理法时將加以說明。为了这些，必須預先知道統計学的基本知識。

在进入說明各个气象要素的整理法以前，我們要講到两个重要的前面指出过的、在气候学整理中有着原則性意义的問題，即觀測序列的均一性的問題和序列的長时期訂正理論的問題。

不同的气象要素在时间上的和空间上的分布的特征，以及它們对于国民经济的意义使得它們的整理具有某种特殊性。因此，上面指出过的一般原理，当其应用于整理各个气象要素以及它們的综合时所具有的一切特殊性，將在以下各章中談到。

第九章 气候学整理理論的一般問題

气象序列的均一性的研究

179. 关于均一性問題的意义 逐年的气象觀測序列的分析指出，在表征該要素的数值序列中，常常觀測到突然的改变，而有时候是漸漸的有系統的改变。这种現象的原因可以区分为：
1) 气候变迁；(2) 气候站地区的小气候的改变；(3) 一种仪器为它种仪器所代替，裝置条件的改变(例如，風标高度的改变)或觀測方法的改变；(4) 由于仪器受損，仪器标度的改变；(5) 在更换觀測員的情况下，某些气象要素觀測讀數上的主觀性。

不言而喻，我們必須善于了解引起序列中实际的或表面的非均一性的原因，因为我們處理資料序列所得到的解答，以及关于相当地區的气候或小气候的結論是不相同的，这种不相同与非均一性的原因有关。

由于这个緣故，觀測序列的均一性的分析是气候学整理法中最重要的問題之一。

180. 显露非均一性的方法 同一測站資料的按年比較。确定觀測序列的均一性的問題，对于不同的气象要素，困难是不一样的。当气候要素值逐年的实际漲落不大，或个别数值在序列中显著地与众不同时，就容易根据被分析站本身的資料揭露岀非均一性。例如，月平均風速逐年的漲落与因風标遮蔽条件改变而产生的風速的漲落相比較，前者的漲落是不大的。这类情形的例子給于表 93 中，表中列举的是威萊布耶站風速資料的序列。要显露出这个序列的非均一性是不困难的。

容易看出，序列中風速的突变在 1899 年以后就开始了。这个变化不能用 1900 年左右風的狀況有实际的改变来解釋。因为当这样的改变存在时，它会反映到鄰近測站的風速上，現在实际上却并沒有反映^①。

威萊布耶站的历史指出，風标曾經裝置在屋頂上，高度約 12 米，但是環繞屋頂的是林园，这个林园看来是枝叶繁茂的。除此之外，新的建筑物逐渐地建造起来，由于这样，遮蔽程度隨着時間而增加，于是風速也就減小了。

在伊薩頓的积雪深度的觀測序列中我們看到类似的突变情形，突变开始于 1914—15 年冬季。既然在鄰近各站上沒有觀測到这样的积雪深度的增加，那么，伊薩頓序列的非均一性的原因應該認為是由于量雪尺安置地点的改变。在雪盖層不均匀的情形下，量雪尺的移动会在积雪深度的量度中引起大的差异。

当气象要素值的逐年漲落大大地超过由于气候、小气候变迁或讀數不准确等所引起的在数值序列中数值的躍变时，只基于一个站的資料的研究來發現这样的躍变，就相当困难。在这种情

^① 在表 93 中，限于篇幅，我們沒有选出該站所有月份以及鄰近各站的全部資料，但是表中資料已証實了以上所說的。对于該表中的另一个例子也是这样。

表 93. 觀測序列中非均一性的例子

| 觀測年份 | 風速(米/秒) 七月, 13時 | 冬季季 | 積雪深度(厘米) 三月深下旬 |
|------|---|---------|---|
| | 威萊布耶 $\varphi = 58^{\circ}39'$, $\lambda = 32^{\circ}42'$, $H = 116$ 米 | | 伊薩頓 $\varphi = 56^{\circ}4'$, $\lambda = 45^{\circ}7'$, $H = 90$ 米 |
| 1892 | 4.3 | 1904—05 | 7 |
| 1893 | 5.5 | 1905—06 | 9 |
| 1894 | 5.8 | 1906—07 | 12 |
| 1895 | 4.2 | 1907—08 | 32 |
| 1896 | 4.6 | 1908—09 | 14 |
| 1897 | 4.0 | 1909—10 | 3 |
| 1898 | 5.1 | 1910—11 | 19 |
| 1899 | 4.0 | 1911—12 | 19 |
| 1901 | 2.9 | 1912—13 | 0 |
| 1902 | 3.7 | 1913—14 | 14 |
| 1903 | 3.4 | 1914—15 | 34 |
| 1904 | 2.7 | 1915—16 | 33 |
| 1906 | 2.7 | 1916—17 | 40 |
| 1907 | 2.2 | 1917—18 | 51 |
| 1912 | 3.1 | 1918—19 | 47 |
| 1913 | 3.7 | 1919—20 | 39 |
| 1914 | 2.9 | 1920—21 | 29 |
| 1915 | 3.3 | 1921—22 | 37 |
| | | 1922—23 | 53 |
| | | 1923—24 | 69 |
| | | 1924—25 | 41 |
| | | 1925—26 | 87 |
| | | 1926—27 | 49 |
| | | 1927—28 | 42 |

形下,如果不分析各月的,而分析各年的或各季的資料常常也可以發現非均一性。这些各年的或各季的資料不同于月平均的是它們逐年的漲落比月平均逐年的漲落小。此外,当年值为月值的总和时,在月的資料中觀測到的躍变就被加起来。靠了这种方法,就能發現霧日數中、雷雨日數中、雪暴日數中、靜風日數中、降水日數中、有时在平均土壤溫度以及日照時數中的非均一性。

對應較差法或對應比例法 上述的方法常常不能給出關於某些氣象要素序列非均一性問題的解答,例如氣壓、氣溫和降水量,因為這些要素,其逐年的年值漲落是很大的。而且除此之外,就氣溫來說(有時連土壤溫度也是這樣),當序列有非均一性時,冬夏溫度的變化可能符号相反,於是在年平均中產生補償作用。降水量序列的非均一性有時只在冬季觀測到(當固體降水從雨量器吹開的時候),因而在年總和中非均一性就大大地消失了。為了顯示這些氣象要素序列的非均一性,人們就利用對應較差法或對應比例法。這個方法基於下面的原則。在各測站的大氣過程決不是相隔很遠地、也不会孤離地進行着,而是彼此之間相關聯的,雖然氣象要素值的逐年漲落很大,但是這些漲落在相鄰各站是在協調的情形下進行的,於是要素對應值的較差或比例的逐年漲落要比要素本身數值的逐年漲落小得多。如果有一站序列是不均一的,那麼根據兩站對應

值的較差或比例的漲落不應很大的原理，其數值序列中被序列的非均一性所引起的躍變就可清楚地看出。在表 94 中列舉出某些例子，這些例子表示以上所說性質的特徵。

我們舉出莫斯科的兩個氣象站（季米爾澤夫農業科學院和墨雪夫研究所）。比較這兩個站的

表 94. 各個測站觀測序列的較差

| 年 | 18 时 温 度 的 較 差 | | | | 云量分数从 8—10 的 頻 率 的 較 差 (占觀測總數的 %) | | 降水总量的較差 (毫米) | | 在一年中降水量 ≥0.5 毫米的日 數的 較 差 | |
|------|--------------------------------|------|--------------|------|---|-------|--------------------|----------------|--------------------------------|--|
| | (莫斯科墨雪夫 研究所)減(莫斯科 農業科學院) | | (雅托多爾)減(雅爾達) | | (哈爾科夫大學)減 (哈爾科夫、德爾哈琪) | | (巴甫洛夫斯克) 減(洛普夏) | | (巴甫洛夫斯克) 減(洛普夏) | |
| | 三月 | 七月 | 一月 | 七月 | 一月 | 七月 | 暖季 (IV—X) | 冷季 (XI—III) | | |
| 1881 | 0.0 | +0.9 | | | | | | | | |
| 1882 | +0.3 | +0.7 | | | | | | | | |
| 1883 | -0.4 | 0.0 | | | | | | | | |
| 1884 | -0.5 | +0.3 | | | | | | | | |
| 1885 | -0.8 | 0.0 | | | | | | | | |
| 1886 | -0.4 | -0.2 | | | | | | | | |
| 1887 | +0.4 | +0.6 | -1.0 | -1.4 | | | | | | |
| 1888 | -0.3 | +0.6 | -0.9 | -1.5 | | | | | | |
| 1889 | -0.3 | +0.4 | -0.9 | -0.8 | | | | | | |
| 1890 | -0.2 | +0.8 | -0.3 | -2.2 | | | | | | |
| 1891 | -0.1 | +0.3 | -0.5 | -1.4 | | | | | +56 | |
| 1892 | -0.5 | +0.3 | -0.4 | -0.8 | | | +30 | +83 | +16 | |
| 1893 | -0.4 | -0.5 | -1.3 | -0.5 | | | 0 | +93 | +41 | |
| 1894 | -0.8 | +0.8 | -0.2 | -0.8 | | | +42 | +40 | +14 | |
| 1895 | -0.2 | +0.2 | -1.5 | -1.1 | | | +90 | +39 | +8 | |
| 1896 | -0.4 | +0.3 | -0.2 | -2.0 | +7.5 | +2.2 | -18 | +74 | +20 | |
| 1897 | -0.3 | -0.1 | -1.0 | +0.9 | +1.1 | +1.1 | -2 | +82 | +21 | |
| 1898 | +0.5 | +1.1 | -0.6 | +0.2 | -1.1 | -6.5 | +24 | +80 | +22 | |
| 1899 | +0.6 | +1.3 | 0.0 | +0.7 | 0.0 | -10.7 | +90 | +96 | +37 | |
| 1900 | +0.5 | +0.9 | -1.1 | +0.8 | -2.2 | +5.4 | +64 | +59 | +19 | |
| 1901 | +1.0 | +1.4 | -0.9 | +1.5 | +4.3 | +5.4 | +72 | +84 | +25 | |
| 1902 | +0.8 | +1.0 | -0.1 | +0.1 | +7.6 | +3.2 | +23 | +50 | +14 | |
| 1903 | +0.6 | +1.3 | -0.9 | 0.0 | +2.1 | -3.3 | -29 | +14 | +10 | |
| 1904 | +0.8 | +1.0 | -1.1 | +1.1 | +4.3 | -7.5 | -54 | +6 | -12 | |
| 1905 | +0.4 | +1.3 | -0.5 | +1.2 | +2.1 | -14.0 | -44 | +33 | -10 | |
| 1906 | +0.7 | +1.4 | -0.4 | +1.0 | -3.3 | -20.4 | -18 | +22 | -6 | |
| 1907 | +0.9 | +1.5 | -0.6 | +2.4 | -7.5 | -10.8 | -5 | +12 | -10 | |
| 1908 | +0.9 | +1.2 | -0.9 | +1.5 | -4.3 | -6.0 | +12 | +13 | +2 | |
| 1909 | +0.5 | +1.4 | -0.5 | +2.3 | -5.4 | -22.6 | -11 | +1 | -8 | |
| 1910 | +0.9 | +1.1 | -0.7 | +1.6 | -2.2 | -17.2 | -68 | +54 | -9 | |
| 1911 | +0.9 | +0.7 | -0.9 | +1.2 | -5.3 | -19.4 | +7 | -4 | -1 | |
| 1912 | +0.4 | +1.2 | | | -6.5 | -17.2 | -29 | -11 | -10 | |
| 1913 | +0.8 | +1.2 | | | -1.0 | -26.4 | -50 | +1 | -2 | |
| 1914 | +0.5 | +1.1 | | | -4.3 | -29.0 | -18 | +7 | -2 | |
| 1915 | +0.8 | +1.4 | | | -2.2 | -16.1 | -80 | +5 | -2 | |

气温时，我們看出，在較差变程中自 1898 年就有急剧的变化。为了确定兩站中哪一站具有非均一性，應該把这兩站中每一站的温度和任一鄰近的第三站比較。这种比較指出，在農業科学院的測站有非均一性^①。这个非均一性的原因是气象园的迁移。温度改变的数值可以由計算莫斯科墨雪夫研究所和農業科学院之間的 13 时温度的平均較差看出：

| 觀測时期 | 三月 | 七月 |
|-----------|-------|-------|
| 1881—1897 | -0.3° | +0.3° |
| 1898—1915 | +0.7 | +1.2 |
| 变 值 | +1.0 | +0.9 |

因此，在第二个时期內白天的温度与第一个时期相比几乎增加 1°。

在瓊托多尔－雅尔达的温度較差中有类似的例子。从 1897 年觀測到温度的躍变，只不过都發生在夏季各月。这些站中每一个站与鄰近的第三站的較差的分析指出，雅尔达的序列是不均一的：1897 年以前該站一直处在有遮蔽的情况下，这种情况特別表現在夏季白晝時間內。

在哈尔科夫的兩個測站的資料的比較指出，在云量的觀測序列中有明显的非均一性，特别是在夏季——在 1906 年觀測到的較差的躍变。这些站中根据每一站与其他站的較差的分析，以及各站的历史指出，德尔哈琪的序列是不均一的，这是由于觀測員的更換和他們在估計云量时的主觀性。在这些情形下，夏季的誤差常常比冬季大，这与云的性質有关。

巴甫洛夫斯克和洛普夏的降水序列的分析指出，在洛普夏从 1902 年有非均一性，这是由于洛普夏在 1902 年四月雨量器的裝置有了尼費尔防風圈（защита Нифера）。

在显露云量和降水觀測序列的非均一性的例子中，我們利用了相互很近的測站。虽然如此，在同一时期內它們的較差远不及温度序列的較差稳定。如果不得不用彼此相隔較远的測站以显露非均一性的話，那么所得的逐年的較差將是十分不稳定的，因此要用这种方法来显露非均一性就十分困难。在这种情形下如用前面所說的被分析站要素的年总值来显露非均一性，就显得較为灵敏。例如，在哈尔科夫、德尔哈琪站的序列中云量从 0 到 2 成和从 8 到 10 成的頻率的总和很显然地指明有非均一性（表 95）。我們看出，在晴天和陰天頻率的年总和中从 1906 年有躍变。这个方法也可用来显露洛普夏各个具有不同降水量的日数序列中的非均一性。例如，如果我們取洛普夏在十一月到三月降水日数的总和，那么完全可以看出，降水日数在这个时期之末較在这一时期开始时有所增加。

对于降水量，可以用逐年的兩個站降水量的比值的稳定性为其特征。如果兩個站都处在平原上，同时又相距不远，则在这种情形下較差也会是稳定的。O. A. 特洛茲多夫在实践中曾用圖表示这些比值（即所謂相关圖），如圖 126。在該圖上各点的横坐标为巴甫洛夫斯克的降水量，縱坐标为同年洛普夏的降水量。交点上标出年份。我們根据这些点来画巴甫洛夫斯克降水量和洛普夏降水量之間的关系直線 $O A$ ，使得这根直線通过坐标的原点，同时从直線一边的各点到这直線距离之和与从直線另一边的各点到这直線距离之和是一样的。研究这根直線时，我們看出，

① 限于篇幅，我們沒有列舉第三站的較差。

表 95. 不同站观测序列的非均一性

| 在 冷 季 的 年 | 普 降 水 夏 日 数 | | | | 云 量 分 数 的 年 总 和 | 哈尔科夫、德尔哈琪 的年总和 | |
|-----------------------|----------------------------|------|------|---------|--------------------------------------|-------------------|----------|
| | >0.1 | >0.5 | >1.0 | >5.0 毫米 | | 从 0 到 2 | 从 8 到 10 |
| 1892 | 62 | 43 | 31 | 6 | 1896 | 363 | 587 |
| 1893 | 64 | 44 | 33 | 2 | 1897 | 317 | 617 |
| 1894 | 72 | 44 | 31 | 3 | 1898 | 256 | 686 |
| 1895 | 79 | 49 | 31 | 5 | 1899 | 275 | 693 |
| 1896 | 72 | 37 | 21 | 4 | 1900 | 317 | 632 |
| 1897 | 65 | 45 | 28 | 5 | 1901 | 324 | 617 |
| 1898 | 81 | 55 | 39 | 4 | 1902 | 333 | 599 |
| 1899 | 92 | 73 | 48 | 7 | 1903 | 372 | 603 |
| 1900 | 76 | 49 | 37 | 8 | 1904 | 311 | 664 |
| 1901 | 71 | 51 | 31 | 3 | 1905 | 330 | 686 |
| 1902 | 94 | 71 | 52 | 6 | 1906 | 182 | 789 |
| 1903 | 78 | 51 | 39 | 10 | 1907 | 184 | 786 |
| 1904 | 75 | 50 | 33 | 4 | 1908 | 253 | 759 |
| 1905 | 110 | 80 | 60 | 7 | 1909 | 192 | 805 |
| 1906 | 109 | 69 | 45 | 10 | 1910 | 202 | 803 |
| 1907 | 91 | 58 | 39 | 7 | 1911 | 169 | 790 |
| 1908 | 88 | 47 | 22 | 1 | 1912 | 113 | 874 |
| 1909 | 89 | 49 | 35 | 4 | 1913 | 200 | 781 |
| 1910 | 105 | 70 | 50 | 16 | 1914 | 205 | 785 |
| 1911 | 93 | 58 | 44 | 7 | 1915 | 184 | 805 |
| 1912 | 97 | 68 | 45 | 7 | | | |
| 1913 | 107 | 77 | 60 | 11 | | | |
| 1914 | 105 | 80 | 56 | 11 | | | |
| 1915 | 87 | 60 | 50 | 12 | | | |

1902 年以前(包括 1902 年在内)的资料都位于直线 OA 之下, 而从 1903 年开始的资料就都在 OA 线之上(1911 年例外)。这说明两站中的一站有非均一性。根据各站的历史(或从洛普夏同任一其他站的相关图)可以确定洛普夏的序列有非均一性。因此, 不能把全部序列作为一个完整的序列来利用。序列中每一部分的关系线应分别用直线 OA_1 和 OA_2 表示之。序列的非均一性是由雨量器受风所引起的, 自从 1903 年在雨量器上装置了尼费尔防风圈以后, 资料应该认为是较为准确的。

以上所說的方法(指被分析站各月、各季或各年的值的按年比較用的較差法、比例法或利用被比較站对应值間的相关圖)都可以用来显露气象观测序列的非均一性。这些方法是足够灵敏的, 同时在实际工作中常常要应用到。

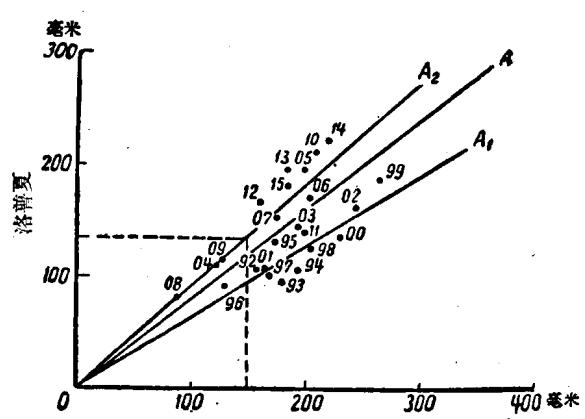


图 126. 降水量的相关图。
冷季(十一月到三月)。

181. 觀測序列中非均一性的原因的分析 一开始我們就指出了，显露觀測序列中的非均一性有原則上的重要性，因为在許多情形中这种非均一性是气候变迁或小气候变化的反映，而有时非均一性的出現可說明序列中部分觀測質量惡劣。應該根据被显露出来的非均一性的原因，进行下一步的整理。

温度序列中的非均一性大多数是由气象园的迁移引起的。气象园的迁移所引起的小气候的改变也会引起温度的非均一性。在这种情形下，把序列中的兩部分当成兩個站的觀測来处理較为合理，因为靠了这种方法我們就有可能研究一定的小气候条件对温度狀況的影响。除此之外，当我们对某一站長期的觀測序列有兴趣时，例如，在研究气候变迁时，可以將一部分序列加以訂正，使得訂正的部分与其他部分成为均一的。例如，在莫斯科農業科学院測站的序列的第一个时期内，在三月引进 1.0° 的訂正值，在七月引进 0.9° 的訂正值（在其他各月中引进其他相当的訂正值），那么整个觀測序列就达到均一的情况（即与 1898—1915 年測站的情况相均一）。

也有这种情形發生，即气象园未迁移，而站的四周环境改变了。这些情形在我們的大規模建設的时代以及在社会主义社会改变大自然的时代中是常有的。建造大的水庫、开辟运河、池沼的排水、大湖（色旺湖）的放水、在草原地区种植森林——这些建設都会引起小气候的改变；但根据斯大林改造自然的計劃而大規模进行这些建設时，一般的气候条件也都会改变。在这些情形下所出現的热狀況的非均一性，提供了定量地計算由于人类活动而产生的小气候和气候变迁的可能性。显然，为了这个目的，應該把序列中的兩部份單独地處理。

另一方面，可能有这种情形，即序列中的非均一性是表面上的，因为地方性条件并没有显著的变化，而所觀測到的不均一性事实上是由大气环流的改变所引起的气候变迁。当然，在这些情形下，抛弃序列中部份資料是根本不对的。

此外，常常由于觀測質量的不好（例如，降水被吹离雨量器、云量估計得不准确等等）而在一部份觀測中引起非均一性。这时，必須舍弃觀測的某些不准确部份，因为用某些訂正值来改正这类不准确部份，常常是作不到的。关于觀測序列中非均一性的原因的知識、分析它們的方法以及适当的結論，都將在叙述整理个别气象要素的方法时更詳細地談到。

短觀測序列訂正為長时期的理論

182. 將序列訂正為同一时期的目的 气象要素（气压、温度、降水）序列的值的逐年变率很大，例如，为了得到这些要素的月平均值，并使它們达到为实际工作所必需的准确程度，就需要作很多年的觀測。此外，最近十几年在某些区域會觀測到較大的气候变迁，所以在这些地区从不同时期的觀測所計算得的平均值就不能互相比較。現在在实行改造自然的区域中所得的平均值，也不能与在以后所得的平均值相比較。

必須注意到；这里所指的情形不是沒有实际意义的小变化。就不同期間的年变化的形式和性質来看，都可能有差別。例如，比較莫斯科在 1881—1915 年和 1901—1930 年一月同二月的月平均溫度，我們看出，在第一个时期内，一月比二月冷 1.6° ，可是在第二个时期（有 15 年是与第

一时期所共有的)一月和二月温度的較差只达 0.3° (表 96)。

表 96. 月平均溫度(莫斯科, 農業科学院)

| 时 期 | 一 月 | 二 月 | 較 差 |
|-----------|--------|--------|--------|
| 1881—1915 | -10.7 | -9.1 | -1.6 |
| 1901—1930 | -9.7 | -9.4 | -0.3 |

在某些区域的温度年变程中, 我們還會發現更为显著的差异, 例如, 在某一时期內最低月平均溫度出現于一月, 在另一时期則出現于二月, 在第三时期又出現于三月。

如果我們根据不同时期的、同时又是在不够長的时期內整理得的資料, 来繪制某个气象要素的分布圖(等压綫、等温綫、等降水量綫), 則很容易歪曲該区域中各部份的气压、温度及降水的关系。要获得完全可以比較的資料, 觀測序列必須是同一时期的。为此, 就有必要將时期長短不同的觀測序列訂正成同一个时期的觀測序列。

据以进行这种訂正的經驗公式在 100 年以前老早就發現了。关于將不同長度的序列訂正到同一个时期的問題, 各个国家都作了不少工作, 但是只有在苏联, 才是足够深入地研究了这个問題。对它这样注意的原因在于, 苏維埃气候科学在国民經濟中所起的作用总是在日益增長, 因为在我們的建設中, 我們需要尽可能較全面的气候計算。在新开辟的地区中, 气象站網迅速地發展起来, 由于这个原因, 出現了大量的具有很短的觀測序列的气象站, 这就需要有适当的訂正理論来得到可資比較的結果。因而我們苏維埃学者有一系列的工作花費在关于將序列訂正到同一个时期的問題上。按時間先后来說, 首先是 E. C. 魯宾施晋的研究, 發表于 1922 和 1923 年, 之后, B. I. 罗曼諾夫斯基的研究, 發表于 1924 年。在 1925、1927 和 1930 年出現了 E. C. 庫茲涅卓夫的三个重要研究, 而在 1937 年又出現了 O. A. 特洛茲多夫的研究。總結以上所說的研究, 严格的訂正理論就代替了过去在將不同長度的觀測序列訂正到同一时期时所用的半經驗公式。下面我們要說明这个理論的基本問題。在說明个别气象要素的整理时, 我們还要再詳細地談到这些理論, 使这些理論符合于个别要素。

在訂正觀測序列为長时期的一般理論的章节中, 我們不涉及对于每一个气象要素要按各自不同的方法来作訂正的那些問題。属于这些問題的有: 个别气象要素值頻率的訂正、气象要素極端值的訂正、旬平均的計算等等。在講述整理个别要素的方法时, 这些問題都將說明。

183. 不同長度的觀測序列訂正為同一时期的公式的推导 作为时期訂正理論基础的概念, 在用較差法或比例法来显露觀測序列的均一性时也曾用过, 这就是不同的但絕不是互相隔离的站的大气过程是相互关联的概念。正如在研究序列的均一性时已經指出过的, 这个关联的存在, 使得决不是互相隔离的站的气象要素, 其逐年的对应值的較差或比值, 远較这些要素的值的本身要稳定得多。就月平均气温和降水量來說, 这个事实在气象的实际經驗中, 早在 100 年以前就已经知道了, 同时在那个时候, 从經驗上已找到了对于气温的时期訂正的最簡單的公式。

設 A 站和 B 站的觀測序列分别为 N 年及 n 年, 并且 $n < N$, 同时 B 站的觀測年份是包含在 A 站的觀測时期之内。

如果分別用 a_i 及 b_i 表示 A 站和 B 站在觀測的第 i 年的月平均溫度，則

$$\bar{A}_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N a_i; \quad \bar{A}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n a_i; \quad \bar{B}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n b_i,$$

式中 \bar{A}_N 、 \bar{A}_n 同 \bar{B}_n 是 A 站 N 年及 n 年的平均溫度，以及 B 站 n 年的平均溫度。

對應值 b_i 和 a_i 的較差是

$$b_i - a_i = d_i.$$

把 n 年的這些較差加起來，同時用 n 來除這個和，我們得到平均較差 \bar{D}_n ：

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n b_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n a_i = \bar{B}_n - \bar{A}_n = \bar{D}_n.$$

如果在 B 站也有 N 年的觀測，則類似地可以得出：

$$\bar{B}_N - \bar{A}_N = \bar{D}_N \text{ 或 } \bar{B}_N = \bar{A}_N + \bar{D}_N.$$

由於 d_i 值的較大的穩定性，故 \bar{D}_n 和 \bar{D}_N 差別很小，於是我們有理由寫成

$$\bar{B}'_N = \bar{A}_N + \bar{D}_n. \quad (1)$$

B 上面的一撇表示， \bar{B}_N 的值不是從 N 年的觀測決定的，而是近似地用 \bar{D}_n 代替 \bar{D}_N 計算的。公式(1)就是用較差法使具有 n 年觀測的 B 站的序列成為 N 年時期的訂正公式。

如所周知，兩個不是完全隔離的站，並非所有的氣象要素都是以對應值的較差的穩定性為其特徵。雖然在這兩個站，氣象要素值的漲落是一致的，但是它們之間依存關係的形式可以是另外的。例如，對於降水量，可以作為特徵的是被比較站降水的比值的穩定性，而不是它們的差值的穩定性。

用 a_i 、 b_i 表示第 i 年的年降水量，用 \bar{A}_N 、 \bar{B}_N 、 \bar{A}_n 及 \bar{B}_n 表示 A 站和 B 站在 N 和 n 年時期內算出的年平均降水量，我們可以寫出下列的關係：

$$\frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n b_i}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n a_i} = \frac{\bar{B}_n}{\bar{A}_n} = \bar{k}_n; \quad \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N b_i}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N a_i} = \frac{\bar{B}_N}{\bar{A}_N} = \bar{k}_N.$$

從經驗上確立了 \bar{k}_n 和 \bar{k}_N 的差別甚小，因此，和在較差穩定時的情形一樣，我們可以寫出

$$\bar{B}'_N = \bar{k}_n \bar{A}_N. \quad (2)$$

如像以前一樣， B 上面的一撇表示近似值 \bar{B}'_N 不是從 N 年的觀測決定的，而是將 \bar{k}_N 用 \bar{k}_n 代替後計算出來的值。(2)式是利用比例法使 B 的序列成為 N 年時期的訂正公式。

184. 不同長度的序列訂正為同一時期的適當性的判據 如像已經指出過的，較差法或比例法的時期訂正公式是靠了經驗的方法而求得的。作為這些公式的理論基礎的是，在空間規模很大的大氣過程影響下，某個地區氣象要素逐年漲落的一致性。於是問題就發生了，當 A 和 B 之間有什麼樣的距離時，要素對應值逐年的漲落才能保持一致性，而且在什麼樣的條件下才可以把在 A 和 B 的氣象要素的各個對應值的較差或比值當成是足夠穩定的量。只有當這些問題都弄清楚了，我們才可能解決較差法或比例法的時期訂正公式的應用範圍的問題。

下面我們要給出普遍形式的時期訂正公式及其判據的推導，使得我們可以判斷應用訂正公式的適當性。這些判據稱為訂正適當性的判據。

公式(1)可以寫成以下的形式：

$$\bar{B}'_N = \bar{A}_N + \bar{B}_n - \bar{A}_n \text{ 或 } \bar{B}'_N - \bar{B}_n = \bar{A}_N - \bar{A}_n。 \quad (3)$$

後一等式表示， N 年和 n 年的平均值之差在 A 站和 B 站是一樣的。

但是我們很容易想到有這樣的情形，就是 A 站和 B 站的氣象要素的漲落雖然是一致的，但是這些漲落的振幅却是不同的。例如，當比較離岸邊近和離岸邊遠的兩站的溫度時，這種情形就可能發生。於是在公式(3)中，左邊和右邊將成比例，而不是相等，即，

$$\bar{B}'_N - \bar{B}_n = k(\bar{A}_N - \bar{A}_n)。$$

式中 k 是比例系數。

由此

$$\bar{B}'_N = \bar{B}_n + k(\bar{A}_N - \bar{A}_n)。 \quad (4)$$

不難看出，公式(4)是表示 A 序列和 B 序列之間的線性關係的一般形式，而用較差法或比例法作訂正的公式是它的特殊情形[當 $k=1$ 時，公式(4)變成公式(1)；當 $k=\frac{\bar{B}_n}{\bar{A}_n}$ 時，公式(4)變成公式(2)]。當 k 是其他的值，我們也就得到其他的訂正公式，這些公式將於以後再談。因此，公式(4)是訂正短序列成為長序列的最普遍形式的線性公式。

在什麼樣的條件下按照公式(4)來進行時期訂正才是適當的呢？顯然，當訂正量 \bar{B}'_N 比量 \bar{B}_n 更接近於我們所不知道的量 \bar{B}_N 時，訂正就是適當的，而 \bar{B}_n 是用 B 的觀測序列直接計算得到的量。在統計學中，用 \bar{B}'_N 及 \bar{B}_n 的均方差 σ 作為它們的精確度的量度。如果

$$\sigma(\bar{B}'_N) < \sigma(\bar{B}_n)， \quad (5)$$

則按照公式(4)計算得到的量 \bar{B}'_N 將較 \bar{B}_n 精確。

我們通過 a_i 同 b_i 各量來計算不等式(5)左右兩邊的值。

因為 \bar{B}'_N 和 \bar{B}_n 是多項式，那麼從統計學知道，應該按照以下形式的公式計算它們的均方差：

$$\sigma^2 \left[\sum_i^n x_i \right] = \sum_i^n \sigma^2(x_i) + 2 \sum_i \sum_s r_{is} \sigma(x_i) \sigma(x_s), \quad (6)$$

式中 $\sigma(x_i)$ 是個別項 x_i 的均方差，而 r_{is} 是第 i 項和第 s 項間的相關系數。

如果我們所整理的是月、季或年的平均值（例如，兩個鄰近年份的一月溫度，1940、1942、1944 各年的年總降水量），我們就可以把序列 b_1, b_2, \dots, b_n 的各項當成實際上是彼此不相關的，因而，相關系數 $r(b_i, b_s)$ 就等於零。我們可以把 b_1, b_2, \dots, b_n 的均方差當成彼此是相等的，即 $\sigma(b_1) = \sigma(b_2) = \dots = \sigma(b_n) = \sigma(b)$ 。

$$\text{於是 } \sigma^2(\bar{B}_n) = \sigma^2 \left[\frac{1}{n} \sum_i^n b_i \right] = \frac{1}{n} \sigma^2(b)。$$

把公式(4)中 \bar{A}_N 、 \bar{A}_n 的值展開成序列時，就可以把 \bar{B}'_N 表示成以下的形式：

$$\begin{aligned} \bar{B}'_N = & \frac{1}{n} b_1 + \frac{1}{n} b_2 + \dots + \frac{1}{n} b_n - k \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) a_1 - k \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) a_2 - \dots - k \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) a_n + \\ & + \frac{k}{N} a_{n+1} + \frac{k}{N} a_{n+2} + \dots + \frac{k}{N} a_N. \end{aligned}$$

在計算 $\sigma^2(\bar{B}'_N)$ 時，應該注意序列 A 的各項也是互相獨立的，因而，相關系數 $r(a_i, a_s)$ 等於零，但是 $r(a_i, b_i)$ 形式的系數不等於零，因為作訂正的可能性本身就基於 A 和 B 站對應值的關聯上。顧到所說的情形，我們得到對於 $\sigma^2(\bar{B}'_N)$ 的式子為

$$\sigma^2(\bar{B}'_N) = \frac{1}{n} \sigma^2(b) + k^2 \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right)^2 n \sigma^2(a) - 2 \frac{k}{n} \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) n r(a, b) \sigma(a) \sigma(b) + \frac{k^2}{N^2} (N-n) \sigma^2(a)。$$

簡化這個式子，我們有

$$\sigma^2(\bar{B}'_N) = \frac{1}{n} \sigma^2(b) + k^2 \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \sigma^2(a) - 2k \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) r(a, b) \sigma(a) \sigma(b)。$$

為了要使所計算的量比被訂正量精確，按照不等式(5)，必須

$$\frac{1}{n} \sigma^2(b) + k^2 \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \sigma^2(a) - 2k \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) r(a, b) \sigma(a) \sigma(b) < \frac{1}{n} \sigma^2(b)。$$

對於 $r(a, b)$ 解這個不等式，我們有

$$r(a, b) > \frac{k}{2} \frac{\sigma(a)}{\sigma(b)}。 \quad (7)$$

這個式子稱為長序列的訂正適當性的判據。

在用較差法來訂正的情形下，這個判據可寫成其他的形式。

實際上，當 $k=1$ 時， $b_i - a_i = d_i$ 。按照公式(6)，我們可得 $\sigma^2(d)$ 的值為

$$\sigma^2(d) = \sigma^2(b) + \sigma^2(a) - 2r(a, b)\sigma(a)\sigma(b) ,$$

由此

$$2r(a, b) = \frac{\sigma^2(b) + \sigma^2(a) - \sigma^2(d)}{\sigma(a)\sigma(b)}。$$

把这个式子代入不等式(7)，我們便有

$$\frac{\sigma^2(b) + \sigma^2(a) - \sigma^2(d)}{\sigma(a)\sigma(b)} > \frac{\sigma(a)}{\sigma(b)}。$$

經過很明顯的改變之後，我們得到

$$\sigma^2(d) < \sigma^2(b) \text{ 或 } \sigma(d) < \sigma(b)。 \quad (8)$$

這種形式的訂正適當性的判據，在前一世紀的 80 年代就已經為漢恩得出了，只是他曾經利用平均偏差 v 代替均方差 σ ，由於量 σ 同 v 成比例，這完全是可以容許的。

如果用較差法進行訂正，則下面的形式由於計算簡易，現在常被採用為訂正適當性的判據：

$$v(d) < v(b), \quad (8a)$$

185. 訂正公式的誤差 我們上面所推得的訂正適當性的判據指出，在什麼樣的條件下，訂正值 \bar{B}'_N 會較未訂正值準確。但是，很重要的是要知道，利用訂正公式所得的資料，其精確的程度究竟有多大，即必須計算訂正公式的誤差。當計算這種誤差時，應該區分兩種情形：(1)使我們發生興趣的，不是所計算的量 \bar{B}'_N 的絕對精確度，而是它相對於序列 N 的精確度，即在這種情形下我們把量 \bar{B}_N 的誤差當成等於零；(2)我們有興趣的是量 \bar{B}'_N 對於無限長序列的精確度（絕對精確度）。

我們來決定對於上述兩種情形訂正公式的誤差，並且，如像通常一樣，我們要用均方差作為誤差大小的特徵。